

**POBREZA MULTIDIMENSIONAL FUZZY NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS EM 2010**

Maríndia Brites
Solange Regina Marin
Júlio Eduardo Rohenkohl

**ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO DESEMPENHO INDUSTRIAL:
O CASO DO SETOR DE HIGIENE PESSOAL, PERFUMARIA
E COSMÉTICOS NO BRASIL NO PERÍODO 2001-2013**

Adriana Bruscato Bortoluzzo
Livia Amaral Valfré
Guilherme Fowler de Avila Monteiro

**JOVENS E ADULTOS FORAM DEIXADOS PARA TRÁS? EVIDÊNCIAS
DO ENSINO MÉDIO NO CEARÁ**

Gécia Cunha de Lima
Alesandra de Araújo Benevides
Francisca Zilania Mariano
Rafael Barros Barbosa

**ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO
FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE *COMMODITIES* E PREVISÕES
IN-SAMPLE E *OUT-OF-SAMPLE* PARA O PERÍODO DE 2002 A 2015**

Rodrigo Gustavo de Souza
Viviane Luporini

IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO PROJETO JOVEM DE FUTURO

Sandra Valéria Araújo Macedo
Ricardo Brito Soares
Alesandra de Araujo Benevides

**A DINÂMICA DA ECONOMIA BRASILEIRA EM UM MODELO
DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO DINÂMICO COM BANCOS
E EMPREENDEDORES**

Celso J. Costa Junior
Thadeu L. Accoroni Theodoro

**OS EFEITOS DE CHOQUES FISCAIS E DE PRODUTIVIDADE
SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS**

Michel Candido de Souza
Ramon Goulart Cunha
Joicy Markele Esteves Duarte

**pesquisa e planejamento
econômico - ppe**

ipea

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

Luciana Mendes Santos Servo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Gaiger Silveira

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Luseni Maria Cordeiro de Aquino

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Aristides Monteiro Neto

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos Internacionais

Fábio Vêras Soares

Chefe de Gabinete

Alexandre dos Santos Cunha

Coordenador-Geral de Imprensa e Comunicação Social

Antonio Lassance

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

CORPO EDITORIAL

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFGM)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFGM)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2023

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n. 1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev52n2>

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesso: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

POBREZA MULTIDIMENSIONAL FUZZY NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS EM 2010 5

Maríndia Brites

Solange Regina Marin

Júlio Eduardo Rohenkohl

ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO DESEMPENHO INDUSTRIAL: O CASO DO SETOR DE HIGIENE PESSOAL, PERFUMARIA E COSMÉTICOS NO BRASIL NO PERÍODO 2001-2013 53

Adriana Bruscato Bortoluzzo

Livia Amaral Valfré

Guilherme Fowler de Avila Monteiro

JOVENS E ADULTOS FORAM DEIXADOS PARA TRÁS? EVIDÊNCIAS DO ENSINO MÉDIO NO CEARÁ 71

Gércia Cunha de Lima

Alessandra de Araújo Benevides

Francisca Zilania Mariano

Rafael Barros Barbosa

ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE *COMMODITIES* E PREVISÕES *IN-SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE* PARA O PERÍODO DE 2002 A 2015 109

Rodrigo Gustavo de Souza

Viviane Luporini

IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO PROJETO JOVEM DE FUTURO 139

Sandra Valéria Araújo Macedo

Ricardo Brito Soares

Alessandra de Araujo Benevides

A DINÂMICA DA ECONOMIA BRASILEIRA EM UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO DINÂMICO COM BANCOS E EMPREENDEDORES 175

Celso J. Costa Junior

Thadeu L. Accoroni Theodoro

OS EFEITOS DE CHOQUES FISCAIS E DE PRODUTIVIDADE SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS 219

Michel Candido de Souza

Ramon Goulart Cunha

Joicy Markele Esteves Duarte

CONTENTS

MULTIDIMENSIONAL POVERTY FUZZY IN THE BRAZILIAN CITIES (2010) 5

Maríndia Brites

Solange Regina Marin

Júlio Eduardo Rohenkohl

ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF INDUSTRIAL PERFORMANCE: THE CASE OF BEAUTY AND PERSONAL CARE SEGMENT IN BRAZIL IN THE PERIOD 2001-2013 53

Adriana Bruscato Bortoluzzo

Livia Amaral Valfré

Guilherme Fowler de Avila Monteiro

ARE YOUTH AND ADULTS LEFT BEHIND? HIGH SCHOOL EVIDENCE IN CEARÁ 71

Gércia Cunha de Lima

Alessandra de Araújo Benevides

Francisca Zilania Mariano

Rafael Barros Barbosa

TAYLOR RULE ESTIMATIONS FOR BRAZIL, PRINCIPAL COMPONENTS OF COMMODITY INDICES AND FORECASTS FOR THE 2002-2015 PERIOD 109

Rodrigo Gustavo de Souza

Viviane Luporini

DISTRIBUTIONAL IMPACTS OF THE JOVEM DE FUTURO PROGRAM 139

Sandra Valéria Araújo Macedo

Ricardo Brito Soares

Alessandra de Araujo Benevides

THE DYNAMICS OF THE BRAZILIAN ECONOMY IN A DSGE MODEL WITH BANKS AND ENTREPRENEURS 175

Celso J. Costa Junior

Thadeu L. Accoroni Theodoro

THE EFFECTS OF FISCAL AND PRODUCTIVITY SHOCKS ON THE ECONOMIC CYCLES OF MINAS GERAIS 219

Michel Candido de Souza

Ramon Goulart Cunha

Joicy Markele Esteves Duarte

POBREZA MULTIDIMENSIONAL *FUZZY* NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS EM 2010¹

Maríndia Brites²

Solange Regina Marin³

Júlio Eduardo Rohenkohl⁴

Este artigo, com base na abordagem das capacitações de Sen (1985; 1988; 2000; 2001), tem por objetivo medir a pobreza *fuzzy* para os municípios brasileiros em 2010. Utilizando-se dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram selecionados dezesseis indicadores distribuídos nas dimensões condições de moradia, renda, acesso ao conhecimento e educação e saúde e condições sanitárias, com o objetivo de construir cinco índices de pobreza: os quatro primeiros para cada uma das dimensões e o último para o Índice *Fuzzy* de Pobreza Agregado – IFP (IBGE, 2011). A teoria dos conjuntos *fuzzy* permite abordar a pobreza como um fenômeno complexo e gerar o índice relativo de pobreza. Os resultados encontrados mostram que a pobreza não é restrita apenas à dimensão renda, que apresentou a menor privação nos municípios. Medidas multidimensionais permitem que a pobreza seja reduzida de forma mais eficaz, ao considerar as privações sofridas em outras dimensões não restritas à renda monetária. Os resultados indicam que existe maior pobreza na dimensão saúde, seguida por educação e moradia. Os indicadores com as maiores privações são microcomputador e máquina de lavar. As regiões Norte e Nordeste são as que possuem o maior número de municípios na situação de pobreza muito alta e alta.

Palavras-chave: pobreza multidimensional; teoria dos conjuntos *fuzzy*; municípios do Brasil.

MULTIDIMENSIONAL POVERTY FUZZY IN THE BRAZILIAN CITIES (2010)

This paper, based on Sen's Capability Approach (1985; 1988; 2000; 2001), aims to measure fuzzy poverty for Brazilian municipalities in 2010. Using data from the Demographic Census (Brazilian Institute of Geography and Statistics – IBGE), 16 were selected indicators distributed in the dimensions housing conditions, income, access to knowledge and education and health and sanitary conditions for the construction of five poverty indices: the first four for each dimension and the last for the aggregate poverty fuzzy index (IFP). The Fuzzy Set Theory allows addressing poverty as a complex phenomenon and generating the relative poverty index. The results found show that poverty is not restricted only to the income dimension, which presented the lowest deprivation in the municipalities. Multidimensional measures allow poverty to be reduced more effectively when considering the deprivations suffered in other dimensions not restricted to monetary income. The results indicate that there is greater poverty in the health dimension, followed by education and housing. The indicators with the greatest deprivations are microcomputer and washing machine.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art1>

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). *E-mail*: <marindia.brites@ufpr.br>.

3. Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). *E-mail*: <solange.marin@ufsc.br>.

4. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). *E-mail*: <julioroh@gmail.com>.

The North and Northeast regions have the highest number of municipalities in a situation of very high and high poverty.

Keywords: multidimensional poverty; fuzzy set theory; cities of Brazil.

JEL: I30; I32.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil já cumpriu a meta dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) de reduzir pela metade o número de pessoas vivendo em extrema pobreza até 2015 (PNUD, 2015). Entretanto, 8,9 milhões de brasileiros tinham renda domiciliar inferior a US\$ 1,25 por dia até 2008 (PNUD, 2014) e a diminuição do número de pobres não ocorreu de forma uniforme entre as Grandes Regiões e os estados do país: Norte e Nordeste são ainda as regiões onde há maior concentração de pobres em um país marcado por desigualdades regionais (Ipea, 2010).

Apesar de a dimensão renda não poder ser descartada como uma ferramenta importante do combate à pobreza, não deve ser única. A pobreza não apenas é resultado do processo econômico, mas também envolve diversos aspectos que se reforçam mutuamente (Banco Mundial, 2001a; 2001b). A abordagem das capacitações de Sen (1985; 1988; 2000; 2001) permite identificar a pobreza como um fenômeno complexo e multidimensional, que não se relaciona exclusivamente ao baixo nível de renda e inclui outras privações no domínio das capacitações, como a saúde e a educação.

A partir dessa abordagem, acredita-se que no Brasil exista pobreza em outras dimensões, que não somente na renda monetária, e que a análise da pobreza, por ser um fenômeno complexo e de natureza imprecisa, em que há situações ambíguas nas quais o pesquisador não está seguro sobre a realidade da pobreza investigada, não pode ficar restrita apenas à análise binária *pobre e não pobre*. A teoria dos conjuntos *fuzzy* mostra-se frutífera para abordar esse objeto de estudo, visto que uma de suas vantagens é formalizar matematicamente situações que envolvam ambiguidade e imprecisão. Além disso, para analisar a pobreza, os valores dos elementos *fuzzy* mostrarão os distintos níveis de pobreza, em vez de somente classificar os indivíduos como pobres ou não pobres (Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010).

Tendo-se em vista que a pobreza é multidimensional e que o Brasil é marcado por desigualdades regionais, apresenta-se como problema de pesquisa: qual o grau de aproximação à condição de pobreza dos diferentes municípios brasileiros? E quais são as dimensões e os indicadores nos quais há maior e menor privação entre os municípios? O objetivo geral deste artigo é medir a pobreza multidimensional para os municípios brasileiros em 2010, via dados do Censo Demográfico, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2011).

O artigo está estruturado em cinco seções, inclusive esta introdução. A seção 2 apresenta as bases conceituais da pobreza; na seção 3, é apresentada a teoria dos conjuntos *fuzzy*, bem como a definição das dimensões e indicadores utilizados. Na seção 4, são discutidos os resultados do indicador proposto para os municípios brasileiros. Por fim, são apresentadas algumas considerações.

2 BASE CONCEITUAL DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL E POBREZA MULTIDIMENSIONAL NO BRASIL

2.1 Base conceitual da pobreza multidimensional

O conceito de pobreza não é único e tem evoluído para uma compreensão cada vez mais ampla. A evolução do conceito não significa que as primeiras ideias, baseadas na renda monetária, caíram em desuso ou foram substituídas, mas enfatiza o fato de que a pobreza é um fenômeno multidimensional e complexo (Codes, 2008).⁵

Para Codes (2008), a maior contribuição da conceituação de pobreza ocorre a partir da abordagem das capacitações proposta pelo economista indiano Amartya Sen. Essa abordagem concebe a vida das pessoas como um conjunto de estados e ações, denominados de “funcionamentos” (Sen, 1985; 1993a; 1993b). Os funcionamentos são os “seres” e “fazer” (*being and doing*), que podem ser atividades básicas, como comer, ler, estar bem nutrido e estar livre de doenças, ou atividades mais complexas, a exemplo de estar inserido em sociedade. A realização das pessoas pode ser vista como o vetor de seus funcionamentos e, conforme Sen (1985, p. 198), “a característica primária do bem-estar de uma pessoa é o vetor de funcionamento que ela alcança”.⁶

Sen (1985) ressalta que os funcionamentos não devem ser confundidos com opulência/bens, estes contribuem para o bem-estar, mas não consideram as diversidades humanas na transformação de bens em funcionamentos. Além disso, funcionamentos não se resumem à utilidade e não podem ser analisados apenas em termos de felicidade, satisfação dos desejos, opulência, entre outros. “É claro que a abordagem dos funcionamentos é intrinsecamente pluralista de informação”⁷ (Sen, 1985, p. 200).

5. Para Codes (2008), os quatro principais conceitos de pobreza são baseados nas abordagens de subsistência, nas necessidades básicas, na pobreza relativa e na pobreza de capacitações de Sen. A ideia de subsistência define pobreza com base na renda necessária para a sobrevivência física da pessoa: uma família era considerada pobre se sua renda não fosse o suficiente para atender às necessidades físicas. A pobreza de necessidades básicas não deve ser entendida como o mínimo possível para a subsistência, deve contextualizar a independência nacional, bem como a dignidade dos indivíduos e da sociedade, além de considerar as liberdades das pessoas para viver uma vida sem impedimentos. Por último, a pobreza relativa, além de abranger um maior conjunto de indicadores da privação social e material, constata que a relação entre privação e renda é mutável ao longo do tempo e entre as comunidades. A pobreza relativa considera o contexto social em que os indivíduos estão inseridos, ao introduzir na análise da pobreza a questão da cidadania.

6. “the primary feature of a person’s well-being is the functioning vector that he or she achieves”.

7. “It is, of course, clear that the functioning approach is intrinsically information-pluralist”

Para Sen (1993b), a ideia de funcionamentos remonta a Aristóteles, Adam Smith e Karl Marx, ao deslocar os meios para os fins: os seres humanos são considerados fins em si mesmos, e não meios para chegar ao progresso econômico. Por sua vez, o progresso econômico não deve ser considerado um fim em si, mas um meio para o enriquecimento da vida das pessoas. “As pessoas são, ao mesmo tempo, os beneficiários e os impulsores do desenvolvimento humano, tanto individualmente como em grupos” (PNUD, 2010, p. 2).

A noção de funcionamentos está atrelada à capacitação para a pessoa “funcionar”, que é um conjunto de vetores de funcionamentos no indivíduo, que está estritamente ligado com a liberdade de a pessoa levar o tipo de vida que valoriza, pois, ao analisar-se o bem-estar dessa pessoa, verifica-se o conjunto de capacitações, e não apenas o vetor de funcionamento (Sen, 1985; 2001). As capacitações são a liberdade de desfrutar dos funcionamentos valiosos, ao combinar funcionamentos com a liberdade do indivíduo. A pessoa com muitas capacitações pode escolher entre vários funcionamentos e buscar diferentes caminhos de vida. A abordagem das capacitações não considera que os funcionamentos que a pessoa possui são suficientes para determinar seu bem-estar. Por isso, deve-se focar na capacitação, que é a combinação alternativa de vários funcionamentos que a pessoa pode alcançar e que ela pode escolher (Robeyns, 2000; Alkire e Deneulin, 2009).

A abordagem das capacitações tem por objetivo expandir o que as pessoas são capazes de fazer e ser – ou seja, a expansão de suas liberdades. Uma economia “saúdável” é a que permite às pessoas ter uma vida longa e saudável, uma boa educação, um trabalho decente, viver em um ambiente propício, com segurança e democracia, ou qualquer coisa que as pessoas consideram valiosas (Alkire e Deneulin, 2009).

A partir da abordagem das capacitações de Sen e da emergência do desenvolvimento humano, a pobreza, em perspectiva multidimensional, teve proeminência (Alkire e Santos, 2009). Essa abordagem tem fornecido a base para novas ideias na economia e, em geral, nas ciências sociais, especialmente nas áreas de bem-estar, escolha social, desenvolvimento econômico, desigualdade de gênero, justiça, fome e pobreza (Robeyns, 2000; Fukuda-Parr, 2003; Alkire e Deneulin, 2009). Sen (2000, p. 109) descreve que “a pobreza deve ser vista como privação de capacidades básicas em vez de meramente como baixo nível de renda, que é o critério tradicional de identificação de pobreza”. Cabe ressaltar que essa perspectiva de pobreza não nega a existência de uma renda baixa como uma das principais fontes de privação humana; porém, esse enfoque unidimensional não explica totalmente o fenômeno da pobreza. Ainda segundo Sen (2000), essa abordagem tem a vantagem de identificar as privações não somente em localidades consideradas pobres – onde as privações mais comuns são a morte prematura, a subnutrição e o analfabetismo –, mas também nas sociedades mais desenvolvidas.

Para o World Bank (2005), essa é abordagem mais ampla da pobreza. É conceituada como a privação de capacidades, renda inadequada, falta de serviços de saúde e educação, ausência de direitos etc. A pobreza, como descrita por Sen (2000), é um fenômeno multidimensional, não sendo possível criar políticas de combate à pobreza estritamente ligadas ao aumento de renda. As políticas devem também solucionar carências específicas, como disponibilidade suficiente de escolas e serviços de saúde à população.

Para Anand e Sen (1997, p. 4), “a pobreza é, em muitos aspectos, a pior forma de privação humana”.⁸ A pobreza não somente envolve a falta de necessidades de bens materiais, mas também nega as oportunidades de se viver uma vida tolerável: as vidas podem ser prematuramente cortadas, privadas de compreensão, além de roubadas a dignidade e o autorrespeito das pessoas. A pobreza que é baseada apenas na renda possui a vantagem de ser facilmente operacionalizada, pela sua simplicidade, mas as vidas humanas não são apenas empobrecidas nesse único aspecto, mas de diferentes formas.

Nesse sentido, Sen (1988) trata a pobreza nos campos de justiça social, igualdades e desigualdades, implicações políticas e pertinência social. Essa nova visão de pobreza, considerada multidimensional, amplia as estratégias voltadas às políticas públicas de erradicação da pobreza, pois leva em consideração outros aspectos, como fatores culturais e sociais (Banco Mundial, 2001a). As políticas públicas de erradicação da pobreza devem mudar se a pobreza for entendida como tendo múltiplas faces, pois não apenas se identifica o número de pobres e quem são os pobres, mas também quais são as privações sofridas por eles. É necessário focar em estudos e análises que evidenciam o caráter multidimensional da pobreza, com o objetivo de orientar o planejamento e a implantação de políticas, que, mesmo não captando toda a complexidade da pobreza, conseguem alcançar em maior grau a realidade e a eficácia das ações públicas.

A pobreza na perspectiva multidimensional é entendida como privação de capacidades e seria amenizada com a eliminação das múltiplas dimensões em que as pessoas são privadas. A erradicação da pobreza consiste na exclusão das privações, que resulta na liberdade de as pessoas promoverem ou alcançarem funcionamentos que elas consideram valiosos. A próxima seção explora a literatura sobre pobreza multidimensional no Brasil, destacando-se quais dimensões de pobreza os estudos abordam.

8. “poverty is, in many ways, the worst form of human deprivation”.

2.2 Pobreza multidimensional no Brasil

Com base na perspectiva da pobreza de capacidades, diversos estudos vêm sendo realizados a fim de avaliar a pobreza multidimensional no Brasil. Barros, Carvalho e Franco (2006) constroem um índice de pobreza multidimensional (IPM) familiar para o Brasil em 1993 e 2003, composto por seis dimensões (vulnerabilidade, acesso ao conhecimento, acesso ao trabalho, escassez de recursos, desenvolvimento infantil e carências habitacionais) e 48 indicadores. O estudo mostra que a população brasileira residente na área rural, negra, com famílias chefiadas por mulheres e residentes na região Nordeste, tende a ser mais pobre. Todas as dimensões, com exceção do acesso ao trabalho, tiveram melhorias ao longo do tempo.

Silva, Bruno e Silva (2020) constroem um IPM para as Grandes Regiões do Brasil no período 2004-2015, por intermédio de três dimensões da pobreza: educação, padrão de vida e capacidade econômica. A dimensão padrão de vida possui cinco indicadores: acesso à água tratada; condições sanitárias; destino do lixo; iluminação; e ativos (propriedade de bens duráveis, acesso à informação e bem-estar). A educação possui dois indicadores: se a pessoa de referência do domicílio cursou pelo menos o ensino médio completo; e se todos os moradores com 10 anos ou mais sabem ler. Por última, a capacidade econômica indica se a pessoa de referência trabalha – ou trabalhou – ou se é aposentado/pensionista, a renda real domiciliar *per capita* e se o domicílio é próprio ou não. Os resultados mostram a redução da pobreza no período analisado em todas as regiões do país, embora o Norte e o Nordeste apresentem as maiores incidências de pobreza.

Carvalho, Kerstenetzky e del Vecchio (2007) investigaram a pobreza multidimensional *fuzzy* das regiões metropolitanas (RMs) do Sudeste brasileiro em 2000, com base em quatro dimensões: educação; renda; saneamento básico e condições domiciliares; e população e saúde, representadas por dezesseis indicadores. Os indicadores utilizados pelas autoras são os a seguir descritos.

- 1) Educação: percentual de crianças de 7 a 14 anos fora de escola e percentual de analfabetos de 15 anos de idade ou mais.
- 2) Renda: hiato de pobreza de R\$ 75,50, índice de Gini e concentração de renda.
- 3) Saneamento básico e condições domiciliares: percentual de domicílios sem coleta de lixo e sem energia elétrica; percentual de domicílios sem água encanada e banheiro; percentual de domicílios subnormais; percentual de domicílios com densidade de moradores por dormitório acima de dois; e percentual de domicílios sem instalação sanitária (esgoto).
- 4) População e saúde: taxa de mortalidade infantil (até 5 anos de idade), taxa de fecundidade, mortalidade por doenças e probabilidade de não sobrevivência até os 40 anos de idade.

As autoras concluíram que há heterogeneidade entre as RMs e os indicadores investigados.

Diniz e Diniz (2009) apresentam um indicador sintético de pobreza multidimensional *fuzzy* para os estados do Brasil em 2002. Os doze indicadores utilizados para compor o índice têm por base teórica os Objetivos e Metas do Desenvolvimento do Milênio. As dimensões e os indicadores, respectivamente, utilizados por Diniz e Diniz (2009) são descritos adiante.

- 1) Erradicar a extrema pobreza e a fome, representadas pela proporção de indigentes (pobres) e pelo índice de hiato de pobreza.
- 2) Atingir o ensino básico universal, representado pela proporção de analfabetos de 15 a 24 anos e pela defasagem escolar.
- 3) Promover a igualdade entre os sexos e a autonomia das mulheres, representadas pelo déficit na igualdade de candidatos eleitos dos gêneros masculino e feminino.
- 4) Reduzir a mortalidade infantil, representada pela taxa de mortalidade infantil.
- 5) Melhorar a saúde materna, medida por meio da taxa de mortalidade materna.
- 6) Combater o HIV/Aids, a malária e outras doenças, representadas pelas taxas de incidência de HIV/Aids e tuberculose.
- 7) Garantir a sustentabilidade ambiental, representada pelo déficit da população sem acesso à água potável e ao esgotamento sanitário.

Os resultados mostram uma delimitação geográfica bem-definida no Brasil, com os estados do Sul e do Sudeste com os menores índices de pobreza e os estados do Norte e do Nordeste, com exceção do Rio Grande do Norte, com a maior incidência de pobreza.

Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky (2010) apresentam um estudo sobre pobreza multidimensional *fuzzy* para os quarenta bairros da zona oeste do Rio de Janeiro, em 1991 e 2000, que é a região considerada mais pobre da cidade em diferentes dimensões. Os dados selecionados foram extraídos de apenas uma fonte, os Censos Demográficos 1991 e 2000, respectivamente. Foram utilizados 22 indicadores, que representam as quatro dimensões: saúde; renda; educação; e condições domiciliares. Os autores analisaram os indicadores a seguir descritos.

- 1) Mortalidade até os 5 anos, esperança de vida ao nascer, probabilidade de sobrevivência até os 40 anos e taxa de fecundidade total.
- 2) Renda *per capita*, índice de Gini e índice L de Theil.

- 3) Percentual de crianças de 5 a 6 anos fora da escola; percentual de crianças de 7 a 14 anos fora da escola; percentual de adolescentes de 15 a 17 anos fora da escola; percentual de crianças de 7 a 14 anos analfabetas; percentual de pessoas de 15 anos ou mais analfabetas; percentual de crianças de 10 a 14 anos com menos de quatro anos de estudo; e percentual de pessoas de 15 anos ou mais com menos de quatro anos de estudo.
- 4) Percentual de pessoas que vivem em domicílio com densidade maior do que duas pessoas por dormitório, com energia elétrica e TV, e percentual de pessoas que vivem em domicílio com telefone, energia elétrica e geladeira.

Os autores concluíram que a pobreza baseada apenas na renda não reflete a multidimensionalidade da pobreza e mostraram que há heterogeneidade entre os bairros analisados, com localidades “muito ricas” e “muito pobres”.

Kerstenetzky, del Vecchio e Carvalho (2011) estimaram a pobreza multidimensional *fuzzy* em dez RMs (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal – DF), em 2003 e 2008, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). O estudo envolveu a seleção de 23 indicadores divididos em três dimensões: conhecimento, vida saudável e controle sobre o ambiente. A primeira é representada pelos indicadores escolarização de adultos e crianças, posse de televisão, posse de telefone e posse de computador. A presença de banheiro, a presença de esgoto, a coleta de lixo, a presença de iluminação, a posse de geladeira, a procedência da água, a densidade de dormitório, o material de construção das paredes externas e o material de construção do telhado são os indicadores da dimensão vida saudável. Por fim, o controle sobre o ambiente é composto pelos indicadores localização do domicílio, propriedade do domicílio, desemprego, informalidade, sindicalização, trabalho infantil e adolescente, tempo despendido no trabalho doméstico, tempo gasto no percurso entre casa e trabalho, máquina de lavar e razão de dependência. Os resultados mostram que a dimensão mais privada é o controle sobre o ambiente, embora houve melhoria nos indicadores entre 2003 e 2008.

Ottonelli (2013) verificou a pobreza multidimensional *fuzzy* dos municípios da região Nordeste do Brasil, por meio dos dados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011). Para o estudo, foram selecionados dezenove indicadores distribuídos em quatro dimensões: educação; saúde; condições habitacionais; e renda. A seguir, descrevem-se os indicadores para os índices *fuzzy* de pobreza (IFPs) escolhidos.

- 1) Educação: a taxa de alfabetização de pessoas de 5 anos ou mais; o percentual de pessoas de 5 a 14 anos não alfabetizadas; percentual de pessoas de 15 anos ou mais não alfabetizadas; percentual de domicílios em que a pessoa responsável não é alfabetizada; percentual de pessoas de 10 anos ou

mais segundo o nível de instrução (sem instrução e ensino fundamental incompleto); percentual de pessoas de 10 anos ou mais segundo o nível de instrução (fundamental completo e ensino médio incompleto); e percentual de pessoas de 10 anos ou mais segundo o nível de instrução (ensino médio completo e superior incompleto).

- 2) Saúde: mortalidade infantil (até 1 ano de idade); mortalidade até 5 anos de idade; percentual de crianças e adolescentes, de 10 a 17 anos, com filhos; e percentual de domicílios com acesso aos tipos de esgotamento sanitário (rede geral de esgoto ou pluvial ou fossa séptica).
- 3) Condições ocupacionais: percentual de domicílios com acesso à energia elétrica, à rede de água, à coleta de água, com banheiro, com densidade de moradores por dormitório acima de dois moradores e acesso ao bem durável geladeira.
- 4) Renda: valor do rendimento nominal médio mensal dos domicílios e percentual de domicílios com rendimento de até meio salário mínimo (SM).

A dimensão renda apresentou a maior incidência de pobreza, com exceção dos municípios do estado do Piauí, que apresentou a menor incidência na pobreza de renda. Apesar disso, as dimensões educação e saúde também tiveram importância no índice de pobreza.

Fraga *et al.* (2017) estimam a pobreza multidimensional *fuzzy* dos estados brasileiros em 2010, por meio das dimensões alfabetização, mortalidade infantil, condições habitacionais e renda. Os indicadores selecionados foram os que se seguem.

- 1) Taxa de alfabetização de pessoas de 5 anos ou mais, percentual de pessoas de 5 a 14 anos não alfabetizadas e percentual de pessoas de 15 anos ou mais não alfabetizadas.
- 2) Mortalidade infantil (até 1 ano de idade) e mortalidade até 5 anos de idade.
- 3) Percentual de domicílios com acesso à energia elétrica, à rede de água, à coleta de lixo, com banheiro e acesso aos tipos de esgotamento sanitário (rede geral de esgoto ou pluvial ou fossa séptica).
- 4) Valor do rendimento nominal médio mensal dos domicílios e percentual de domicílios com rendimento de até meio SM.

Os autores concluíram que os estados das regiões Nordeste e Sudeste apresentaram os maiores índices de pobreza, enquanto os estados do Norte revelaram os menores índices. Além disso, as dimensões em que os estados são mais privados são a mortalidade infantil e a renda.

Na próxima seção, apresentam-se os aspectos metodológicos, os indicadores e as dimensões que comporão o IFP multidimensional.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS: TEORIA DOS CONJUNTOS *FUZZY* E POBREZA

3.1 Teoria dos conjuntos *fuzzy*

A teoria dos conjuntos *fuzzy* foi introduzida em 1965 por Lotfi Asker Zadeh, professor do departamento de engenharia elétrica e ciências da computação da Universidade da Califórnia, em Berkeley, com a publicação do artigo *Fuzzy sets* no *Journal Information and Control* (Ortega, 2001; Jané, 2004). Para Ortega (2001), Zadeh estava interessado nos problemas de classificação de conjuntos que não possuíam fronteiras bem-definidas. Esse primeiro artigo de Zadeh, que representa o início da teoria dos conjuntos *fuzzy*, tinha por objetivo flexibilizar a pertinência dos elementos aos conjuntos, criando os graus de pertinência: um elemento pode pertencer parcialmente a um conjunto (Zadeh, 1965).

Segundo Aguado e Cantanhede (2010), o principal diferencial da teoria dos conjuntos *fuzzy* é sua capacidade em aproximar-se do mundo real, uma vez que neste não existem somente respostas extremas, apresentando o meio termo. A principal vantagem da lógica *fuzzy* para Antunes (2006, p. 82) é que é “capaz de capturar informações vagas, ambíguas ou imprecisas”.

Para Ortega (2001), os conjuntos *fuzzy* são aqueles que não possuem limites bem-definidos, caracterizados por uma função de pertinência, e o grau de pertinência pode ser entendido como uma medida que indica se certo elemento pertence ou não ao conjunto *fuzzy*. Por ser uma extensão da lógica clássica, para obtermos os conjuntos *fuzzy*, é preciso generalizar a função da lógica clássica para o intervalo $[0,1]$ – ou seja, $\mu_A(x): U \rightarrow [0,1]$, de modo a considerar os valores de pertinência, e não apenas pertence e não pertence.

A função de pertinência associa cada elemento do universo a um número real no intervalo $[0,1]$. É a partir dessa função de pertinência que é possível determinar quanto certo elemento pertence ao seu universo: se o grau de pertinência é 0, o elemento não pertence ao conjunto; se é 1, o elemento pertence totalmente ao conjunto, e os valores intermediários demonstram posições de graduação (Ortega, 2001).

A variável linguística é uma variável cujos valores são nomes de conjuntos *fuzzy* e permite a descrição de informações qualitativas – ou seja, os valores não são representados por números, mas são palavras ou frases (Ortega, 2001; Silva, 2011). As funções de pertinência ou conjuntos *fuzzy* associam-se com os termos linguísticos e relacionam estes a graus de pertinência, o que possibilita um significado

numérico. Para cada variável linguística, devem ser atribuídos termos linguísticos, que representam os estados dessa variável (Silva, 2011).

Zadeh (2008) argumenta que uma das contribuições mais importantes da lógica *fuzzy* é seu alto poder de precisão de temas imprecisos, principalmente nas áreas centradas em seres humanos, como a economia. Atualmente, a lógica *fuzzy* tem se desenvolvido nessa ciência, principalmente nos temas de escolha social, incerteza, expectativas, planejamento financeiro, bem-estar, desigualdades e pobreza.

Sen (1981) tem apontado para as diversas abordagens da pobreza que se pode encontrar na literatura e enfatiza seu caráter ambíguo, incerto e vago. Abdullah (2011, p. 118) afirma que a linha de corte entre os pobres e os não pobres pode ser imprecisa: “não é excessivamente incorreto afirmar que a pobreza é um termo muito complicado e difícil de definir precisamente”.⁹ A medida de pobreza mais apropriada dependerá da definição de pobreza, renda e linhas de pobreza, bem como da abordagem utilizada (Abdullah, 2011).

Segundo Martinetti (2000) e Robeyns (2005), a fim de capturar a complexidade e a ambiguidade, são necessárias ferramentas mais adequadas para tratar com essas questões, em vez de simplesmente excluí-las. Isso, no entanto, não é obtido se os pesquisadores interessados ao tema pobreza ficarem restritos às análises tradicionais de renda, linha de pobreza ou contagem de pobres.

Uma ferramenta que pode tratar com a imprecisão e a vagueza do tema pobreza é a teoria dos conjuntos *fuzzy*, que é adequada para representar conceitos linguísticos ambíguos. Recentemente, essa teoria tem sido usada para a análise da pobreza, visto que é um fenômeno complexo e impreciso, que não implica necessariamente as pessoas serem totalmente pobres ou nem totalmente não pobres. A abordagem da pobreza via *fuzzy* é adequada para distinguir os indivíduos por proximidade da situação de pobreza, fato que não pode ser verificado quando utilizada apenas a classificação *pobre* e *não pobre*.

Para Qizilbash e Clark (2005) e Rattner (2010), o caráter impreciso da pobreza é oriundo da ideia de que não existe um corte bem-definido entre quem é *pobre* e os *não pobres*. Há situações claras que indicam a presença ou não de pobreza. No entanto, existe um conjunto de situações intermediárias que são ambíguas e não se conhece exatamente a natureza do fenômeno pobreza (Qizilbash e Clark, 2005; Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010).

A classificação tradicional de pobreza como uma dicotomia deve ser substituída pela ótica dos graus de pobreza. Todos os indivíduos possuem certa propensão à pobreza, com distintos graus (Belhadj e Limam, 2012). Como não é possível ter

9. “it is not overly incorrect to state that poverty is a very complicated term and hard to define precisely”.

uma clara distinção entre *pobres* e *não pobres*, as medidas *fuzzy* produzem um índice que tem um valor entre 0 (totalmente não pobre) e 1 (totalmente pobre) e consegue capturar o grau de inclusão do indivíduo ao conjunto da *pobreza* (Kim, 2015).

Uma ideia sugerida por Qizilbash (2003 *apud* Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010) e Carvalho, Kerstenetzky e del Vecchio (2007) é interpretar o valor *fuzzy* como um grau de vulnerabilidade da unidade de análise à situação de pobreza, não como uma probabilidade, mas no sentido de proximidade e/ou pertencimento da situação de pobreza e/ou vulnerabilidade.¹⁰ Como exemplo, um indivíduo com um valor *fuzzy* de pobreza de 0,80 está mais próximo da pobreza e/ou mais vulnerável do que outro com valor 0,32.

Carvalho, Kerstenetzky e del Vecchio (2007) e Costa e de Angelis (2008) explicam que a teoria dos conjuntos *fuzzy* enfoca na questão “quão pobre é o indivíduo”, que substitui a avaliação binária pobre/não pobre. Além disso, indica, em combinação com a abordagem multidimensional da pobreza, em qual dimensão/indicador o indivíduo é considerado pobre. A seguir, serão apresentadas as dimensões e os indicadores utilizados para o cálculo do IFP.

3.2 Estratégia empírica

3.2.1 Lista de dimensões e indicadores empregados

A escolha das dimensões é complicada. David Grusky e Ravi Kanbur (2006 *apud* Alkire, 2008) sugerem que a etapa da escolha das dimensões merece atenção, pois não há um consenso sobre qual dimensão utilizar nem como definir a dimensão que efetivamente importa.¹¹ Para Grisez *et al.* (1987 *apud* Alkire, 2002), as dimensões precisam ter as seguintes características: devem ser significativamente valoradas, não apenas por ser um instrumento conveniente; cada dimensão deve ser apresentada de forma clara, de modo que diferentes culturas e sistemas de valores possam identificá-las; em conjunto, devem abranger qualquer valor humano; e não demonstrar exatamente a visão da boa vida. As dimensões do desenvolvimento humano mostram os valores básicos que as pessoas procuram, não indicam nem virtudes, nem qualidades pessoais.¹²

Para Alkire (2008), existe um grande número de pesquisadores que escolhem dimensões para analisar a pobreza multidimensional, mas que não explicam suas razões pelas escolhas e criam um problema. Dessa forma, o leitor é incapaz de sondar as dimensões escolhidas, confiar ou questioná-las. As dimensões são escolhidas

10. Qizilbash, M. Vague language and precise measurement: the case of poverty. *Journal of Economic Methodology*, v. 10, n. 1, p. 41-58, 2003.

11. Grusky, D. B.; Kanbur, R. *Poverty and inequality*. Stanford: Stanford University Press, 2006.

12. Grisez, G.; Boyle, J.; Finnis, J. Practical principles, moral truth and ultimate ends. *American Journal of Jurisprudence*, v. 32, n. 1, p. 99-151, June 1987.

por conveniência, com base nos valores das pessoas em análise ou por convenção na literatura. Robeyns (2000) sugere que é de grande valor quando os autores descrevem explicitamente como e porquê eles escolheram as dimensões utilizadas.

Alkire (2008) estabelece cinco processos de escolha das dimensões, resumidos a seguir, que enfatizam a literatura e os dados existentes, assim como as dimensões valoradas pelas pessoas. Esses processos ocorrem por meio de:

- dados existentes;
- suposições que podem ser feitas com base em uma teoria;
- lista de dimensões a partir das quais as pessoas selecionam as mais valoradas;
- processo participativo deliberativo permanente via discussões em grupo e análises participativas reais das pessoas; e
- proposição de dimensões com base em estudos empíricos de valores e/ou comportamentos das pessoas.

A escolha das dimensões para o desenvolvimento deste artigo segue os passos propostos por Alkire (2008). Primeiro, são utilizados os dados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011)¹³ para 20.635.472 milhões de pessoas distribuídas em 5.565 municípios do Brasil. Segundo, a investigação da pobreza multidimensional nos municípios brasileiros tem como base a abordagem das capacitações de Sen, que enfatiza diferentes dimensões que devem ser consideradas no cálculo da pobreza, não se restringindo somente à renda monetária. Sen não especifica quais capacitações devem ser as mais relevantes, não define uma lista universal de dimensões e não fornece um método de identificação das dimensões (Alkire, 2002; Robeyns, 2005). Para Sen (2004), fixar apenas uma lista de capacitações é negar o alcance da democracia e, principalmente, afastar-se da realidade social específica que determinada sociedade enfrenta.

Sen (2004) cita três argumentos contra a especificação de capacitações: primeiro, as capacitações devem ser utilizadas para diferentes fins; segundo, as prioridades das capacitações variam de acordo com as condições sociais; por último, até mesmo em determinada condição social, a discussão pública e o raciocínio podem levar a um melhor entendimento do papel, do alcance e do valor das capacitações. “Insistir em uma lista fixa e permanente de capacitações negaria a possibilidade de progresso na compreensão social e também iria contra o papel produtivo da discussão pública, do debate social e dos debates abertos”¹⁴ (*op. cit.*, p. 80). Portanto, este trabalho

13. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 1º jun. 2016.

14. “To insist on a fixed forever list of capabilities would deny the possibility of progress in social understanding and also go against the productive role of public discussion, social agitation, and open debates”.

específica, com base na teoria de Sen, outras dimensões que não somente a renda monetária, incluindo no índice de pobreza múltiplas dimensões.

Os terceiro e quarto passos investigam as dimensões e os indicadores que estão sendo utilizados nos trabalhos de Carvalho, Kerstenetzky e del Vecchio (2007), Diniz e Diniz (2009), Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky (2010), Kerstenetzky, del Vecchio e Carvalho (2011), Ottonelli (2013) e Fraga *et al.* (2017), que têm por objetivo investigar, por meio do IFP, a pobreza multidimensional no Brasil. As dimensões mais comumente selecionadas para esses trabalhos são relacionadas à renda, à saúde e ao saneamento básico, à educação e às condições habitacionais.

Para o último passo proposto por Alkire (2008), a definição das dimensões com base em estudos empíricos de valores e/ou comportamentos das pessoas, estabeleceram-se os indicadores e as dimensões para o cálculo do IFP nos municípios brasileiros pautado nos estudos empíricos dos passos três e quatro e com base nos dados disponíveis pelo Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).¹⁵ Foram selecionados dezesseis indicadores, distribuídos em quatro dimensões: condições de moradia; renda; acesso ao conhecimento e educação; e saúde e condições sanitárias, conforme o quadro 1. A próxima subseção mostra as funções de pertinência escolhidas para a construção do índice multidimensional de pobreza.

3.2.2 Funções de pertinência e variáveis linguísticas

Um dos passos mais importantes na construção do IPM é a escolha das funções de pertinência adequadas, de modo a melhor representar o fenômeno estudado. Segundo Lutz (1996 *apud* Martins, 2012), no caso da pobreza multidimensional, é necessário atribuir funções de pertinência para cada um dos indicadores propostos.

O conjunto analisado neste artigo é constituído da condição de pobreza para os indivíduos de cada município brasileiro. Conforme a função de pertinência, foram atribuídos termos linguísticos: os indivíduos que receberam valor 1 em determinado indicador foram considerados totalmente pobres, enquanto os que receberam o valor 0 foram classificados como totalmente não pobres. Os indivíduos que receberam o valor intermediário de 0,5 foram considerados parcialmente pobres; os que receberam o valor 0,75, como muito pobres; e os que receberam o valor 0,25, como pouco pobres.

Para a construção do IFP para os municípios do Brasil, o primeiro passo foi a definição da função de pertinência para cada indicador. A determinação do grau de pobreza foi diferente para cada um dos dezesseis indicadores, de acordo com as respostas encontradas no questionário do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011) – quadro 1.

15. Disponível em: <<https://bit.ly/3Z2eK2l>>. Acesso em: 1º jun. 2016.

Para a construção do indicador de escolaridade, na dimensão acesso ao conhecimento e educação, foi necessário separar os indivíduos em quatro grupos. O primeiro grupo é composto por crianças de até 5 anos, no qual foi atribuído o valor 0 para todas elas. O segundo grupo é de crianças e adolescentes entre 6 e 17 anos, no qual se atribuíram grau 0 se frequentava a escola; grau 0,75 se não frequentava, mas já frequentou; e grau 1 se nunca frequentou. Para pessoas que tinham entre 18 e 20 anos (terceiro grupo), atribuíram-se o valor 0, se possuía ensino médio completo ou superior incompleto ou completo; grau 0,5, se possuía o fundamental completo ou médio incompleto; e grau 1, se não tinha instrução ou apresentava o fundamental incompleto. Por fim, se a pessoa tinha 21 anos ou mais, atribuíram-se o valor 0, se possuíam superior completo; grau 0,25, se apresentavam o ensino médio completo ou superior incompleto; grau 0,75, se possuíam o fundamental completo ou médio incompleto; e grau 1, se não tinham instrução ou apresentavam o fundamental incompleto. A construção do indicador escolaridade foi realizada conforme a Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996 (Brasil, 1996), e a Resolução nº 7, de 14 de dezembro de 2010 (Brasil, 2010).

- 1) No primeiro grupo, de crianças de até 5 anos de idade, foi atribuído peso 0, dado que a obrigatoriedade da matrícula no ensino fundamental somente ocorre a partir de 6 anos de idade completos.
- 2) A construção do segundo grupo foi realizada com base na obrigatoriedade da matrícula de crianças e adolescentes – e dever do Estado em fornecer educação – dos 6 (idade inicial da obrigatoriedade da matrícula) aos 17 anos (idade para a conclusão do ensino médio).
- 3) O terceiro grupo foi definido pautado na sugestão do Ministério da Educação (MEC), o qual defende que, até os 18 anos, crianças e adolescentes tenham completado o ensino médio. Portanto, atribui-se grau 0 para quem possuía ensino médio completo ou superior incompleto ou completo, grau 0,5 para quem possui o fundamental completo ou o médio incompleto – ou seja, não está de acordo com a idade escolar – e grau 1 para quem não tem instrução ou apresenta o fundamental incompleto, totalmente em desacordo com a idade escolar.
- 4) O último grupo de adultos maiores de 21 anos foi construído pautado na ideia que quanto mais anos de educação, menos privado o indivíduo é.

QUADRO 1
Funções de pertinência dos indicadores

Dimensão	Descrição dos indicadores utilizados	Graus de pertinência					
		0	0,25	0,5	0,75	1	
		Totalmente não pobre	Pouco pobre	Parcialmente pobre	Muito pobre	Totalmente pobre	
Condições de moradia	Condição de ocupação	Próprio de algum morador – já pago	Próprio de algum morador – ainda pagando	Alugado	Cedido por empregador Cedido de outra forma	Outra condição – como invasão	
	Energia elétrica	Possui, elétrica	-	Possui, de outras fontes	-	Não possui	
	Material predominante (paredes externas)	Alvenaria com revestimento ¹	Madeira apropriada para construção (aparelhada)	Taipa revestida	Taipa não revestida	Madeira aproveitada Palha Sem parede Outro material ²	
		Alvenaria sem revestimento					
	Rádio	Possui o bem	-	-	-	Não possui	
	Geladeira	Possui o bem	-	-	-	Não possui	
	Televisão	Possui o bem	-	-	-	Não possui	
	Máquina de lavar	Possui o bem	-	-	-	Não possui	
Renda	Renda mensal domiciliar <i>per capita</i>	Acima do salário mínimo	-	Entre meio e 1 SM	Entre um quarto de SM e meio SM	Menos de um quarto de SM	
Acesso ao conhecimento e à educação	Sabe ler e escrever	Sabe	-	-	-	Não sabe	
	Microcomputador com internet	Possui o bem	-	-	-	Não possui	
Saúde e condições sanitárias	Forma de abastecimento de água	Rede geral de distribuição	Poço ou nascente na propriedade	Poço ou nascente fora da propriedade	Água da chuva armazenada em cisterna	Rios, açudes, lagos e igarapés	
			Poço ou nascente na aldeia (terra indígena)	Carro-pipa Poço ou nascente fora da aldeia (terra indígena)		Água da chuva armazenada de outra forma	Outra forma
	Tipo de esgotamento sanitário	Rede geral de esgoto ou pluvial	Fossa séptica	-	Fossa rudimentar ³	Vala	
						Rio, lago ou mar	
	Destino do lixo	Coletado diretamente por serviço de limpeza	Colocado em caçamba de serviço de limpeza	-	-	Queimado (na propriedade)	Jogado em terreno baldio ou logradouro
						Enterrado (na propriedade)	Jogado em rio, lago ou mar
Número de banheiros ⁴	Se possui pelo menos um banheiro	-	-	-	-	Sem banheiro	
Água canalizada	Acesso no domicílio	-	-	Acesso apenas na propriedade	-	Não possui	

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Tijolo, adobe, pedra, concreto pré-moldado ou aparente.

² Outro material não durável.

³ Fossa negra, poço ou buraco.

⁴ Considerou-se como banheiro o cômodo destinado a banho e que também dispusesse de vaso sanitário ou buraco para dejeções.

Na dimensão condições de moradia, dos sete indicadores considerados, quatro destes (rádio, geladeira, televisão e máquina de lavar) são ditos indicadores dicotômicos – isto é, foram atribuídos o grau de pertencimento 0, caso o indivíduo possuísse o bem; e 1, na ocorrência do contrário. Os demais indicadores são ditos politômicos, pois apresentam várias classes, mas ainda mantêm um limite inferior, no qual o grau de pertinência equivale a 0 e um limite superior que é igual ao grau 1.

No indicador condição de ocupação do imóvel, atribuíram-se valor 0 para domicílio próprio e já pago; grau 0,25 para domicílio próprio, mas ainda em pagamento; grau 0,5 para domicílio alugado; grau 0,75 para domicílio cedido por empregador ou cedido de outra forma; e grau 1 para outra condição. Os graus de pertinência do indicador, condições de moradia, foram selecionados conforme Morais e Cruz (2011). Os autores afirmam que a literatura indica que o acesso à casa própria é a melhor forma de satisfazer as necessidades habitacionais da população, seguido pela moradia de aluguel. Além disso, aqueles que vivem em condições habitacionais informais, como loteamentos clandestinos, cortiços, favelas e invasões, geralmente são pobres.

Segundo o UNDP (2011), o acesso à energia elétrica é essencial para o desenvolvimento econômico e humano; por um lado, porque amplia as atividades econômicas e a capacidade de geração de renda; por outro, em razão de impactar a saúde e a educação, permitir o acesso a bens duráveis como rádio, televisão, máquina de lavar e geladeira, que ajuda na conservação de alimentos, além de facilitar a preparação de alimentos. Portanto, atribuíram-se valor 0 para domicílio com energia elétrica (de companhia distribuidora); 1, se não possuía energia; e 0,5, com energia elétrica (de outras fontes). Este último reflete uma posição intermediária em que há acesso à energia, embora não de companhia distribuidora, e uma posição mais favorável que a completa ausência de energia.

Para a variável material das paredes externas, atribuíram-se: grau 0 para parede de alvenaria com ou sem revestimento; grau 0,25 para madeira apropriada para construção (aparelhada); grau 0,5 para taipa revestida; grau 0,75 para taipa não revestida; e grau 1 para madeira aproveitada, palha, outro material não durável ou sem parede. Os graus de pertinência foram estabelecidos segundo a definição do IBGE (2013) de material durável e não durável, que segue a seguinte ordem: paredes do tipo alvenaria com e sem revestimento (tijolo, adobe, pedra, concreto pré-moldado ou aparente); taipa revestida ou madeira aparelhada; materiais considerados duráveis para a construção; e materiais não duráveis, quando as paredes eram de taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material não durável.

No indicador rendimento domiciliar *per capita*, na dimensão renda, foi atribuído valor 1 para rendimento domiciliar *per capita* até um quarto de SM¹⁶ e grau 0,75 para rendimento domiciliar *per capita* até meio SM. Para rendimento entre meio SM e 1 SM, foi atribuído grau de 0,5. Para renda domiciliar *per capita* acima do salário mínimo, foi atribuído grau de pobreza 0. Os graus de pertinência do indicador foram estabelecidos com base na linha de pobreza comumente utilizada no Brasil: um quarto de SM para os extremamente pobres, meio SM para os pobres, meio a 1 SM para os vulneráveis à pobreza e acima de 1 SM para os não pobres (Loureiro e Suliano, 2009).

Para o indicador alfabetização (sabe ler e escrever), se a pessoa tinha até 5 anos, foi atribuído o valor 0; se a pessoa tinha mais de 6 anos, designaram-se o valor 0 se sabia ler e escrever; e 1 se não sabia ler e escrever.¹⁷ No indicador microcomputador com acesso à internet, atribuíram-se grau 0 se possuía microcomputador com acesso à internet; e grau 1 se não possuía.

Para a dimensão saúde e condições sanitárias, o indicador número de banheiros é dicotômico: atribuíram-se valor 0 se havia pelo menos um banheiro; e grau 1 se não havia nenhum. Para o indicador abastecimento de água, designou-se grau 0 se a água era oriunda de rede geral de distribuição; grau 0,25 se provinha de poço ou nascente na propriedade ou poço ou nascente na aldeia; grau 0,5 se provinha de poço ou nascente fora de propriedade, carro-pipa ou poço ou nascente fora da aldeia; grau 0,75 se é água da chuva armazenada em cisterna ou água da chuva armazenada de outra forma; e grau 1 se era oriunda de rios, açudes, lagos e igarapés, ou de outra forma.

No tipo de esgotamento sanitário, atribuíram-se grau 0 se possuía rede geral de esgoto ou pluvial; grau 0,25 se possuía fossa séptica; grau 0,75 se tinha fossa rudimentar; e grau 1 se o esgoto ia para a vala, rio, mar, lago ou outra forma. Para o indicador destino do lixo, atribuíram-se grau 0 se era coletado diretamente por serviço de limpeza; grau 0,25 se coletado em caçamba de serviço de limpeza (indiretamente); grau 0,75 se queimado ou enterrado na propriedade; e grau 1 se jogado em rio, lago, mar, terreno baldio ou logradouro, ou outro destino. E, por fim, na água canalizada, atribuíram-se grau 0 se tinha acesso à água canalizada em pelo menos um cômodo do domicílio; grau 0,5 se tinha acesso à água canalizada apenas na propriedade ou terreno; e grau 1 se não possuía.

16. Salário mínimo de R\$ 510,00, que é o valor vigente na coleta de dados do IBGE em 2010.

17. Segundo o IBGE (2011), saber ler e escrever significa que o indivíduo sabe ler e escrever um bilhete simples no idioma que conhece, enquanto o indicador escolaridade se refere ao tempo de frequência ou de permanência das pessoas na escola. Os indicadores, apesar de semelhantes, podem ser diferenciados de duas formas: i) dados do IBGE – disponível em: <<https://bit.ly/3Z2eK2l>>. Acesso em: 1^a jun. 2016 – mostram que pessoas que não sabem ler e escrever frequentam ou frequentaram escolas, tendo acesso à educação; e ii) a escolaridade tem por objetivo, além de preparar os alunos para dominar a leitura e a escrita, capacitar os estudantes para o ambiente social e o domínio do cálculo, bem como ampliar o repertório do conhecimento.

A definição dos graus de pobreza dos quatro indicadores politômicos de saúde e condições sanitárias foram realizadas a partir da classificação do Plano Nacional de Saneamento Básico – Plansab (Brasil, 2013), que caracteriza as variáveis em duas categorias: atendimento adequado e déficit (atendimento precário e sem atendimento), conforme segue.

- 1) Forma de abastecimento de água: adequado (rede geral de distribuição e poço na propriedade); precário (poço fora da propriedade, água da chuva armazenada e carro-pipa); e sem atendimento – outras formas, como rios, açudes etc.
- 2) Esgotamento sanitário: adequado (rede geral de esgoto e fossa séptica); precário (fossa rudimentar e coleta de esgoto sem tratamento); e sem atendimento (lançamento direto de esgoto em valas, rio, lago e mar ou outra forma).
- 3) Destino do lixo: adequado (coleta direta e coleta indireta) e sem atendimento (as outras formas).
- 4) Água canalizada: adequada (canalização interna) e atendimento precário (sem canalização interna e sem atendimento, ou seja, ausência de canalização).

Definidas as dimensões, os indicadores e os respectivos graus de pobreza que compõem o índice *fuzzy* multidimensional de pobreza dos municípios brasileiros em 2010, a próxima subseção mostra a construção do índice.

3.2.3 Índice multidimensional de pobreza

O IFP é construído conforme o proposto no estudo de Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky (2010). A metodologia escolhida possui duas vantagens: o cálculo de pesos dos indicadores, que permite a não arbitrariedade da escolha dos pesos; e a agregação dos índices *fuzzy* em índice único. O primeiro passo é atribuir o peso (w_j) para cada um dos dezesseis indicadores. Ottonelli (2013) afirma que é preciso estabelecer pesos para cada variável, por intermédio de instrumental matemático, que exclui a arbitrariedade na escolha dos pesos. Dessa forma, segundo Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky (2010), os pesos dos indicadores são calculados ponderados pelo tamanho da população dos municípios, por meio da fórmula (1).

$$w_j = \ln \left\{ \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_{i,j} n_i} \right\}, \quad (1)$$

em que:

w_j = peso do indicador j ;

$x_{i,j}$ = valor do índice *fuzzy* para o indicador j calculado para o indivíduo i ;

n = população total; e

n_i = fator de expansão amostral do indivíduo i .¹⁸

O Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011) é constituído por dois tipos de questionários: o básico, que é aplicado em todas as unidades domiciliares; e o questionário da amostra, que inclui os quesitos do questionário básico somados a outras características mais detalhadas, que envolvem informações sociais, econômicas e demográficas. Para a construção do IFP, utilizamos o segundo questionário, que abrange um total de 20.635.472 milhões de pessoas.

Para Martins (2012), a base utilizada para a atribuição dos pesos é a de pobreza relativa, dando-se maior peso aos indicadores menos escassos nos municípios. Assim, um indicador que obteve altos índices para a maioria dos municípios terá um peso menor que um indicador que apresenta índices menores em muitos municípios – ou seja, fixando j , quanto maior forem os $x_{i,j}$, menor será w_j .

Isso traduz a intenção de dar maior peso a um atributo no qual a maioria dos agentes investigados não apresenta um grau de pobreza relevante. Portanto, a privação em relação a este será mais destacada que a privação referente a um atributo que não está disponível para a maioria (Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010, p. 7).

O grau de pobreza do indivíduo i (β_i) é dado fazendo-se uso dos índices *fuzzy* de cada variável e os pesos dessas variáveis, conforme fórmula a seguir.

$$\beta_i = \frac{\sum_{j=1}^{16} x_{i,j} w_j}{\sum_{j=1}^{16} w_j}, \quad (2)$$

em que:

β_i = índice *fuzzy* multidimensional agregado do indivíduo i ;

$\beta_{i,4}$ = valor do índice *fuzzy* para o indicador j calculado para o indivíduo i ; e

$\beta_{i,4}$ = peso do indicador j .

A partir da fórmula (2), constrói-se o índice *fuzzy* total por município, $\beta(M_t)$, em que o somatório é feito para todos os indivíduos do município M_t , que é uma média ponderada simples entre os valores dos índices de pobreza dos indivíduos de um município por seus fatores de expansão amostral:

$$\beta(M_t) = \frac{\sum_{i \in M_t} \beta_i n_i}{\sum_{i \in M_t} n_i}. \quad (3)$$

18. Para o questionário da amostra, foram aplicadas cinco frações de amostragem, considerando-se os tamanhos dos municípios em termos da população: i) para municípios de até 2,5 mil habitantes, a fração amostral é de 50%; ii) com mais de 2,5 mil a 8 mil, a fração amostral é de 33%; iii) com mais de 8 mil a 20 mil, a fração amostral é de 20%; iv) com mais de 20 mil a 500 mil, a fração é de 10%; e v) com mais de 500 mil, a fração é de 5% (IBGE, 2011).

O índice (3) assume valores que variam de 0 a 1. Quanto mais próximo de 0, menor a pobreza; quanto mais próximo a 1, mais perto o município estará da pobreza (Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010). É difícil um município apresentar um índice *fuzzy* agregado igual a 0 ou 1; dificilmente, uma localidade apresenta os melhores ou os piores resultados em todos os indicadores selecionados. A probabilidade de encontrarmos um índice *fuzzy* agregado igual a 0 ou 1 é menor quanto maior for o número de variáveis utilizadas no cálculo (Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky, 2010).

Além disso, essa metodologia permite o cálculo de um índice de pobreza para cada uma das quatro dimensões consideradas, conforme as fórmulas trazidas adiante.

Grau de pobreza do indivíduo i com respeito às condições de moradia, $\beta_{i,1}$:

$$\beta_{i,1} = \frac{\sum_{j=1}^7 X_{i,j} W_j}{\sum_{j=1}^7 W_j} \quad (4)$$

Grau de pobreza do indivíduo i com respeito à renda, $\beta_{i,2}$:

$$\beta_{i,2} = \frac{\sum_{j=8}^8 X_{i,j} W_j}{\sum_{j=8}^8 W_j} \quad (5)$$

Grau de pobreza do indivíduo i com respeito ao acesso ao conhecimento e à educação, $\beta_{i,3}$:

$$\beta_{i,3} = \frac{\sum_{j=9}^{11} X_{i,j} W_j}{\sum_{j=9}^{11} W_j} \quad (6)$$

Grau de pobreza do indivíduo i com respeito à saúde e às condições sanitárias, $\beta_{i,4}$:

$$\beta_{i,4} = \frac{\sum_{j=12}^{16} X_{i,j} W_j}{\sum_{j=9}^{16} W_j} \quad (7)$$

Para obtermos o índice *fuzzy* de pobreza de cada município com relação à dimensão condições de moradia, renda, acesso ao conhecimento e educação e saúde e condições de moradia, é necessário substituir o β_i na fórmula (7) por $\beta_{i,1}$, $\beta_{i,2}$, $\beta_{i,3}$ ou $\beta_{i,4}$, respectivamente. Os IFPs por dimensão revelam quanto cada dimensão contribuiu para a pobreza em cada um dos municípios.

Os IFPs dos municípios brasileiros em 2010 encontrados para cada uma das dimensões são apresentados na seção seguinte.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção apresenta a mensuração e os resultados da pobreza multidimensional nos 5.565 municípios brasileiros, a partir dos dados do Censo Demográfico 2010

(IBGE, 2011).¹⁹ Na primeira parte, são descritos os pesos dos indicadores usados na composição do IFP, que permite verificar quais apresentam maior e menor influência no grau de pobreza dos municípios.

Na segunda parte, são apresentados e analisados os resultados do IFP para os municípios do Brasil, por meio do tabelamento e do mapeamento dos municípios. A representação das informações em mapas é realizada por meio de cinco intervalos de classe (quadro 2), que recebem valores linguísticos.

QUADRO 2

Representação linguística dos intervalos de classes dos municípios

Intervalos de classes	Valor linguístico
0,00-0,20	Pobreza muito baixa
0,21-0,30	Pobreza baixa
0,31-0,40	Pobreza média
0,41-0,50	Pobreza alta
0,51-1,00	Pobreza muito alta

Elaboração dos autores.

Os intervalos numéricos e as representações linguísticas foram definidos com base no Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), relativo ao Brasil, que varia entre 0 e 1: quanto mais próximo de 1, maior o desenvolvimento humano do município. As faixas do IDHM são divididas em cinco intervalos de classes: de 0 a 0,4999 – muito baixo desenvolvimento humano; de 0,500 a 0,599 – baixo desenvolvimento; de 0,600 a 0,699 – médio desenvolvimento humano; de 0,700 a 0,799 – alto desenvolvimento humano; e de 0,800 a 1 – muito alto desenvolvimento (IBGE, 2012).²⁰

O mapa serve para a visualização das informações, de forma a identificar os maiores valores do IFP – ou seja, os municípios com maior proximidade da situação de pobreza – e os menores valores, que indicam menor proximidade.

4.1 Peso dos indicadores e incidência da pobreza

O quadro 3 apresenta os pesos dos indicadores para indicar qual destes apresenta mais influência na incidência da pobreza multidimensional.

19. Disponível em: <<https://bit.ly/3Z2eK2l>>. Acesso em: 1º jun. 2016.

20. O IDHM do Brasil é resultado da média geométrica dos índices de três dimensões: renda *per capita* – dimensão renda; esperança de vida ao nascer – dimensão longevidade; e frequência escolar e escolaridade – dimensão educação (IBGE, 2012).

QUADRO 3
Lista de pesos dos indicadores

Dimensões	Indicadores	Peso por indicador
1) Condições de moradia	1.1) Condição de ocupação	1,825
	1.2) Energia	3,695
	1.3) Material predominante nas paredes externas	3,018
	1.4) Rádio	1,685
	1.5) Geladeira	2,699
	1.6) Televisão	3,010
	1.7) Máquina de lavar	0,639
2) Renda	2.1) Renda mensal domiciliar <i>per capita</i>	3,220
3) Acesso ao conhecimento e à educação	3.1) Sabe ler e escrever	2,434
	3.2) Escolaridade	0,791
	3.3) Microcomputador com acesso à internet	0,384
4) Saúde e condições sanitárias	4.1) Forma de abastecimento de água	2,462
	4.2) Tipo de esgotamento sanitário	1,144
	4.3) Destino do lixo	2,005
	4.4) Número de banheiros	2,555
	4.5) Água canalizada	2,392

Elaboração dos autores.

O motivo de um atributo receber maior peso é mostrar que tal atributo, para a maioria dos municípios, não apresenta um grau de pobreza relevante – ou seja, esse indicador obteve baixos índices para a maioria dos municípios. Por sua vez, um indicador que apresenta o menor peso revela que esse atributo obteve altos índices para a maior parte dos municípios – isto é, um grau de pobreza relevante.

O cálculo inicial dos pesos ajuda a refletir a noção de pobreza relativa: os indicadores energia e renda mensal domiciliar obtiveram os maiores pesos (3,695 e 3,220, respectivamente), uma vez que, se grande parte da população possui energia e renda adequada, ser privado em algum desses indicadores é muito grave. Os maiores graus de pobreza recebem os menores pesos e vice-versa.

Por seu turno, os indicadores de microcomputador com acesso à internet (0,384) e máquina de lavar (0,639) obtiveram os menores pesos, o que reflete a situação precária geral nesses atributos. Como a pobreza é compreendida pela privação de capacitações, a precariedade de ambos os indicadores, relacionados à posse de bens e ativos, indica que as pessoas são privadas em termos educacionais e no acesso a aparelhos domésticos básicos, dado que o acesso a esses aparelhos, como o computador e a máquina de lavar, refletem o padrão de vida alcançado pelas pessoas. Segundo o PNUD (2010), a falta da posse do microcomputador com acesso à internet diminui a disponibilidade de informação e a capacidade dos indivíduos de ampliarem seu repertório educacional e exprimirem suas opiniões. A falta de acesso à máquina de lavar roupa, por sua vez, indica privação do controle do uso do tempo gasto com afazeres domésticos, além de diminuir o padrão de qualidade de vida da população.

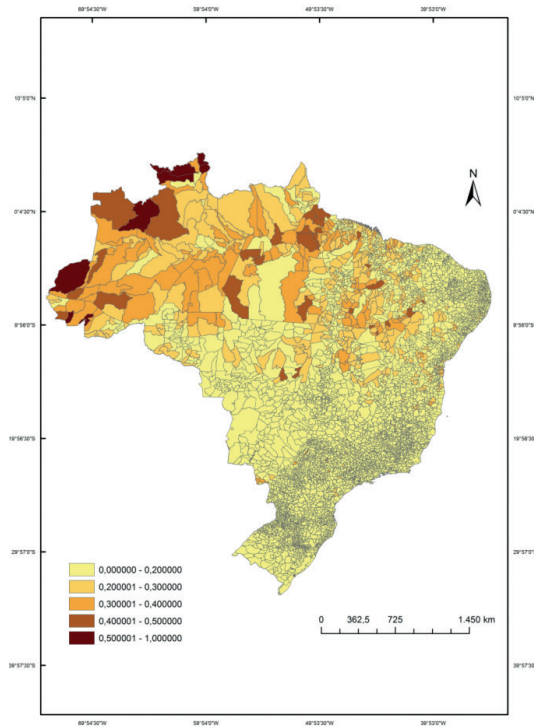
Os indicadores com maior e menor peso em cada uma das quatro dimensões serão discutidos adiante, com a apresentação dos resultados para cada dimensão.

4.2 IFP Condições de moradia

Os resultados do IFP para a dimensão condições de moradia podem ser observados no mapa 1. O quadro 3 mostra que o indicador que apresenta maior peso no índice é o acesso à energia (3,695), que também é o indicador que recebeu o maior peso entre todos os indicadores das quatro dimensões consideradas. Os outros indicadores que obtiveram os maiores pesos no índice são o material predominante nas paredes (3,018), a televisão (3,010) e a geladeira (2,699).

O peso dos outros indicadores na incidência da pobreza foi a condição de ocupação (1,825), o rádio (1,685) e a máquina de lavar (0,639), o que indica que nesses indicadores os municípios são mais privados.

MAPA 1
IFP condições de moradia – municípios brasileiros (2010)



Fontes: Sistema de Coordenadas Geográficas – Datum Planimétrico, do Sistema de Referência Geocêntrico para as Américas (Sirgas) 2000, disponível em: <<https://tinyurl.com/whjf5sz7>>; e IBGE (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No mapa 1, é possível visualizar que os municípios com mais incidência na pobreza, identificados pela cor mais escura, estão localizados, na maior parte, nos estados do Norte do Brasil. Dos 5.565 municípios no país, apenas dez têm o IFP condições de moradia maior que 0,5 (pobreza muito alta), quatro de Roraima e dois de São Paulo, do Acre e do Amazonas: Balbinos-SP (0,670); Uiramutã-RR (0,668); Jordão-AC (0,562); Amajari-RR (0,552); Normandia-RR (0,532); Santa Isabel do Rio Negro-AM (0,532); Santa Rosa do Purus-AC (0,518); Pracinha-SP (0,518); Atalaia do Norte-AM (0,504); e Alto Alegre-RR (0,501).

Há 31 municípios no intervalo de classes que indica situação de pobreza alta: destes, vinte são da região Norte do país, distribuídos entre os estados do Pará, do Acre, do Amazonas e do Tocantins; oito municípios são do Nordeste, nos estados do Maranhão e do Piauí; os restantes são os municípios de Campinópolis e Nova Nazaré em Mato Grosso e Lavínia em São Paulo.

Na faixa de pobreza média, a maior parte dos 123 municípios está localizada nas regiões Norte e Nordeste, respectivamente. Além disso, há quatro municípios do estado de São Paulo, três de Mato Grosso do Sul, dois de Mato Grosso e um município de Goiás. Os demais municípios encontram-se nas faixas de pobreza baixa, com 447 municípios e pobreza muito baixa, com 4.954 municípios.

TABELA 1
Incidência de município por intervalo de classes do IFP condições de moradia (2010)

Estado	Número de municípios	Municípios por intervalo de classes (%)				
		Pobreza muito alta	Pobreza alta	Pobreza média	Pobreza baixa	Pobreza muito baixa
Acre	22	9,09	4,55	18,18	40,91	27,27
Alagoas	102	0	0	0	4,90	95,10
Amapá	16	0	0	6,25	50,00	43,75
Amazonas	62	3,23	8,06	45,16	35,48	8,06
Bahia	417	0	0	1,92	17,27	80,82
Ceará	184	0	0	0	0,54	99,46
Distrito Federal	1	0	0	0	0	100
Espírito Santo	78	0	0	0	0	100
Goiás	246	0	0	0,41	2,44	97,15
Maranhão	217	0	0,92	7,37	41,01	50,69
Mato Grosso	141	0	1,42	1,42	12,77	84,40
Mato Grosso do Sul	78	0	0	3,85	2,56	93,59
Minas Gerais	853	0	0	0	1,64	98,36
Pará	143	0	9,09	20,28	39,16	31,47
Paraíba	223	0	0	0	0	100
Paraná	399	0	0	0	0,25	99,75
Pernambuco	185	0	0	0	2,16	97,84
Piauí	224	0	2,68	7,14	30,36	59,82
Rio de Janeiro	92	0	0	0	0	100
Rio Grande do Norte	167	0	0	0	0	100
Rio Grande do Sul	496	0	0	0	0,40	99,60
Rondônia	52	0	0	0	25,00	75,00
Roraima	15	26,67	0	20,00	33,33	20,00
Santa Catarina	293	0	0	0	0,68	99,32
São Paulo	645	0,31	0,16	0,62	1,09	97,83
Sergipe	75	0	0	0	0	100
Tocantins	139	0	0,72	5,76	30,94	62,59
Brasil	5.565	0,18	0,56	2,21	8,03	89,02

Elaboração dos autores.

A tabela 1 mostra a incidência dos municípios conforme o intervalo de classe do IFP condições de moradia. Os estados que apresentaram 100% dos seus municípios na classe que indica pobreza muito baixa, de 0 até 0,20, são Espírito Santo, Paraíba, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Sergipe e Distrito Federal; os municípios nesses estados são representados pela cor mais clara no mapa 1.

Se considerados os dois intervalos de classes com os menores valores do IFP condições de moradia (pobreza muito baixa e baixa), juntamente, além dos estados citados anteriormente, Alagoas, Ceará, Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio Grande do Sul, Rondônia e Santa Catarina possuem 100% de seus municípios nas faixas de pobreza muito baixa e baixa.

Os estados que apresentam maior percentual de municípios com pobreza muito alta são Roraima (26,67%), Acre (9,09%), Amazonas (3,23%) e São Paulo (0,31%). Os demais não tiveram nenhum município nesse intervalo de classe. Se analisados os dois intervalos de classe com os maiores valores para o IFP condição de moradia, juntamente, adicionam-se aos estados já referidos Pará, Piauí, Mato Grosso, Maranhão e Tocantins. Destaca-se o estado do Amazonas, em que quase a metade dos seus municípios (45,16%) está em situação de pobreza média.

Para o total de municípios do Brasil, mais de 97% encontram-se nas classes que indicam menor proximidade com a situação de pobreza – ou seja, são municípios que possuem pobreza muito baixa e baixa. Menos de 1% dos municípios brasileiros está na classe de pobreza muito alta e alta; e cerca de 2% encontram-se na classe de pobreza média.

A dimensão condições de moradia, no geral, foi uma capacitação em que se verificou pouca privação sofrida pelos indivíduos dos municípios. Os indicadores dessa dimensão tiveram pesos altos no índice e mostraram que nos municípios os indivíduos têm acesso à energia, material adequado nas paredes externas da moradia, televisão e geladeira. Nessa dimensão, a privação maior foi encontrada nos indicadores de condição de ocupação dos domicílios e na posse do rádio e da máquina de lavar.

Apesar da pouca privação sofrida pelos indivíduos em relação à dimensão condições de moradia, os dados do déficit habitacional de 2010 mostraram que 6,490 milhões de domicílios, ou cerca de 12,1% dos domicílios, são deficitários.²¹ Em termos relativos – ou seja, comparando-se o déficit habitacional ao total de domicílios dos estados –, os resultados convergem com os valores do IFP das condições de moradia: o Maranhão apresentou o maior déficit, seguido pela maioria

21. O déficit habitacional é calculado com base em três elementos – infraestrutura urbana, considerada inadequada quando os domicílios não possuem pelo menos um dos serviços essenciais (iluminação elétrica, abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo), presença de sanitário exclusivo e adensamento excessivo de domicílios próprios, inadequado quando superior a três pessoas por cômodo (FJP, 2013).

dos estados da região Norte, com destaque para Amazonas, Amapá, Pará e Roraima. São Paulo, o quarto estado com maior número de municípios caracterizados com pobreza muito alta, possui 1,495 milhão de domicílios com déficit habitacional, o maior em termos absolutos. Assim como os resultados do IFP condições de moradia, a região Sul apresenta o menor déficit habitacional relativo do país (FJP, 2013).

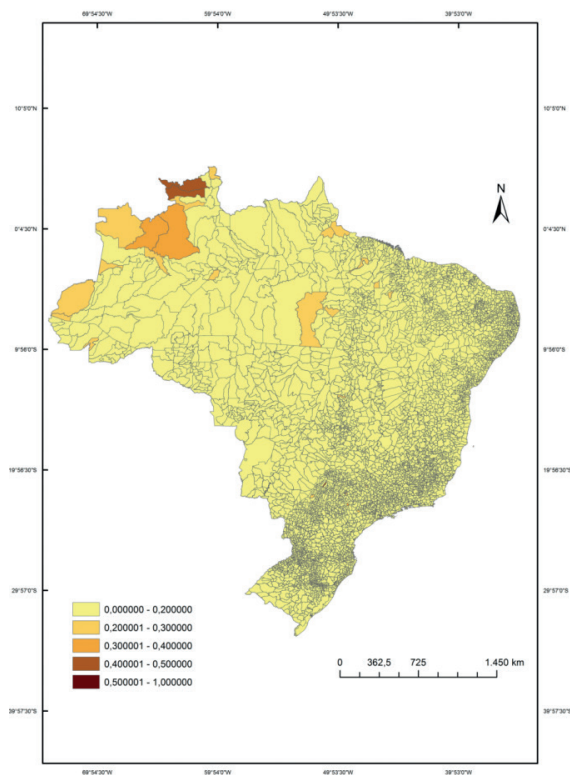
4.3 IFP renda

O mapa 2 apresenta o IFP para a dimensão renda. Conforme o quadro 3, o indicador que possui o segundo maior peso entre todos os indicadores considerados é a renda mensal domiciliar *per capita* (3,220), que mostra pouca privação dos municípios nesse indicador. Isso confirma a ideia levantada por Sen (2000) de que apenas a dimensão renda não é suficiente para explicar o fenômeno da pobreza; esta deve ser considerada como um meio para enriquecer a vida dos indivíduos, e não um fim primordial.

Conforme o mapa 2, a maior parte dos municípios está na classe de intervalo de pobreza muito baixa. O município de Balbinos (0,644) em São Paulo é o único considerado de pobreza muito alta; apenas quatro municípios estão no intervalo de classe de pobreza alta: Pracinha (0,478) e Lavínia (0,441), em São Paulo; e Amajari (0,422) e Alto Alegre (0,417), em Roraima.

No intervalo de pobreza média (de 0,30 até 0,40), estão os municípios de Barcelos (0,379) e Santa Isabel do Rio Negro (0,337), no Amazonas; e Álvaro de Carvalho (0,348) e Iaras (0,311), em São Paulo. Há 22 municípios no intervalo de pobreza baixa, distribuídos nos estados do Amazonas, de São Paulo, de Santa Catarina, de Roraima, do Maranhão, do Acre, de Goiás e do Pará. Os demais municípios são considerados muito pouco pobres; destaca-se que, destes, 33 tiveram o IFP renda igual a 0 – ou seja, são municípios totalmente não pobres, distribuídos entre os estados do Rio Grande do Sul (14), de Santa Catarina (12), do Paraná (3) e de São Paulo (2). Goiás e Rio Grande do Norte apresentam um município cada.

MAPA 2
IFP renda – municípios brasileiros (2010)



Fontes: Sistema de Coordenadas Geográficas – Datum Planimétrico do Sirgas (2000), disponível em: <<https://tinyurl.com/whjf5sz7>>; e IBGE (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A tabela 2 mostra a incidência dos municípios conforme o intervalo de classe do IFP renda. O estado de São Paulo é o único que possui município considerado de pobreza muito alta. Se consideradas as classes de pobreza muito alta e alta conjuntamente, o estado de Roraima possui 13,33% dos seus municípios nessas faixas e São Paulo, cerca de 0,50%.

Amazonas e São Paulo são os únicos estados com municípios no intervalo de classe de pobreza média, com 9,68% e 0,31%, respectivamente. Mais da metade dos estados possui 100% dos seus municípios no intervalo de classes de pobreza muito baixa: Alagoas; Amapá; Bahia; Ceará; Espírito Santo; Mato Grosso; Mato Grosso do Sul; Minas Gerais; Paraíba; Paraná; Pernambuco; Piauí; Rio de Janeiro; Rio Grande do Norte; Rio Grande do Sul; Rondônia; Sergipe; Tocantins; e Distrito Federal.

Para o total de municípios do Brasil, 99,84% se encontram nas classes que indicam menor grau de incidência de pobreza (muita baixa e baixa), enquanto apenas 0,09% dos municípios brasileiros possuem situação de pobreza muito alta e alta, que indicam maior proximidade com a pobreza.

TABELA 2
Incidência de município por intervalo de classes do IFP renda (2010)

Estado	Número de municípios	IFP renda				
		Municípios por intervalo de classes (%)				
		Pobreza muito alta	Pobreza alta	Pobreza média	Pobreza baixa	Pobreza muito baixa
Acre	22	0	0	0	4,55	95,45
Alagoas	102	0	0	0	0	100
Amapá	16	0	0	0	0	100
Amazonas	62	0	0	3,23	9,68	87,10
Bahia	417	0	0	0	0	100
Ceará	184	0	0	0	0	100
Distrito Federal	1	0	0	0	0	100
Espírito Santo	78	0	0	0	0	100
Goiás	246	0	0	0	0,41	99,59
Maranhão	217	0	0	0	0,92	99,08
Mato Grosso	141	0	0	0	0	100
Mato Grosso do Sul	78	0	0	0	0	100
Minas Gerais	853	0	0	0	0	100
Pará	143	0	0	0	3,50	96,50
Paraíba	223	0	0	0	0	100
Paraná	399	0	0	0	0	100
Pernambuco	185	0	0	0	0	100
Piauí	224	0	0	0	0	100
Rio de Janeiro	92	0	0	0	0	100
Rio Grande do Norte	167	0	0	0	0	100
Rio Grande do Sul	496	0	0	0	0	100
Rondônia	52	0	0	0	0	100
Roraima	15	0	13,33	0	13,33	73,33
Santa Catarina	293	0	0	0	0,34	99,66
São Paulo	645	0,16	0,31	0,31	0,62	98,60
Sergipe	75	0	0	0	0	100
Tocantins	139	0	0	0	0	100
Brasil	5.565	0,02	0,07	0,07	0,40	99,44

Elaboração dos autores.

Os resultados encontrados nos municípios na dimensão renda indicam que a pobreza precisa ser entendida como um fenômeno multidimensional, que não envolve apenas o baixo nível de renda como indicador de pobreza. A inclusão de outras dimensões, como saúde, educação e condições de moradia, não deve ser desconsiderada como instrumento da erradicação da pobreza.

Com exceção do trabalho de Ottonelli (2013), que identificou a maior privação na dimensão renda; e de Barros, Carvalho e Franco (2006), que não encontraram diferenças significativas entre a pobreza multidimensional e de renda, os demais estudos destacam que considerar a pobreza apenas como insuficiência de renda monetária reduz e subestima o número de pobres. Carvalho, Kerstenetzky e del Vecchio (2007), Pacheco, del-Vecchio e Kerstenetzky (2010), Fraga *et al.* (2017) e Silva, Bruno e Silva (2020) constataram que, com a inserção de múltiplas dimensões no cálculo da pobreza, a proporção de pobres aumenta consideravelmente. O estudo de Kerstenetzky, del Vecchio e Carvalho (2011), semelhante aos resultados deste artigo, revela que considerar a pobreza somente pela perspectiva da renda classifica os indivíduos como não pobres, enquanto a inserção de múltiplas dimensões, além da renda monetária, caracteriza a população como pobre.

É importante ressaltar que, embora os resultados do IFP renda apresentaram baixos índices de pobreza, não significa que a população dos municípios brasileiros não sofra privação de renda. Como a pobreza calculada é a relativa, significa que, em termos relativos – ou seja, no que concerne às demais dimensões –, a pobreza de renda é aquela em que os indivíduos sofrem menor privação.

4.4 IFP acesso ao conhecimento e à educação

Os resultados do IFP para a dimensão acesso ao conhecimento e à educação podem ser observados no mapa 3. O quadro 3 mostra que o indicador que apresentou maior peso no índice é sabe ler e escrever (2,434), que indica pouca privação da maior parte das pessoas – ou seja, as pessoas são alfabetizadas. O peso do indicador escolaridade (0,791), que reflete a frequência na escola de crianças e adolescentes de 6 a 17 anos e o nível de instrução (sem instrução, fundamental, médio e superior) de pessoas de 18 anos ou mais, é o terceiro menor entre todos os indicadores considerados – isto é, as pessoas são mais privadas nesse item.

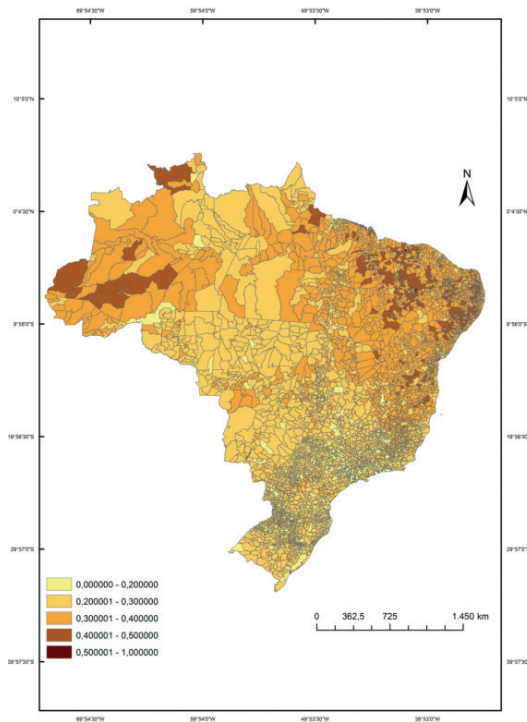
O indicador de menor peso na dimensão acesso ao conhecimento e à educação e, também, entre todos os outros dezesseis indicadores é o microcomputador com acesso à internet (0,384). Isso significa que esse indicador obteve altos índices de pobreza para a maioria dos municípios – ou seja, um grau de pobreza relevante. A falta da posse de computador com acesso à internet aumenta a exclusão e as desigualdades sociais, dado que os não pobres são os primeiros a obter vantagens com o uso do bem. A Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (Unesco) relaciona a posse de microcomputador com acesso à internet

com a melhoria na educação: “em muitos países, o rádio, a televisão, os computadores e as tecnologias móveis estão sendo utilizados para complementar e melhorar a aprendizagem das crianças” (Unesco, 2014, p. 54).

Por meio do mapa 3, é possível visualizar que os municípios com mais proximidade da situação de pobreza, na situação de pobreza muito alta, estão localizados no Nordeste e no Norte do país. No intervalo de classe de pobreza muito alta, há três municípios localizados no Nordeste do país: Salgadinho-PE (0,555), Caxingó-PI (0,504) e Alagoinha do Piauí-PI (0,500).

MAPA 3

IFP acesso ao conhecimento e à educação – municípios brasileiros (2010)



Fontes: Sistema de Coordenadas Geográficas – Datum Planimétrico do Sirgas (2000), disponível em: <<https://tinyurl.com/whjf5sz7>>; e IBGE (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No intervalo de classe de pobreza alta, há 477 municípios, distribuídos principalmente entre os estados do Norte e Nordeste do país. A maior parte dos municípios (2.792) do Brasil está no intervalo de classe de pobreza baixa, e 348 municípios estão em situação de pobreza muito baixa, representada pela cor mais clara do mapa 3.

A tabela 3 mostra a incidência dos municípios conforme o intervalo de classe do IFP acesso ao conhecimento e à educação. Os estados com o maior percentual de municípios na classe que indica menor proximidade na situação de pobreza, até 0,20, são São Paulo (22,02%), Rio de Janeiro (21,74%), Santa Catarina (17,06%) e o Distrito Federal. Esses municípios são representados pela cor mais clara no mapa 3.

Se analisados os intervalos de classe de pobreza muito baixa e baixa no IFP acesso ao conhecimento e à educação, juntamente, os estados que possuem mais de 90% dos seus municípios nesses dois intervalos são São Paulo (99,38%), Santa Catarina (98,98%), Rio Grande do Sul (94,76%), Rio de Janeiro (94,57%), Paraná (91,48%) e Mato Grosso do Sul (91,03%).

TABELA 3
Incidência de município por intervalo de classes do IFP acesso ao conhecimento e à educação (2010)

Estado	Número de municípios	Municípios por intervalo de classes (%)				
		Pobreza muito alta	Pobreza alta	Pobreza média	Pobreza baixa	Pobreza muito baixa
Acre	22	0	0	72,73	27,27	0
Alagoas	102	0	50,98	47,06	1,96	0
Amapá	16	0	0	18,75	81,25	0
Amazonas	62	0	11,29	51,61	35,48	1,61
Bahia	417	0	10,55	77,70	11,03	0,72
Ceará	184	0	13,04	80,43	6,52	0
Distrito Federal	1	0	0	0	0	100
Espírito Santo	78	0	0	25,64	70,51	3,85
Goiás	246	0	0	25,61	72,36	2,03
Maranhão	217	0	22,12	72,35	5,07	0,46
Mato Grosso	141	0	0	15,60	81,56	2,84
Mato Grosso do Sul	78	0	0	8,97	87,18	3,85
Minas Gerais	853	0	0,70	36,23	59,32	3,75
Pará	143	0	3,50	65,73	30,07	0,70
Paraíba	223	0	39,46	56,95	3,14	0,45
Paraná	399	0	0	8,52	85,71	5,76
Pernambuco	185	0,54	26,49	63,24	9,19	0,54
Piauí	224	0,89	50,00	47,32	1,79	0
Rio de Janeiro	92	0	0	5,43	72,83	21,74
Rio Grande do Norte	167	0	18,56	75,45	5,39	0,60
Rio Grande do Sul	496	0	0	5,24	84,27	10,48
Rondônia	52	0	0	19,23	78,85	1,92
Roraima	15	0	20,00	20,00	53,33	6,67
Santa Catarina	293	0	0	1,02	81,91	17,06
São Paulo	645	0	0	0,62	77,36	22,02
Sergipe	75	0	10,67	73,33	14,67	1,33
Tocantins	139	0	0	61,87	37,41	0,72
Brasil	5.565	0,05	8,57	34,95	50,17	6,25

Elaboração dos autores.

Os estados que apresentam maior percentual de municípios na classe que indica mais incidência na situação de pobreza (muito alta) são Piauí e Pernambuco, com 0,89% e 0,54% dos municípios, respectivamente. Se analisados os dois intervalos de classe de pobreza muito alta e alta, que possuem os maiores valores do IFP acesso ao conhecimento e à educação, juntamente, verifica-se que os estados de Alagoas e Piauí possuem mais da metade dos seus municípios em situação de pobreza muito alta e alta, seguidos pelos estados da Paraíba (39,46%), de Roraima (20%) e do Rio Grande do Norte (18,56%).

Para o total de municípios do Brasil, tem-se que mais da metade dos municípios está na situação de pobreza muito baixa e baixa; cerca de 35% estão em situação de pobreza média e 9% dos municípios, situados nas faixas de pobreza muito alta e alta. Os resultados encontrados no IFP acesso ao conhecimento e à educação convergem com os resultados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) de 2011 – ano mais próximo do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011), utilizado no cálculo do índice.²² Convergente com os resultados do IFP acesso ao conhecimento e à educação, os estados do Norte e do Nordeste obtiveram os menores Idebs, todos abaixo de 4,9, para os anos iniciais da educação fundamental. Por sua vez, os estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram os melhores índices de educação, todos acima de 5, com destaque para Minas Gerais e São Paulo (6,1), Santa Catarina (6) e Paraná e o Distrito Federal (5,9), dados convergentes com os menores IFPs educação apresentados aqui. Para o ensino médio, a desigualdade entre as regiões permanece: os estados das regiões Norte e Nordeste obtiveram os menores índices de educação e os maiores de pobreza, enquanto o Sul, o Sudeste e o Centro-Oeste são os menos privados em termos educacionais (Inep, 2017).

Os resultados do IFP acesso ao conhecimento e à educação mostram que é necessário expandir a posse do microcomputador para os municípios e ampliar a escolaridade de crianças, jovens e adultos. A dimensão acesso ao conhecimento e à educação é de extrema importância, segundo a abordagem das capacitações, não somente por si mesma, mas também porque oferece aos indivíduos oportunidades de viver com liberdade, para exercer seu papel de agente, além de contribuir para o crescimento econômico.

4.5 IFP saúde e condições sanitárias

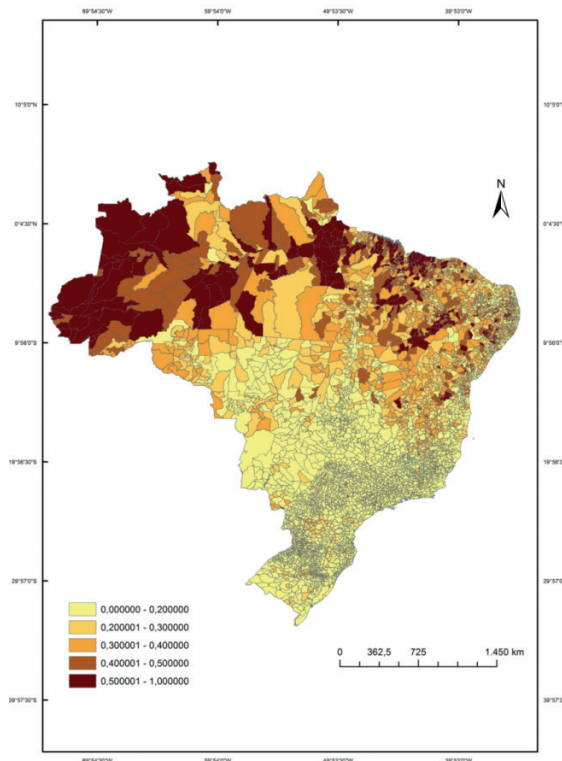
O mapa 4 apresenta o IFP saúde e condições sanitárias. Conforme o quadro 3, o indicador que possui o maior peso é o relacionado com o número de banheiros no domicílio (2,555), seguido pela forma de abastecimento de água (2,462) e água canalizada (2,392).

22. O Ideb sintetiza dois conceitos para medir a qualidade de ensino do país: i) fluxo, que representa a taxa de aprovação dos alunos; e ii) aprendizado, resultado dos estudantes de escola pública no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e no Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Aneb), que inclui escolas privadas.

Os demais indicadores, destino do lixo e tipo de esgotamento sanitário, apresentam os menores pesos (2,005 e 1,144, respectivamente). Isso significa que os municípios são mais privados nesses indicadores, o que implica maior proliferação de doenças e taxas de internação.

Conforme o mapa 4, observa-se mais incidência da pobreza na dimensão saúde e condições sanitárias pelos municípios identificados pela cor mais escura no mapa e localizados principalmente nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Nessa dimensão, é possível encontrar o maior número de municípios no intervalo de classe de pobreza muito alta, com 262 municípios distribuídos em todos os estados do Norte, com exceção de Rondônia e do Tocantins, nos estados do Nordeste, exceto Sergipe e Rio Grande do Norte, e São Paulo e Minas Gerais, no Sudeste do Brasil. Nenhum dos municípios dos estados do Sul e do Centro-Oeste foi considerado de pobreza muito alta na dimensão saúde e condições sanitárias.

MAPA 4

IFP saúde e condições sanitárias – municípios brasileiros (2010)

Fontes: Sistema de Coordenadas Geográficas – Datum Planimétrico do Sirgas (2000), disponível em: <<https://tinyurl.com/whjf5sz7>>; e IBGE (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A tabela 4 mostra a incidência dos municípios conforme o intervalo de classe do IFP saúde e condições sanitárias. Os estados com o maior percentual de municípios na classe que indica mais incidência da situação de pobreza, muito alta, são Amazonas (50%), Acre (40,91%), Maranhão (33,64) e Pará (26,57%). Se analisados os dois intervalos de classe com os maiores valores do IFP saúde e condições sanitárias, pobreza muito alta e alta, juntamente, tem-se que os estados do Amazonas (80,65%), do Acre (72,73%) e do Maranhão (64,98%) apresentam mais de 50% dos seus municípios nessas classes. Destaca-se que os estados do Espírito Santo, do Paraná, do Rio de Janeiro, do Rio Grande do Sul, de Rondônia e de Santa Catarina, bem como o Distrito Federal, não possuem nenhum dos seus municípios nas faixas de pobreza muito alta e alta.

TABELA 4
Incidência de município por intervalo de classes do IFP saúde e condições sanitárias (2010)

Estado	Número de municípios	Municípios por intervalo de classes (%)				
		Pobreza muito alta	Pobreza alta	Pobreza média	Pobreza baixa	Pobreza muito baixa
Acre	22	40,91	31,82	22,73	4,55	0
Alagoas	102	11,76	17,65	22,55	25,49	22,55
Amapá	16	6,25	31,25	31,25	12,50	18,75
Amazonas	62	50,00	30,65	11,29	6,45	1,61
Bahia	417	3,36	9,35	25,90	35,97	25,42
Ceará	184	4,89	10,33	46,74	25,54	12,50
Distrito Federal	1	0	0	0	0	100
Espírito Santo	78	0	0	0	8,97	91,03
Goiás	246	0	0,41	2,44	9,76	87,40
Maranhão	217	33,64	31,34	23,96	8,29	2,76
Mato Grosso	141	0	1,42	9,22	30,50	58,87
Mato Grosso do Sul	78	0	1,28	3,85	11,54	83,33
Minas Gerais	853	0,12	0,47	5,51	15,12	78,78
Pará	143	26,57	22,38	27,27	20,98	2,80
Paraíba	223	8,97	12,56	28,25	36,77	13,45
Paraná	399	0	0	0,50	11,03	88,47
Pernambuco	185	5,95	11,89	27,03	28,65	26,49
Piauí	224	17,41	28,57	27,23	19,20	7,59
Rio de Janeiro	92	0	0	0	1,09	98,91
Rio Grande do Norte	167	0	2,99	16,17	36,53	44,31
Rio Grande do Sul	496	0	0	0,81	11,09	88,10
Rondônia	52	0	0	32,69	48,08	19,23
Roraima	15	20,00	13,33	33,33	26,67	6,67
Santa Catarina	293	0	0	1,37	12,29	86,35
São Paulo	645	0,16	0,47	0,47	0,78	98,14
Sergipe	75	0	4,00	10,67	38,67	46,67
Tocantins	139	0	4,32	24,46	42,45	28,78
Brasil	5.565	4,71	6,25	12,08	17,74	59,23

Elaboração dos autores.

Os estados com o maior percentual de municípios na classe que indica menor incidência da situação de pobreza, muito baixa, são Rio de Janeiro (98,91%), São Paulo (98,14%), Espírito Santo (91,03%), Paraná (88,47%) e Rio Grande do Sul (88,10%), além do Distrito Federal. Se analisados os dois intervalos de classes com os menores valores do IFP saúde e condições sanitárias, juntamente, verifica-se que os estados do Espírito Santo e do Rio de Janeiro e o Distrito Federal possuem 100% dos seus municípios nas faixas de pobreza muito baixa e baixa. Por sua vez, os estados do Acre e do Amazonas possuem menos de 10% dos seus municípios nesses dois intervalos, com 4,55% e 8,06%, respectivamente.

Para o total de municípios do Brasil, aproximadamente 10% se encontram nas classes que indicam maior grau de incidência à pobreza na dimensão saúde e condições sanitárias, nas faixas de pobreza muito alta e alta; 76,96% encontram-se nas classes que indicam menor grau de incidência à pobreza, nas faixas de muito baixa e baixa; e 12,08% dos municípios são considerados de pobreza média.

A dimensão saúde e condições sanitárias foi a capacitação em que se verificou a maior privação sofrida pelas pessoas dos municípios. Os indicadores dessa dimensão tiveram pesos médios e baixos no índice, o que indicou que nos municípios as pessoas têm privação maior nos indicadores relacionados ao esgotamento sanitário e destino do lixo, e maior acesso à água canalizada e a sua forma de abastecimento, bem como ao número de banheiros adequado nos domicílios.

A dimensão saúde e condições sanitárias é uma das capacitações mais importantes para que as pessoas levem uma vida com liberdade, pois a melhoria dos serviços de saúde e do saneamento básico eleva a qualidade de vida das pessoas, além de aumentar o potencial da pessoa para gerar renda.

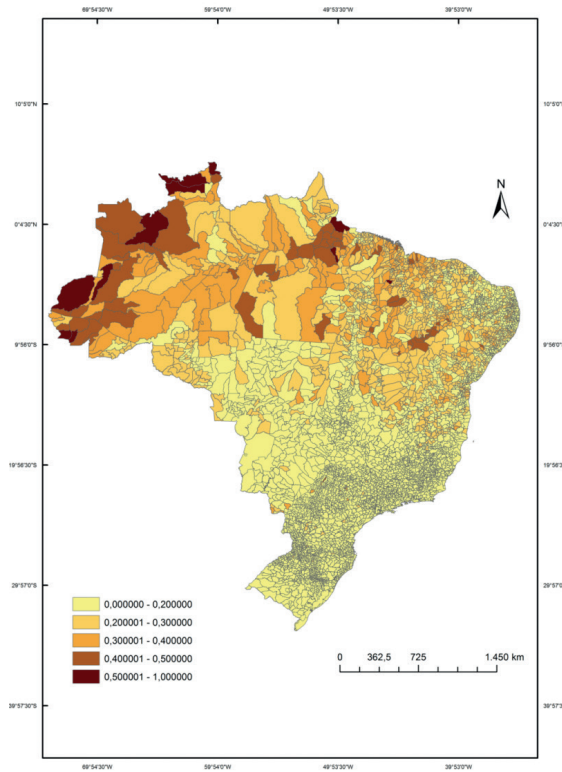
4.6 IFP agregado

Por fim, com a agregação dos IFPs calculados para cada uma das quatro dimensões consideradas, chega-se ao IFP agregado, conforme mostra o mapa 5. A maior incidência à pobreza agregada ocorre nos municípios identificados pela cor mais escura do mapa, localizados principalmente na região Norte do Brasil e em alguns municípios no Nordeste.

No intervalo de classe de pobreza muito alta, há doze municípios, o de maior IFP agregado, o município de Balbinos-SP (0,627), o município de Marajá do Sena-MA (0,519), no Nordeste, e os demais distribuídos na região Norte do Brasil: Uiramutã (0,605); Amajari (0,556) e Alto Alegre (0,513), em Roraima; Jordão (0,552) e Marechal Thaumaturgo (0,515), no Acre; Atalaia do Norte (0,548), Santa Isabel do Rio Negro (0,524) e São Paulo de Olivença (0,501), no Amazonas; e Chaves (0,529) e Bagre (0,508), no Pará.

Há sessenta municípios no intervalo de classes que indica situação de pobreza alta: destes, 37 pertencem à região Norte do país, distribuídos entre os estados do Pará, do Amazonas, do Acre, de Roraima e do Tocantins; 21 municípios são do Nordeste, nos estados do Piauí, do Maranhão e da Bahia; e, por fim, há os municípios de Pracinha e Lavínia, em São Paulo.

MAPA 5
IFP agregado – municípios brasileiros (2010)



Fontes: Sistema de Coordenadas Geográficas – Datum Planimétrico do Sirgas (2000), disponível em: <<https://tinyurl.com/whjf5sz7>>; e IBGE (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Na faixa de pobreza média, a maior parte dos 279 municípios está localizada nas regiões Norte e Nordeste, respectivamente. Além disso, há cinco municípios do estado de São Paulo, dois de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, e um município de Goiás e Santa Catarina. Os demais municípios encontram-se

nas faixas de pobreza baixa, com 1.084 municípios; e de pobreza muito baixa, com 4.130 municípios.

TABELA 5
Incidência de município por intervalo de classes do IFP agregado (2010)

Estado	Número de municípios	Municípios por intervalo de classes (%)				
		Pobreza muito alta	Pobreza alta	Pobreza média	Pobreza baixa	Pobreza muito baixa
Acre	22	9,09	18,18	22,73	45,45	4,55
Alagoas	102	0	0	7,84	54,90	37,25
Amapá	16	0	0	18,75	56,25	25,00
Amazonas	62	4,84	20,97	48,39	22,58	3,23
Bahia	417	0	0,72	4,56	45,56	49,16
Ceará	184	0	0	2,72	48,91	48,37
Distrito Federal	1	0	0	0	0	100
Espírito Santo	78	0	0	0	0	100
Goiás	246	0	0	0,81	4,07	95,12
Maranhão	217	0,46	2,76	37,79	50,23	8,76
Mato Grosso	141	0	0	2,13	19,15	78,72
Mato Grosso do Sul	78	0	0	3,85	3,85	92,31
Minas Gerais	853	0	0	0,23	7,85	91,91
Pará	143	1,40	12,59	28,67	42,66	14,69
Paraíba	223	0	0	2,24	39,46	58,30
Paraná	399	0	0	0	2,01	97,99
Pernambuco	185	0	0	2,70	37,30	60,00
Piauí	224	0	5,36	21,43	55,36	17,86
Rio de Janeiro	92	0	0	0	0	100,00
Rio Grande do Norte	167	0	0	0	14,37	85,63
Rio Grande do Sul	496	0	0	0	0,40	99,60
Rondônia	52	0	0	0	53,85	46,15
Roraima	15	20,00	6,67	26,67	33,33	13,33
Santa Catarina	293	0	0	0,34	1,02	98,63
São Paulo	645	0,16	0,31	0,62	0,78	98,14
Sergipe	75	0	0	0	17,33	82,67
Tocantins	139	0	0,72	6,47	49,64	43,17
Brasil	5.565	0,22	1,08	5,01	19,48	74,21

Elaboração dos autores.

A tabela 5 mostra a incidência dos municípios conforme o intervalo de classe do IFP agregado. Os estados que possuem mais de 90% de municípios na classe que indica menor incidência (pobreza muito baixa) são Espírito Santo e Rio de Janeiro, além do Distrito Federal, com 100% dos seus municípios na classe de pobreza muito baixa. Em seguida, vêm Rio Grande do Sul (99,60%), Santa Catarina (98,63%), São Paulo (98,14%), Paraná (97,99%), Goiás (95,12%), Mato Grosso do Sul (92,31%) e Minas Gerais (91,91%). Se analisados os dois intervalos de classe com

os menores valores do IFP, pobreza muito baixa e baixa, juntamente, incluem-se os estados do Rio Grande do Norte, de Rondônia e de Sergipe – com 100% dos seus municípios nas duas classes de intervalos de menores IFPs agregados –, Mato Grosso (97,87%), Paraíba (97,76%), Pernambuco (97,30%), Ceará (97,28%), Bahia (94,72%), Tocantins (92,81%) e Alagoas (92,16%).

Os estados com o maior percentual de municípios na classe que indica maior incidência da situação de pobreza, pobreza muito alta, são Roraima (20%), Acre (9,09%) e Amazonas (4,84%). Se analisados os dois intervalos de classe com os maiores valores do IFP juntamente, muito alta e alta, nove estados possuem municípios nesses intervalos: Acre (27,27%), Roraima (26,67%), Amazonas (25,81%) e Pará (13,99%), no Norte do Brasil; Piauí (5,36%), Maranhão (3,23%), Bahia e Tocantins (0,72%), no Nordeste; e o estado de São Paulo (0,47%).

Para o total de municípios do Brasil, 93,69% encontram-se nas classes que indicam pobreza muito baixa e baixa no IFP agregado; 5,01% pertencem à pobreza média; e apenas 1,29% dos municípios encontram-se nas classes de pobreza muito alta e alta.

A tabela 6 apresenta o *ranking* estadual dos resultados do IFP agregado a partir da metodologia alternativa proposta e do IDHM. Esse *ranking* é estabelecido de forma crescente, do estado menos pobre para o mais pobre, enquanto o *ranking* do IDHM é determinado de forma decrescente, do mais desenvolvido para o menos desenvolvido. Como ambos os índices buscam medir a pobreza e o desenvolvimento – no caso do IDHM –, é esperado que estes apresentem resultados semelhantes, com os estados mais pobres possuindo o menor IDHM.

TABELA 6
Ranking do IFG e IDHM – UFs (2010)

UF	IFP agregado	IDHM	UF	IFP agregado	IDHM
Acre	25 ^a	21 ^a	Paraíba	15 ^a	23 ^a
Alagoas	20 ^a	27 ^a	Paraná	7 ^a	5 ^a
Amapá	21 ^a	12 ^a	Pernambuco	14 ^a	19 ^a
Amazonas	27 ^a	18 ^a	Piauí	22 ^a	25 ^a
Bahia	18 ^a	22 ^a	Rio de Janeiro	3 ^a	4 ^a
Ceará	17 ^a	17 ^a	Rio Grande do Sul	5 ^a	6 ^a
Distrito Federal	1 ^a	1 ^a	Rio Grande do Norte	11 ^a	16 ^a
Espírito Santo	6 ^a	7 ^a	Rondônia	16 ^a	15 ^a
Goiás	9 ^a	8 ^a	Roraima	26 ^a	13 ^a
Maranhão	23 ^a	26 ^a	Santa Catarina	4 ^a	3 ^a
Mato Grosso	13 ^a	10 ^a	São Paulo	2 ^a	2 ^a
Mato Grosso do Sul	10 ^a	11 ^a	Sergipe	12 ^a	20 ^a
Minas Gerais	8 ^a	9 ^a	Tocantins	19 ^a	14 ^a
Pará	24 ^a	24 ^a	Brasil	0,158	0,727

Elaboração dos autores.

Obs.: UFs – Unidades da Federação.

O Distrito Federal, seguido por São Paulo e Rio de Janeiro, apresentou o menor IFP agregado, que representou os estados com menor grau de pertencimento da pobreza. Os estados com o maior desenvolvimento humano são Distrito Federal, São Paulo, Santa Catarina, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul. Por sua vez, os estados que obtiveram os maiores índices de pobreza são, por ordem decrescente, Amazonas, Roraima e Acre, todos da região Norte do país. Em termos de desenvolvimento humano, Alagoas, Maranhão, Piauí e Pará são os estados menos desenvolvidos do Brasil, localizados, com exceção do Pará, na região Nordeste. Essa diferença é explicada pela dimensão saúde e condições sanitárias e pela dimensão condições de moradia utilizadas para o cálculo do IFP, em que os municípios do Norte do país, em comparação com as demais regiões, foram os mais pobres em ambas as dimensões. As duas dimensões não são consideradas para o cálculo do IDHM: o índice não inclui no cálculo a dimensão condições de moradia, e a dimensão longevidade, que é associada à saúde, considera apenas a expectativa de vida ao nascer e exclui indicadores importantes, como o saneamento básico, incluído na construção do IFP.

5 CONCLUSÕES

Este artigo investigou a pobreza multidimensional, com base na abordagem das capacitações, motivada pela existência de pobreza em múltiplas dimensões nos municípios e pelas desigualdades regionais que existem no Brasil, principalmente nas regiões Norte e Nordeste. A teoria dos conjuntos *fuzzy* consistiu-se em importante ferramenta para atingir o objetivo proposto, ao gerar os índices relativos de todos os municípios brasileiros com o cálculo do IFP. Os resultados dos índices, que variam entre 0 e 1, ressaltam o caráter complexo da pobreza, ao demonstrar os distintos graus de proximidade com a situação de pobreza de cada município. Os resultados do IFP mostraram que nos municípios há mais incidência de pobreza na dimensão saúde e condições sanitárias, seguida pelas demais dimensões consideradas, como educação e condições de moradia, e em menor grau na dimensão renda.

A análise da pobreza sob a ótica multidimensional permitiu confirmar as hipóteses deste artigo. Primeiramente, a dimensão renda foi a que apresentou o menor impacto no IFP, visto que a maior parte dos municípios brasileiros está na faixa de pobreza muito baixa. Na análise dos indicadores na dimensão condições de moradia, a segunda dimensão com menor número de municípios com pobreza muito alta, a posse da máquina de lavar e a do rádio são os indicadores em que há mais privação. Por sua vez, o acesso à energia elétrica e o material predominante das paredes foram os indicadores com maior peso – ou seja, que apresentaram menor carência nos municípios. Observou-se que a maior parte dos municípios na faixa de pobreza muito alta e alta está localizada nas regiões Norte e Nordeste, mas também há alguns municípios em São Paulo e Mato Grosso.

Em termos da dimensão acesso ao conhecimento e à educação, que apresentou a segunda maior privação nos municípios brasileiros, o indicador saber ler e escrever é o que teve o maior peso, que indica acesso à alfabetização. Por sua vez, a maior carência nos municípios refere-se à posse do microcomputador com acesso à internet. Corrobora com a ideia de que existem desigualdades regionais no Brasil, dado que os municípios que tiveram seus IFPs acesso ao conhecimento e à educação nas faixas de pobreza muita alta e alta estão localizados nas regiões Nordeste e Norte, com exceção do estado de Minas Gerais, no Sudeste do país.

A dimensão saúde e condições sanitárias, entre todas, apresentou maior impacto no IFP. Os indicadores em que há maior privação por parte dos municípios é o acesso ao esgotamento sanitário e à coleta de lixo, enquanto o número de banheiros dos domicílios apresenta a menor privação. Similarmente às demais dimensões de pobreza, os municípios nas faixas de pobreza muito alta e alta estão localizados nas regiões Norte e Nordeste, mais intensamente nos estados do Amazonas e do Acre.

Os resultados encontrados indicam que a pobreza não é restrita apenas a uma dimensão. Se outras dimensões importantes não são consideradas pelos gestores públicos, as políticas de combate à pobreza podem não ser eficazes. Os programas de transferência de renda aos mais pobres são de extrema importância para a erradicação da pobreza, dado que atingem indiretamente as demais dimensões, mas a pobreza possui outras faces e características que podem ser combatidas por meio de políticas não restritas à renda monetária. A análise multidimensional permite uma noção maior sobre a complexidade de pobreza dos municípios brasileiros e a identificação das dimensões que são responsáveis pelo maior grau de pobreza. Ao relacionar as dimensões, por exemplo, a contribuição da promoção da educação para a redução das taxas de mortalidade infantil e de fecundidade, bem como para melhorias na saúde, a abordagem multidimensional permite que a pobreza seja reduzida de forma mais eficaz.

Salienta-se que os dados utilizados para este artigo são do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011), o que permite a continuação da análise para o próximo recenseamento, a fim de comparar e avaliar os resultados. Além disso, sugere-se a comparação dos resultados gerados com outras ferramentas e técnicas de mensuração e das relações de dependência espacial entre os municípios e as regiões brasileiras. A pobreza mensurada neste artigo é a relativa – ou seja, atribuem-se maiores pesos para os indicadores em que a maioria da população não é privada, de forma que ser privado nesses indicadores é muito grave. Portanto, uma das limitações do trabalho é não considerar as privações absolutas da população brasileira, que contribuiria para comparar os níveis de pobreza ao longo do tempo. A segunda limitação é a carência de informações contidas no Censo, que não inclui dados sobre dimensões importantes para a redução da pobreza, como questões ambientais e dados concernentes à dimensão saúde.

REFERÊNCIAS

ABDULLAH, L. Poverty lines based on fuzzy sets theory and its application to malaysian data. **Social Indicators Research**, v. 104, p. 117-127, 2011.

AGUADO, A. G.; CANTANHEDE, M. A. **Lógica fuzzy**. Campinas: Ed. Unicamp, 2010.

ALKIRE, S. Dimensions of human development. **World Development**, v. 30, n. 2, p. 180-205, Feb. 2002.

_____. **Choosing dimensions: the capability approach and multidimensional poverty**. Munich: MPRA, May 2008. (MPRA Paper, n. 8862).

ALKIRE, S.; DENEULIN, S. The human development and capability approach. *In*: DENEULIN, S.; SHAHANI, L. (Ed.). **An introduction to the human development and capability approach: freedom and agency**. London: IDRC, 2009. p. 22-48.

ALKIRE, S.; SANTOS, M. E. Poverty and inequality measurement. *In*: DENEULIN, S.; SHAHANI, L. (Ed.). **An introduction to the human development and capability approach: freedom and agency**. London: IDRC, 2009. p. 121-162.

ANAND, S.; SEN, A. Concepts of human development and poverty: a multidimensional perspective. *In*: UNDP – UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. **Poverty and human development**. New York: UNDP, 1997.

ANTUNES, J. Lógica nebulosa para avaliar riscos na auditoria. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 17, n. 9, p. 80-91, set. 2006.

BANCO MUNDIAL. **O combate à pobreza no Brasil: relatório sobre pobreza, com ênfase nas políticas públicas voltadas para a redução da pobreza urbana – resumo do relatório**. Washington: Banco Mundial, 2001a. v. 1. 40 p.

_____. **Relatório sobre o desenvolvimento mundial (2000/2001): luta contra a pobreza**. Washington: Banco Mundial, 2001b.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S. **Pobreza multidimensional no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, out. 2006. (Texto para Discussão, n. 1227).

BELHADJ, B.; LIMAM, M. Unidimensional and multidimensional fuzzy poverty measures: new approach. **Economic Modelling**, v. 29, n. 4, p. 995-1002, July 2012.

BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. **Diário Oficial da União**, Brasília, 23 dez. 1996. Disponível em: <<https://bit.ly/3Jyvw3S>>. Acesso em: 24 ago. 2020.

_____. Resolução nº 7, de 14 de dezembro de 2010. Fixa diretrizes curriculares nacionais para o ensino fundamental de 9 (nove) anos. **Diário Oficial da União**, Brasília, 15 dez. 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/40nCj7d>>. Acesso em: 24 ago. 2020.

_____. Ministério das Cidades. **Plano Nacional de Saneamento Básico (Plan-sab)**. Brasília: MCidades, 2013. Disponível em: <<https://is.gd/Df2I6f>>. Acesso em: 19 abr. 2023.

CARVALHO, M.; KERSTENETZKY, C. L.; DEL VECCHIO, R. Uma aplicação da teoria dos conjuntos *fuzzy* na análise da pobreza: o caso das regiões metropolitanas do Sudeste brasileiro – 2000. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 35., 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007. Disponível em: <<https://bit.ly/3ZZIwXu>>. Acesso em: 3 maio 2016.

CODES, A. L. M. de. **A trajetória do pensamento científico sobre pobreza**: em direção a uma visão complexa. Brasília: Ipea, abr. 2008. (Texto para Discussão, n. 1332).

COSTA, M.; DE ANGELIS, L. The multidimensional measurement of poverty: a fuzzy set approach. **Statistica**, v. 68, n. 3-4, p. 303-319, 2008.

DINIZ, M. B.; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos Objetivos do Desenvolvimento do Milênio. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, p. 399-423, 2009.

FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Déficit habitacional municipal no Brasil 2010**. Belo Horizonte: FJP, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3n4Og3F>>. Acesso em: 6 set. 2010.

FRAGA, L. S. *et al.* Uma análise da pobreza multidimensional dos estados brasileiros: construção do índice *fuzzy*. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 13, n. 1, p. 54-80, jan.-abr. 2017.

FUKUDA-PARR, S. The human development paradigm: operationalizing Sen's ideas on operationalizing Sen's ideas on capabilities. **Feminist Economics**, v. 9, n. 2-3, p. 301-317, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Base de informações do Censo Demográfico 2010**: resultados do universo por setor censitário. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

_____. **Famílias e domicílios**: resultados da amostra. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. v. 33. 133 p.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Resumo técnico**: resultados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica. Brasília: Inep, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3Z3gl8L>>. Acesso em: 6 set. 2020.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dimensão, evolução e projeção da pobreza por região e por estado no Brasil**. Brasília: Ipea, jul. 2010. (Comunicados do Ipea, n. 58).

JANÉ, D. de A. Uma introdução ao estudo da lógica *fuzzy*. **Revista de Humanidades e Ciências Sociais Aplicadas**, Ourinhos, n. 2, p. 1-16, 2004.

KERSTENETZKY, C. L.; DEL VECCHIO, R.; CARVALHO, M. M de. **Uma metodologia para estimação da pobreza multidimensional aplicada às regiões metropolitanas brasileiras – 2003 e 2008**. Niterói: Cede, 2011. (Texto para Discussão, n. 35).

KIM, S.-G. Fuzzy multidimensional poverty measurement: an analysis of statistical behaviors. **Social Indicators Research**, v. 120, n. 3, p. 635-667, Feb. 2015.

LOUREIRO, A. O. F.; SULIANO, D. S. **As principais linhas de pobreza utilizadas no Brasil**. Fortaleza: Ipece, ago. 2009. (Nota Técnica, n. 38).

MARTINETTI, E. C. A multidimensional assessment of well-being based on Sen's functioning approach. **Rivista Internazionale di Scienze Sociali**, v. 108, n. 2, p. 207-239, apr.-giugno 2000.

MARTINS, V. A. Z. **Um estudo sobre a pobreza rural e urbana nas regiões brasileiras a partir da teoria dos conjuntos *fuzzy***. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2012.

MORAIS, M. da P.; CRUZ, B. de O. Escolha das condições de ocupação da moradia e política habitacional no Brasil. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, Rio de Janeiro, n. 6, p. 101-109, dez. 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3JsPH3j>>. Acesso em: 24 ago. 2020.

ORTEGA, N. R. S. **Aplicação da teoria de conjuntos *fuzzy* a problemas da biomedicina**. 2011. 166 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Física, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

OTTONELLI, J. **Pobreza multidimensional na região Nordeste**: uma aplicação da teoria dos conjuntos *fuzzy* (em 2010). 2013. 128 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2013.

PACHECO, K.; DEL-VECCHIO, R.; KERSTENETZKY, C. **Pobreza fuzzy multidimensional**: uma análise das condições de vida na Zona Oeste do Rio de Janeiro – 1991 a 2000. Niterói: Cede, set. 2010. (Texto para Discussão, n. 30).

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Relatório do Desenvolvimento Humano 2010**: a verdadeira riqueza das nações – vias para o desenvolvimento humano. Nova Iorque: PNUD, 2010.

_____. **Atlas do desenvolvimento humano nas regiões metropolitanas brasileiras**. Brasília: PNUD, 2014.

_____. **População residente em domicílios agrícolas, pluriativos, rurais não agrícolas e urbanos não agrícolas**: atlas da extrema pobreza no Norte e Nordeste do Brasil em 2010. Brasília: PNUD, 2015.

QIZILBASH, M.; CLARK, D. A. The capability approach and fuzzy poverty measures: an application to the South African Context. **Social Indicators Research**, v. 74, n. 1, p. 103-139, Jan. 2005.

RATTNER, H. Como medir e combater a pobreza? **Revista Espaço Acadêmico**, v. 10, n. 112, p. 76-79, 2010.

ROBEYNS, I. **An unworkable idea or a promising alternative?** Sen's capability approach re-examined. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven, Dec. 2000. (Discussion Paper, n. 00.30).

_____. Selecting capabilities for quality of life measurement. **Social Indicators Research**, v. 74, n. 1, p. 191-215, Oct. 2005.

SEN, A. K. **Poverty and famines**: an essay on entitlement and deprivation. New York: Oxford University Press, 1981.

_____. Well-being, agency and freedom: the dewey lectures 1984. **The Journal of Philosophy**, v. 82, n. 4, p. 169-221, Apr. 1985.

_____. (Ed.). **Hunger and entitlements**: research for action. Forssa: Wider, 1988.

_____. Capability and well-being. *In*: NUSSBAUM, M.; SEN, A. (Ed.). **The quality of life**. Oxford: Clarendon Press, 1993a. p. 30-53.

_____. O desenvolvimento como expansão de capacidades. **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, São Paulo, n. 28-29, p. 1-11, abr. 1993b.

_____. (Org.). **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

_____. (Org.). **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

_____. Capabilities, lists, and public reason: continuing the conversation. **Feminist Economics**, v. 10, n. 3, p. 77-80, 2004.

SILVA, F. F. B. **Desvendando a lógica *fuzzy***. 2011. 129 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Matemática, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2011.

SILVA, J. J. da; BRUNO, M. A. P.; SILVA, D. B do N. Pobreza multidimensional no Brasil: uma análise do período 2004-2015. **Revista de Economia Política**, v. 40, n. 1, p. 138-160, 2020.

UNDP – UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. **Towards an ‘energy plus’ approach for the poor**. New York: UNDP, 2011.

UNESCO – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A EDUCAÇÃO, A CIÊNCIA E A CULTURA. **Relatório de monitoramento global de EPT 2013/2014: ensinar e aprender – alcançar a qualidade para todos**. Paris: UNESCO, 2014.

WORLD BANK. **Introduction to poverty analysis**. Washington: World Bank, 2005.

ZADEH, L. A. Fuzzy sets. **Information and control**, v. 8, n. 3, p. 338-353, June 1965.

_____. Is there a need for fuzzy logic? **Information Sciences**, v. 178, n. 13, p. 2751-2779, July 2008.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatísticas descritivas

Índice	Descrição	Valor	Unidade
Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)	Índice de Desenvolvimento Humano	0,75	Adimensional
Índice de Desenvolvimento Sustentável (IDS)	Índice de Desenvolvimento Sustentável	0,75	Adimensional
Índice de Desenvolvimento Social (IDSoc)	Índice de Desenvolvimento Social	0,75	Adimensional
Índice de Desenvolvimento Econômico (IDSE)	Índice de Desenvolvimento Econômico	0,75	Adimensional
Índice de Desenvolvimento Ambiental (IDSA)	Índice de Desenvolvimento Ambiental	0,75	Adimensional



Clique aqui para visualizar

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <<https://bit.ly/3Z2eK2l>>. Acesso em: 1ª jun. 2016. Elaboração dos autores.

Obs.: Para uma melhor visualização desta tabela, favor acessar: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/12152/1/PPE_V52_N2_Art1_Apendice1.xlsx> (nota do Editorial).

Originais submetidos em: set. 2018.

Última versão recebida em: abr. 2021.

Aprovada em: abr. 2021.

ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO DESEMPENHO INDUSTRIAL: O CASO DO SETOR DE HIGIENE PESSOAL, PERFUMARIA E COSMÉTICOS NO BRASIL NO PERÍODO 2001-2013¹

Adriana Bruscato Bortoluzzo²

Livia Amaral Valfré³

Guilherme Fowler de Avila Monteiro⁴

Durante o período 2001 a 2013, o setor de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos (HPPC) apresentou-se como um dos mais dinâmicos da economia brasileira. O setor atingiu níveis de crescimento médio real próximo a 10% ao ano (a.a.), ultrapassando a evolução média da indústria em geral (2,2% a.a.) e o crescimento médio do produto interno bruto – PIB (3,0% a.a.). Diante desse extraordinário desempenho, investigamos os determinantes macroeconômicos e demográficos da expansão desse setor. Para tanto, estimamos regressões com dados em painel tendo como referência as vendas anuais de um conjunto específico de produtos. A conclusão é que as variáveis mais importantes para explicar as vendas do setor de HPPC são a taxa de inflação e a taxa de juros, em combinação com a renda e o nível de desemprego.

Palavras-chave: crescimento; renda; desempenho industrial; cosméticos.

ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF INDUSTRIAL PERFORMANCE: THE CASE OF BEAUTY AND PERSONAL CARE SEGMENT IN BRAZIL IN THE PERIOD 2001-2013

During the period 2001-2013, the segment of Beauty and Personal Care (B&PC) was one of the most dynamic segments of the Brazilian economy. The B&PC sector was characterized by an average real growth level close to 10% per year, exceeding the average growth of the Brazilian industry in general (2.2% per year) and the average GDP growth (3.0% per year) during the same period. In face of this extraordinary performance, we investigate the macroeconomic and demographic determinants of the expansion of the B&PC sector in Brazil. To do so, we estimate panel data regressions considering the annual sales of a specific set of B&PC products. The conclusion is that the most important economic variables to explain sales are the inflation rate and the interest rate, in combination with the income level of households and the level of unemployment.

Keywords: growth; income; industrial performance; beauty and personal care.

JEL: E60; E29; H31.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art2>

2. Professora associada de métodos quantitativos no Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail:* <adrianab@insper.edu.br>.

3. Economista do Insper. *E-mail:* <liviaav@al.insper.edu.br>.

4. Professor associado de administração no Insper. *E-mail:* <guilhermefam@insper.edu.br>.

1 INTRODUÇÃO

O crescimento da economia brasileira na primeira década dos anos 2000 foi associado, em grande parte, ao consumo. Dados indicam que, entre 2002 e 2012, 63% do crescimento do produto interno bruto (PIB) nacional esteve atrelado ao consumo das famílias, ante 35% na China (Elstrodt *et al.*, 2014). Tal expansão do consumo no Brasil é tradicionalmente relacionada ao aumento da renda média (por exemplo, emergência da “nova classe C”), vinculando-se ao aumento da aquisição de bens via crédito.

Na esteira da expansão do consumo, o setor de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos (HPPC) apresentou-se como um dos mais dinâmicos. Entre 2001 e 2013, o setor atingiu níveis de crescimento médio real próximos a 10% ao ano (a.a.), ultrapassando a evolução média da indústria em geral (2,2% a.a.) e o crescimento médio do PIB (3,0% a.a.).⁵ Talvez seja mais importante destacar que o setor de HPPC atingiu um crescimento acima do esperado, inclusive durante a crise financeira internacional de 2008-2009. Em 2009, especificamente, o setor manteve seu crescimento real em 9,6%, enquanto a indústria em geral e o PIB apresentaram taxas negativas de crescimento (-7,3% e -0,3%, respectivamente).⁶

Diante desse extraordinário desempenho do setor de HPPC, é natural nos questionarmos sobre os seus determinantes: quais variáveis explicam o crescimento observado? Qual a influência da expansão da renda *vis-à-vis* as demais variáveis econômicas? O exame dessas questões é relevante, na medida em que permite a formação de um panorama mais amplo sobre as condições de desempenho de um setor que vem ganhando cada vez mais relevância no país (o Brasil é atualmente o terceiro maior mercado mundial de HPPC, atrás dos Estados Unidos e da China).⁷ Adicionalmente, mas não menos importante, o exame da dinâmica de crescimento do segmento de HPPC convida a uma reflexão sobre a própria dinâmica de crescimento nacional na primeira década dos anos 2000.

Com vistas a respondermos a essas questões, estimamos regressões com dados em painel, tendo como referência as vendas anuais do setor de HPPC. A conclusão do estudo é que as variáveis econômicas mais importantes para explicar as vendas do setor são a taxa de inflação e a taxa de juros, em combinação com a renda e o nível de desemprego.

Este artigo conta com mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta um breve panorama do setor de HPPC, bem como a revisão de literatura. A terceira descreve a estratégia empírica, incluindo a descrição dos dados

5. Segundo dados da Associação Brasileira da Indústria de Higiene Pessoal, Perfumaria e Cosméticos (Abihpec).

6. Com base nos dados da Abihpec.

7. Ver *Euromonitor International. Beauty and personal care in Brazil*. Disponível em: <<https://bit.ly/3VWVPH1>>.

e da modelagem econométrica. Na seção seguinte, apresentam-se os resultados das estimações. A quinta seção traz as principais conclusões do estudo.

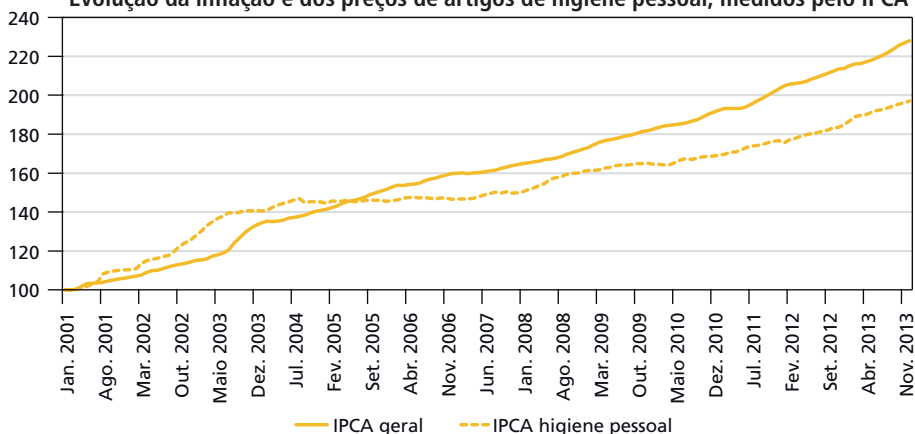
2 CONHECIMENTO RECEBIDO

O setor de HPPC tem sido um dos mais dinâmicos da economia brasileira nos anos recentes, apresentando forte crescimento e desempenho superior ao PIB nacional desde 2004. Contribui ainda de maneira relevante para a geração de postos de trabalho, empregando formalmente 592 mil pessoas. Quando se levam em conta as ocupações autônomas, em particular a força de vendas diretas, o setor representa geração de renda para 4,75 milhões de pessoas. As mulheres representam 80% dos postos gerados na cadeia produtiva de HPPC, particularmente nas redes de distribuição e venda, bem como nos salões de beleza.⁸

Um fato interessante sobre a forte expansão da indústria de HPPC no início dos anos 2000 é que esta ocorreu sem pressão sobre os preços. Conforme indica o gráfico 1, os preços ao consumidor dos produtos de HPPC apresentaram um crescimento inferior à média dos preços da economia, medido pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Ou seja, a expansão do faturamento real da indústria de HPPC, nos últimos anos, ocorreu essencialmente em função do aumento do volume de vendas.

GRÁFICO 1

Evolução da inflação e dos preços de artigos de higiene pessoal, medidos pelo IPCA¹



Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Base janeiro/2001 = 100.

8. Para mais informações, ver: <<https://bit.ly/2DNnjqT>>. Dados acessados em 2015.

À luz desse resultado, uma possível hipótese para o bom desempenho do setor envolve a dinamização do mercado (por exemplo, constante lançamento de produtos), em combinação com o aumento da expectativa de vida da população, o que demanda produtos que possibilitem conservar uma aparência de juventude. Tais fatores podem ter contribuído para a expressiva elevação das vendas, ainda mais pelo fato de no Brasil haver uma marcante cultura de valorização da beleza. Strehlau, Claro e Laban (2015) observam que a vaidade afeta positivamente o consumo de cosméticos e de tratamentos estéticos entre as mulheres brasileiras, independentemente de sua situação socioeconômica.

Adicionalmente, o desempenho do segmento de HPPC pode ser associado ao aumento da renda média do brasileiro e à crescente participação da mulher no mercado de trabalho, proporcionando o acesso das classes mais baixas aos produtos do setor e das classes mais altas ao consumo de produtos com maior valor agregado. Com efeito, a renda familiar no Brasil avançou em um ritmo superior ao do PIB na primeira década dos anos 2000. De acordo com o Ipea, entre 2003 e 2011, o PIB cresceu 3,1% a.a., enquanto a renda média das famílias (segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD) aumentou 4,36% a.a., indicando uma taxa de crescimento 40,5% maior (Ipea, 2012). Essa conjuntura permitiu que milhões de brasileiros saíssem da extrema pobreza e entrassem para a classe média. Simultaneamente, houve o aumento do consumo, influenciado, sobretudo, pelo aumento real do poder de compra, pelas melhores condições de crédito e financiamento, bem como pela alta disposição a gastar dessa classe de consumidores (a “nova classe C”). Tais fatos explicam a razão pela qual o Brasil se coloca atrás de países como China e México no quesito *poupança* (Hoefel *et al.*, 2015).

De modo mais geral, este artigo dialoga com estudos empíricos voltados para a análise da indústria brasileira. Destacam-se o trabalho de Cavalcanti (2013), sobre a indústria de transformação, e a análise de Bortolluzo, Claro e Silva (2012) sobre a indústria de bens de capital. Cavalcanti (2013) investiga a desaceleração do setor industrial brasileiro. Com vistas a identificar os principais determinantes das flutuações da produção industrial brasileira no período 2002-2012, o autor analisa a indústria de transformação nacional e estima a contribuição de diferentes variáveis sobre a geração de níveis relativamente baixos de produção nos últimos dois anos da sua amostra. Os principais resultados fazem referência às variáveis cujos choques foram mais relevantes na determinação do comportamento da indústria no período, quais sejam, variáveis como a taxa Selic e a inflação esperada. Além disso, os choques nos estoques e no custo do trabalho também exerceram impacto negativo relevante sobre a produção industrial.

Bortolluzo, Claro e Silva (2012), por sua vez, estimam modelos de previsão de vendas para a indústria de bens de capital a partir de variáveis relacionados às

condições do ambiente econômico e à origem dos recursos para investimentos. De acordo com o estudo, enquanto o ambiente econômico é determinante fundamental para a previsão de vendas, variáveis como taxa de juros, taxa de câmbio e a existência do fluxo de entrada de investimentos estrangeiros no Brasil influenciam o comportamento das vendas de bens de capital, uma vez que norteiam as decisões de investimento em ampliações ou novas instalações industriais.

Este estudo também analisa o comportamento de um setor industrial tendo como referência variáveis macroeconômicas e demográficas. Especificamente, estimam-se regressões com dados em painel tendo como referência as vendas anuais do setor de HPPC.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, estão descritas detalhadamente as variáveis utilizadas no trabalho e o modelo econométrico que avalia os determinantes da expansão do setor de HPPC no período 2001-2013.

3.1 Variável dependente

Os dados utilizados foram fornecidos pela Abihpec, que realiza a coleta de informações por meio de um painel de pesquisa com 39 empresas, sendo sua representatividade de 80% do mercado nacional de HPPC.⁹ A série histórica contempla um horizonte de treze anos (de 2001 a 2013) e fornece dados anuais referentes ao faturamento líquido, livre de impostos sobre as vendas, em R\$ 1 mil, para diferentes produtos. Vale notar que a janela temporal considerada é especialmente interessante, por incluir um período de alternância de poder (isto é, posse de Luiz Inácio Lula da Silva em 2003), bem como períodos de otimismo e pessimismo, antes e durante a crise financeira *subprime* de 2008-2009.

A análise contempla 23 produtos, que podem ser divididos em três segmentos: higiene pessoal (HP), perfumaria (P) e cosméticos (C). O segmento HP possui como principais produtos os sabonetes, xampus, condicionadores, produtos para barbear e pós-barbear, desodorantes, produtos para o cuidado dental, absorventes e talco.¹⁰ O segmento P abrange somente perfumes e colônias. Por fim, o segmento C contempla todos os tipos de maquiagens (para olhos, lábios e rosto), esmaltes, bronzeadores, protetores solares, produtos para cuidados com a pele e produtos de tratamento profissional para o cabelo.

9. As empresas contidas nesse painel são: Avon, BDF Nivea, Bio Extratus, Boniquet, Cless, Colgate-Palmolive, Condor, Contém 1g, Dana, Davene, Bril/Ecologie, Embelleze, Germed, Grupo Boticário, Hinode, Hypermarchas, Impala/Mundial, Jequití, Johnson&Johnson, KC Brasil, Kanitz, Lácqua, L'Oréal, Mahogany, Márcia, Mariah, Memphis, Nasha, Natura, Nazca, Opus, Payot, Phisália, Procter&Gamble, Santher, Sther, Unilever, Yamá e Zambon.

10. Os produtos *fraldas descartáveis* e *lenços umedecidos* foram retirados do segmento HP por apresentarem na amostra valores aberrantes (*fraldas descartáveis*) e por conterem dados somente no final da série temporal (*lenços umedecidos*).

Com isso, está determinado o corte transversal da regressão (com dados em painel), representado pelo produto i , com 23 diferentes tipos de produtos. O uso dos diversos produtos no modelo, em vez de um agregado, permite levar em conta suas especificidades (heterogeneidade) como efeitos não observados.

3.2 Modelo empírico-teórico

As vendas do setor de HPPC podem ser influenciadas por um conjunto de variáveis econômicas. Formalmente, e em linha com a teoria econômica, podemos definir que as vendas do segmento de HPPC (V_{HPPC}) são determinadas pela seguinte relação:

$$V_{HPPC} = V(R_D, D, \pi, R, C, I), \quad (1)$$

em que R_D é a renda domiciliar *per capita* média, D representa a taxa de desemprego, π indica a taxa de inflação, R é a taxa de juros, C representa a taxa de câmbio, e I indica o investimento direto estrangeiro (IDE) no país.

A variável R_D é uma medida de bem-estar social. Por construção, a renda domiciliar não considera as diferenças entre pessoas, apenas a soma das riquezas produzidas. Espera-se que o aumento da renda domiciliar *per capita* provoque efeitos positivos nas vendas do setor de HPPC, uma vez que esse aumento permite o acesso das classes mais baixas aos produtos do setor e das classes mais altas ao consumo de produtos com maior valor agregado, elevando as vendas.

A taxa de desemprego (D) é aferida mensalmente pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME) e mensura o peso da população desempregada sobre o total da população ativa, em porcentagem. Espera-se que o aumento da taxa de desemprego impacte negativamente as vendas, uma vez que provoca queda na renda de parte da população, podendo gerar redução nas vendas do setor.

A taxa de inflação (π) será representada de duas formas. Primeiro, pelo IPCA que mensura o percentual de elevação dos preços gerais da economia. Alternativamente, pelo índice que mede, especificamente, a variação de preços dos segmentos de higiene pessoal (IPCA Higiene Pessoal, desagregado). Em ambos os casos, espera-se que um aumento da inflação provoque a queda nas vendas do setor de HPPC, principalmente pela redução do poder de compra dos consumidores. Dessa forma, os produtos considerados supérfluos, como os que se encontram nos segmentos P e C, podem ter suas vendas reduzidas ou serem substituídos por produtos com menor valor agregado. Para as empresas, uma inflação alta implicaria um cenário econômico desfavorável – com, por exemplo, a elevação dos preços das matérias-primas e a alta dos juros –, resultando na queda de suas vendas. Isso pressiona as contas das empresas, forçando-as a realizar cortes de gastos, o que implicaria a elevação do desemprego.

Em relação à taxa de juros (R), espera-se que a sua redução afete positivamente o comportamento das vendas do setor. Partindo-se da premissa de que, a uma menor taxa de juros, uma empresa eleva suas possibilidades de adquirir empréstimos e financiamentos, é plausível supor que a firma tende, por exemplo, a aumentar a compra de matérias-primas e embalagens, renovar o maquinário e elevar o capital de giro. Consequentemente, a empresa eleva sua produção e, com isso, aumenta os seus esforços de venda.¹¹

A taxa de câmbio (C) é um fator importante, dado o papel desempenhado pela importação de produtos HPPC. Segundo o panorama do setor da Abihpec (2014), houve um avanço dos produtos importados na balança comercial do setor a partir do ano de 2011, o que pode ter desmotivado o mercado interno. Especificamente no ano de 2013, as importações totalizaram US\$ 1,19 bilhão (crescimento de 15,24% em relação ao ano anterior), ante exportações de US\$ 783 milhões (retração de 7,12% em relação a 2012). No agregado dos últimos dez anos, as exportações do setor cresceram em média 10% a.a., patamar ainda insuficiente frente aos 21% a.a. de crescimento das importações. Em linha com a racionalidade econômica, uma apreciação cambial tende a incentivar a importação e desestimular a exportação, o que eleva a oferta interna de produtos e, portanto, pressiona para baixo os preços no mercado nacional.

Além disso, é importante levar em consideração que parte das matérias-primas para o desenvolvimento dos produtos provém de componentes importados, sendo relevante acompanhar o andamento do câmbio para efetuar esse tipo de transação. A necessidade de utilizar componentes importados surgiu com a busca de melhores preços e maior qualidade, em um contexto marcado pelo aumento da competitividade das firmas. Assim, ao mesmo tempo que a desvalorização do real proporciona o desenvolvimento do mercado interno e eleva os números das exportações, tem-se, por outro lado, uma possível dificuldade para os fabricantes de cosméticos, uma vez que parte deles necessita de matérias-primas internacionais e importá-las será mais caro frente ao real desvalorizado, tornando os preços mais elevados no mercado interno.

Por fim, a variável I representa o nível anual de investimentos diretos estrangeiros (IDE) na economia brasileira, em dólares. Essa variável deverá ser convertida para o real pelo câmbio corrente. Espera-se que um aumento do IDE provoque aumento nas vendas do setor de HPPC. Isso porque tal investimento é uma origem alternativa de recursos para as empresas, possibilitando-lhes elevar a produção e as vendas.

11. Uma vez que o Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) mensura a taxa básica de juros da economia acumulada no mês, esta variável deverá ser anualizada em nossa estimativa.

De modo geral, as variáveis expressas em termos monetários deverão ser transformadas em logaritmo, para a estabilização da variância da série, e deflacionadas pelo IPCA, a fim de se remover o efeito da inflação, sendo elas então colocadas assim na mesma base de comparação. A tabela 1 apresenta um sumário das especificações da variável dependente e das variáveis explicativas econômicas e demográficas.

Cumprir notar que há duas variáveis presumivelmente interessantes para o estudo e que possivelmente geram impacto nas vendas no setor de HPPC, a saber: a carga tributária dos produtos e a concorrência direta entre empresas. Contudo, esses efeitos não serão considerados neste trabalho, uma vez que inexistem, no momento, dados confiáveis referentes à carga tributária do setor e também fontes de informação para se determinar a concorrência entre empresas, tornando inviável a inserção dessas variáveis no estudo.

TABELA 1
Relação das variáveis dependente e explicativas utilizadas, incluindo fonte, unidade e efeito esperado

Variável	Fonte	Unidade	Tratamento	Efeito esperado
Vendas HPPC	Abihpec	R\$ bilhões	Deflacionada e <i>log</i>	
Renda domiciliar <i>per capita</i>	IBGE	Reais	Deflacionada e <i>log</i>	+
Taxa de desemprego	IBGE	% a.a.		-
Inflação geral	IBGE	% a.a.		-
Inflação HPPC	IBGE	% a.a.		-
Taxa de juros	BCB	% a.a.		-
Taxa de câmbio	BCB	Compra (R\$/US\$)		+
IDE	BCB	R\$ milhões	Deflacionada e <i>log</i>	+

Elaboração dos autores.

3.3 Modelo econométrico

Como os dados referentes às vendas foram coletados anualmente, durante treze anos, para os 23 produtos das categorias HP, P e C, será utilizada a metodologia de regressão com dados em painel (Wooldridge, 2002). Esta metodologia possibilita investigar a dinâmica das mudanças nas variáveis, considerando eventuais efeitos não observados. Especificamente, o modelo de regressão analisará o faturamento líquido das empresas em duas dimensões: i) os cortes transversais, sendo 23 produtos contidos nos segmentos HP, P e C; e ii) a dimensão temporal, ou seja, treze períodos de tempo, de 2001 a 2013. Isso resulta em um total de 299 observações (23x13). O modelo é desenhado conforme a seguir.

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + X_{it-\delta} \beta + a_i + c_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

em que:

$$i = 1, 2, \dots, 23;$$

$$t = 2001, 2002, \dots, 2013;$$

Y_{it} = faturamento líquido, livre de impostos sobre as vendas (em logaritmo), do i -ésimo produto no tempo t ;

$X_{it-\delta}$ = vetor linha contendo os valores das variáveis explicativas econômicas e demográficas do i -ésimo produto no tempo $t - \delta$, sendo que a defasagem δ pode variar para cada variável;

a_i = efeito não observado para o i -ésimo produto;

c_t = efeito não observado para o t -ésimo tempo; e

ε_{it} = erro idiossincrático.

Foram utilizados efeitos não observados fixos, o que permite a existência de correlação entre os efeitos individuais não observados com as variáveis explicativas (ou seja, endogeneidade). A estimação foi feita por mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) para correção do viés pelo uso da variável resposta defasada como explicativa. Neste caso, o instrumento escolhido para o faturamento foi sua primeira defasagem, ou seja, o faturamento no ano anterior. Analisando-se o resultado do modelo 1 da tabela 3, este instrumento pode ser considerado válido, em razão da persistência razoavelmente forte e estatisticamente relevante apresentada pelo faturamento ao longo dos anos avaliados (0,706).

4 RESULTADOS

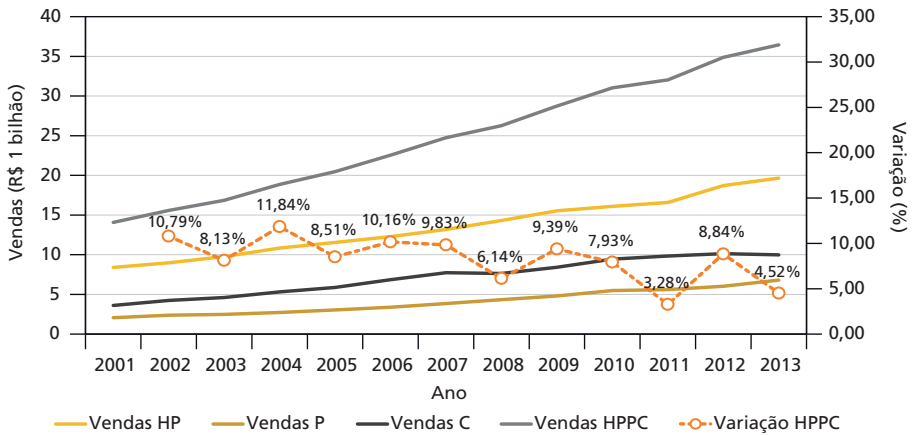
Inicialmente foi realizada uma análise exploratória das variáveis envolvidas no trabalho, apenas usando o IPCA (com base em 2013) como deflator para as variáveis vendas, renda e IDE. O gráfico 2 permite avaliar conjuntamente a evolução das vendas por categoria (HP, P e C) e para o agregado do setor (HPPC), em que o eixo y se refere às vendas deflacionadas em bilhões de reais.

Ao se analisar o gráfico 2, é possível observar uma tendência crescente para as vendas, com o passar dos anos. A categoria HP é a que mais se sobressai, tendo o crescimento mais representativo. Contudo, todas as categorias seguem a mesma tendência de crescimento das vendas, o que comprova os bons resultados do setor de HPPC no período. Mesmo durante o período de mudança de partido político, com a posse do presidente Luiz Inácio Lula da Silva em 2003, e durante a crise financeira internacional de 2008-2009, não houve mudança na tendência de crescimento das vendas para nenhuma das categorias, indicando que o setor não sofreu com os impactos da política e da crise financeira *subprime*.

De modo geral, espera-se que os produtos contidos no segmento HP provoquem um maior efeito nos resultados das vendas. Isso porque o aumento da renda média do brasileiro nos últimos dez anos, em combinação com a ascensão de parte da população em níveis de extrema pobreza para as classes C e D, permitiu que os produtos de primeira necessidade (tais como sabonetes, desodorantes e cremes dentais) fossem adquiridos mais facilmente por essa nova classe média. Com efeito, conforme se observa na tabela 2, a categoria HP é a mais representativa do setor de HPPC, sendo sua média em vendas para o período avaliado em R\$ 10,27 bilhões, seguida pelas categorias C, com R\$ 5,51 bilhões, e P, com R\$ 3,14 bilhões.

GRÁFICO 2

Evolução das vendas por categoria de produto e para o total (2001-2013)



Fonte: Abihpec.

Obs.: 1. HP – higiene pessoal; P – perfumaria; C – cosméticos; e HPPC – total.

Ressalte-se que, para trabalhar os dados em uma regressão com dados em painel, é preciso atentar para alguns detalhes, a fim de se obter um modelo econométrico consistente que traga resultados robustos para o estudo. Dessa forma, o primeiro passo foi verificar a existência de raiz unitária nas séries por meio do teste *augmented Dickey-Fuller* (ADF)-Fisher para dados em painel, exposto na tabela 2. Foi detectada a presença de raiz unitária para todas as variáveis, exceto logaritmo das vendas, taxa de juros (Selic) e taxa de desemprego. Ainda, foi realizado o teste de cointegração para dados em painel, Pedroni-Engle-Granger *based*, e o seu valor-*p* (0,9458) indica que não há cointegração entre as séries observadas (Pedroni, 1999). Desta forma, trabalhar-se-á com a variação (ou primeira diferença) das variáveis renda domiciliar *per capita*, inflação geral (IPCA) e inflação HPPC, taxa de câmbio e IDE.

TABELA 2
Medidas descritivas e teste de raiz unitária (ADF-Fisher)

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Raiz unitária ¹
Vendas HPPC (R\$ 1 mil)	18.921.663	8.293.108	7.615.980	34.410.191	-1,42*
Vendas HP (R\$ 1 mil)	10.269.848	4.243.134	4.546.545	18.558.132	-
Vendas P (R\$ 1 mil)	3.144.930	1.622.544	1.116.531	6.424.031	-
Vendas C (R\$ 1 mil)	5.506.885	2.454.106	1.952.904	9.428.028	-
Renda (R\$)	743,23	107,42	602,38	936,09	0,70
Inflação geral – IPCA (%)	6,52	2,31	3,14	12,53	-0,59
Inflação HPPC (%)	6,38	2,75	2,96	13,30	-0,48
Inflação HP (%)	6,69	4,09	-0,96	17,38	-
Inflação P (%)	6,11	4,52	-2,44	18,50	-
Inflação C (%)	6,01	3,40	-1,89	15,44	-
Taxa de juros (%)	14,05	4,54	8,22	23,35	-3,88*
Taxa de câmbio (%)	2,25	0,45	1,67	3,08	-1,76
IDE (R\$ 1 milhão)	73.367	25.811	40.276	118.300	1,09
Taxa de desemprego (%)	8,70	1,34	6,70	10,47	-4,12*

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Raiz Unitária corresponde ao valor da estatística do teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,05$.

2. HP – higiene pessoal; P – perfumaria; C – cosméticos; e HPPC – total.

3. Painel contendo 23 empresas e treze anos de dados (299 observações).

Antes da modelagem, foi testada a endogeneidade de cada uma das variáveis explicativas no modelo e, segundo o teste de Hausman, todas elas podem ser consideradas exógenas. No teste, foram utilizadas como instrumentos a própria variável defasada em um período e a sua variação passada (mesma estratégia de instrumentos utilizada nos modelos do tipo *generalized method of moments* – GMM, de acordo com a proposta de Arellano e Bond). Além disso, os instrumentos foram considerados válidos (aqui utilizamos cada equação na sua forma reduzida e testamos a relevância dos coeficientes relacionados aos instrumentos escolhidos – teste de Sargan).

TABELA 3
Resultados testes de endogeneidade (Hausman) e de validade dos instrumentos para cada uma das variáveis explicativas do modelo

Variável	Hausman (valor-p)	Validade Instrumentos (valor-p)
LREND A	0,853	0,025
DESEMP(-1)	0,560	0,002
IPCA	0,367	0,043
SELIC(-1)	0,766	0,001
Δ CAMBIO	0,329	0,008
Δ LIDE	0,886	0,015

Elaboração dos autores.

Obs.: Teste de Hausman (endogeneidade) – se valor- $p < 5\%$, então se conclui que a variável é endógena. Teste de validade dos instrumentos (Sargan) – se valor- $p < 5\%$, então se conclui que os instrumentos são válidos. A letra L na frente da variável indica transformação logarítmica. A letra Δ na frente da variável indica transformação por primeira diferença (variação). O número entre parênteses, após o nome da variável, indica a defasagem utilizada.

Dessa forma, utilizou-se neste estudo o modelo de regressão linear múltipla com dados em painel dinâmico, com efeitos fixos e estimado via 2SLS, com instrumento para as vendas (t-1) como sua segunda defasagem, ou seja, vendas (t-2). Os resultados das diversas especificações avaliadas estão na tabela 4. Inicialmente, ajustou-se a estrutura de correlação serial da variação do logaritmo das vendas utilizando-se uma defasagem (modelo 1 da tabela 3). A segunda etapa da modelagem inclui diferentes especificações do modelo com as variáveis econômicas, avaliando-se a sua influência sobre as vendas do setor HPPC. É possível notar que todos os modelos são estatisticamente significantes e explicam muito bem o comportamento do logaritmo das vendas dos produtos do setor.

Nota-se que há uma persistência razoavelmente forte nas vendas, o que era esperado para o setor, devido à tendência de aumento nas vendas, como visto no gráfico 2. O aumento de 1% nas vendas, num determinado ano, provoca um aumento médio de aproximadamente 0,7% no ano seguinte, mantendo-se tudo o mais constante. Comparando-se os modelos com acréscimo das variáveis econômicas (modelos 2 a 8 da tabela 4) com o modelo que contém apenas a defasagem das vendas (modelo 1 da tabela 4), é possível observar pequenas contribuições que ajudam a explicar o comportamento das vendas.

Ao se analisar o modelo 2, em que as variáveis renda e taxa de desemprego foram adicionadas, observa-se que ambas são relevantes estatisticamente, e os sinais esperados se confirmam. No caso do modelo 3, a taxa de inflação e a taxa de juros influenciam negativamente as vendas, enquanto câmbio real e IDE possuem impacto positivo nas vendas do setor de HPPC.

Além de usar o IPCA (geral) como representativo da inflação, utilizamos o IPCA desagregado para cada segmento de produto de higiene pessoal como *proxy*

para a taxa de inflação dos produtos do setor (modelos 4 e 7). Empregamos, ademais, como medida alternativa, a razão entre o IPCA de cada segmento de higiene pessoal e o IPCA geral, resultando num indicador que representa a variação dos preços destes produtos em relação ao mercado – ou seja, se esta variável for inferior a 1, significa que os preços dos cosméticos sofreram menor ajuste, em comparação aos produtos em geral (modelos 5 e 8).

Como as taxas de inflação, o IPCA geral e o IPCA dos produtos de higiene pessoal, e a razão são altamente correlacionadas, foram colocadas em modelos diferentes, para a avaliação do impacto da variação de preços nas vendas de HPPC. Todas as mensurações de inflação apresentaram sinal negativo e relevância estatística para explicar as vendas. Em termos de magnitude, a variação do IPCA possui um impacto maior que a variação do IPCA de higiene pessoal. Ainda assim, os resultados vão no mesmo sentido: uma variação de 1 p.p. no IPCA geral provoca uma queda média de 2,1% nas vendas, enquanto uma variação de 1 p.p. nos preços dos itens de higiene pessoal gera uma queda de 0,5% nas vendas, tudo o mais constante.

Avaliando-se apenas os modelos completos 6, 7 e 8 da tabela 4, chegamos à conclusão de que as variáveis econômicas mais importantes para explicar as vendas do setor são a renda da população, a taxa de desemprego, a taxa de inflação e a taxa de juros.

TABELA 4
Resultados dos modelos de regressão com dados em painel e efeitos fixos estimados via 2SLS

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
LVENDAS(-1)	0,705*** (0,042)	0,758*** (0,071)	0,728*** (0,041)	0,756*** (0,068)	0,757*** (0,060)	0,716*** (0,0652)	0,713*** (0,081)	0,823*** (0,034)
Δ(LRENDAA)		0,637*** (0,209)				0,674*** (0,211)	0,656*** (0,149)	0,592*** (0,187)
DESEMP(-1)		-3,630** (1,455)				-0,952 (1,123)	-2,015*** (0,845)	-2,296** (1,3462)
Δ(IPCA)			-2,694*** (0,856)			-2,562*** (0,752)		
SELIC(-1)			-1,593*** (0,362)	-1,232** (0,399)	-1,094*** (0,447)	-1,025*** (0,410)	-1,669*** (0,528)	-0,139** (0,065)
Δ(CAMBIO REAL)			0,002** (0,001)	0,001** (0,0006)	0,001** (0,0006)	0,001 (0,001)	0,003** (0,001)	0,001* (0,0005)
Δ(LUIDE)			0,169** (0,060)	0,158** (0,065)	0,124** (0,067)	0,132*** (0,051)	0,136*** (0,042)	0,046* (0,026)
Δ(IPCA desagregado para cada segmento HPPC)				-0,879*** (0,312)			-0,563*** (0,149)	
Δ(razão IPCA desagregado para cada segmento HPPC e geral)					-0,781*** (0,304)			-0,704*** (0,258)
Constante	3,963*** (0,559)	3,565*** (1,054)	3,902*** (0,588)	3,477*** (0,995)	4,073*** (0,982)	4,241*** (1,135)	4,072*** (1,168)	2,569*** (0,536)
R2	0,991	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990	0,997
R2aj	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989	0,996
F-statistic	748,16***	1005,37***	985,20***	912,31***	954,20***	851,15***	865,22***	2358,58***

Elaboração dos autores.

Obs.: Erros-padrão robustos, entre parênteses. Significância: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Painel contendo 23 empresas e treze anos de dados (299 observações). A letra L na frente da variável indica transformação logarítmica. A letra Δ na frente da variável indica transformação por primeira diferença (variação). O número entre parênteses, após o nome da variável, indica a defasagem utilizada.

5 CONCLUSÃO

Mais do que analisar o desempenho do setor brasileiro de cosméticos em um horizonte de tempo de treze anos, este artigo investigou quais fatores do ambiente econômico brasileiro influenciaram no comportamento recente das vendas desse setor. O estudo tem como pano de fundo o bom desempenho do setor de HPPC frente ao baixo índice de crescimento da economia no período analisado: enquanto a economia brasileira passava por dificuldades e apresentava um crescimento pouco expressivo, o setor de cosméticos caracterizava-se por um crescimento sustentável.

A conclusão do estudo é que determinadas variáveis econômicas colaboram para explicar o comportamento das vendas do setor de HPPC. Especificamente, a taxa de inflação, considerada de acordo com diferentes métricas, apresenta um esperado efeito negativo sobre as vendas de cosméticos. Quando examinamos a razão entre as variações de preços, constatamos que, se os preços dos itens de higiene pessoal variarem menos que a inflação geral, haverá um aumento mais acentuado nas vendas. De fato, é esse efeito expansionista que se encontra subjacente ao comportamento de preços descritos no gráfico 1. A taxa de juros defasada em um ano, por sua vez, também apresenta sinal negativo, indicando que uma redução dos juros contribui para a expansão das vendas do setor. O câmbio, por outro lado, não se revelou significativo para a determinação das vendas do setor.

O IDE apenas é relevante nos modelos em que não se leva em conta o IPCA por segmento de produto. Uma possível explicação para este resultado é que o IDE esteja capturando algum efeito dentro da variação de preços das categorias, de tal sorte que, ao se acrescentar esta variação por segmento à análise, o efeito econômico aparece na relevância do IPCA HPPC desagregado por segmento. Nada obstante, mesmo que o IDE potencialmente afete a oferta, tal efeito tende a se manifestar no longo prazo e, portanto, dificilmente teria efeitos importantes no período analisado.

Em contraste, a existência de um coeficiente representativo da variável renda sobre as vendas do segmento de HPPC confirma a hipótese de que o aumento da renda média do brasileiro no período provocou respostas positivas nas vendas. Todavia, o desemprego apresenta relevância estatística, indicando um impacto negativo sobre o consumo dos bens. Espera-se que o aumento da taxa de desemprego impacte negativamente as vendas, uma vez que provoca queda na renda de parte da população. Ainda assim, vale notar que este estudo não examina a possibilidade de mudanças nas preferências dos consumidores, que podem estar atreladas ao desenvolvimento do setor.

Como sugestão para futuros estudos, poderia se realizar uma segmentação demográfica por gênero, verificando-se como o rendimento de homens e mulheres impacta as vendas do setor. Pode-se analisar a hipótese, por exemplo, de que, em

períodos de recessão econômica, mulheres possuem maior propensão a deixar de comprar bens mais caros ou de luxo, passando a comprar bens mais baratos e ligados à autoestima, tais como cosméticos (Hill *et al.*, 2012). Uma limitação dessa sugestão, motivo pelo qual não foi incluída no estudo, é que as variáveis por gênero dependem da pesquisa referente ao Censo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que não apresenta uma série histórica contínua de dados; ou seja, a pesquisa é realizada para apenas alguns anos de referência. Em outra frente, este estudo poderia ser refeito em futuro próximo, com vistas a se verificar se o efeito da renda sobre as vendas persiste, mesmo diante do atual cenário de desaceleração econômica. Com isso, seria possível averiguar se a resiliência do setor de HPPC durante os anos 2003 a 2013 esteve, de fato, fortemente atrelada às políticas de estímulo ao consumo.

REFERÊNCIAS

ABIHPEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE HIGIENE PESSOAL, PERFUMARIA E COSMÉTICOS. **Panorama do setor de HPPC**. São Paulo: Public Projetos Editoriais, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3Lrxjdk>>. Acesso em: 10 set. 2014.

BORTOLUZZO, A. B.; CLARO, D. P.; SILVA, J. A. da. **Modelo de previsão de vendas para bens de capital industriais**. São Paulo: Insper, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3oGTtPM>>. Acesso em: 20 set. 2014.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Uma análise econométrica da evolução da indústria de transformação brasileira no período de 2002-2012. **Carta de Conjuntura**, n. 18, p. 79-86, mar. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3JZTLcK>>. Acesso em: 20 set. 2014.

ELSTRODT, H.-P. *et al.* Brazil's path to inclusive growth. **McKinsey & Company Insights**, May 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3oGSNKe>>. Acesso em: 4 jan. 2015.

HILL, S. E. *et al.* Boosting beauty in an economic decline: mating, spending, and the lipstick effect. **Journal of Personality and Social Psychology**, Washington, v. 103, n. 2, p. 275-291, Aug. 2012.

HIRATUKA, C. *et al.* **Relatório de acompanhamento setorial: cosméticos**. Unicamp; ABDI, maio 2008. v. 1. Disponível em: <<https://bit.ly/440dQYr>>.

HOEFEL, F. *et al.* Mapping the mindset of Brazil's not-so-new middle class consumers. **McKinsey & Company Insights**, Feb. 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3n7BTEb>>. Acesso em: 1º jun. 2015.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **2012: desenvolvimento inclusivo sustentável?** Brasília: Ipea, dez. 2012. (Comunicados do Ipea, n. 158). Disponível em: <<https://bit.ly/3lC0D6L>>. Acesso em: 20 set. 2014.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. S1, p. 653-670, Nov. 1999.

STREHLAU, V. I.; CLARO, D. P.; LABAN, S. A. N. A vaidade impulsiona o consumo de cosméticos e de procedimentos estéticos cirúrgicos nas mulheres? Uma investigação exploratória. **RAUSP – Revista de Administração da USP**, São Paulo, v. 50, n. 1, p. 73-88, jan.-mar. 2015.

WOOLDRIDGE, J. M. (Org.). **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2002.

Originais submetidos em: abr. 2016.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.

JOVENS E ADULTOS FORAM DEIXADOS PARA TRÁS? EVIDÊNCIAS DO ENSINO MÉDIO NO CEARÁ¹

Gércia Cunha de Lima²

Alessandra de Araújo Benevides³

Francisca Zilania Mariano⁴

Rafael Barros Barbosa⁵

O objetivo deste estudo é mensurar o diferencial de desempenho acadêmico entre estudantes da educação de jovens e adultos (EJA) e do ensino médio em escolas regulares no Ceará. Utilizando dados do Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (Spaee) e dos Censos Escolares de 2012 e 2014, os alunos foram pareados pelo método de escore de propensão, e suas características, ponderadas por entropia. Os resultados apontam que os integrantes da EJA possuem desempenho em língua portuguesa (-0,82 desvio-padrão) e matemática (-0,58 desvio-padrão) inferior aos do ensino regular. Dessa forma, espera-se que a gestão escolar tente equalizar as disparidades existentes entre estas modalidades de ensino, proporcionando um desempenho com maior equidade.

Palavras-chave: educação de jovens e adultos (EJA); ensino regular; desempenho.

ARE YOUTH AND ADULTS LEFT BEHIND? HIGH SCHOOL EVIDENCE IN CEARÁ

This study seeks to measure the differential of academic performance among students Education of Youth and Adults (EJA) and high school in regular schools in Ceará. Using data from the Permanent System of Assessment of Basic Education of the State of Ceará (Spaee) and the School Census between 2012 and 2014. The students were matching by the Propensity Score method and their characteristics weight entropy method. The results indicate that the members of the EJA have performance in Portuguese (-0.82 standard deviation) and mathematics (-0.58 standard deviation) lower than regular teaching. Thus, it is expected that school management will try to equalize the disparities between these teaching modalities providing a performance with greater equity.

Keywords: Youth and Adult Education (EJA); regular education; performance.

JEL: A21; C21; I28.

1 INTRODUÇÃO

A constante preocupação com o mercado de trabalho leva jovens e adultos a abandonarem ou mesmo evadirem as escolas de ensino médio regular. Estudos feitos por Neri (2009) apontam três causas para a evasão escolar, a saber: a insipiência dos gestores de políticas públicas, que restringem a divulgação da oferta de serviços

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art3>

2. Mestre em economia rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC). *E-mail:* <gerciacunhalima13@gmail.com>.

3. Professora adjunta da UFC, *campus* de Sobral. *E-mail:* <alesandrab@gmail.com>.

4. Professora adjunta da UFC, *campus* de Sobral. *E-mail:* <zilania@ufc.br>.

5. Professor adjunto da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade (FEAAC) da UFC. *E-mail:* <rafaelbarrosbarbosa@gmail.com>.

educacionais; a falta de interesse por parte de pais e alunos; e a necessidade de geração de renda, dadas as condições financeiras precárias do meio social em que vivem os alunos.

No intuito de expandir os níveis educacionais, estudantes se matriculam na educação de jovens e adultos – EJA (ensinos fundamental ou médio). A EJA é uma categoria de ensino que ocorre em paralelo à educação básica regular do país e destina-se, principalmente, a jovens e adultos que não tiveram acesso ao ensino fundamental e/ou médio regular, não dando continuidade a seus estudos na idade apropriada, ou seja, antes dos 18 anos de idade (Scortegagna e Oliveira, 2006). Para ingressar na EJA ensino fundamental, é necessário ter, no mínimo, 15 anos; e a condição para ingressar na EJA ensino médio é ter uma idade igual ou superior a 18 anos.

No Brasil, o Exame Nacional para Certificação de Competências de Jovens e Adultos (Encceja) é o exame que qualifica os estudantes da EJA a receberem os certificados do ensino fundamental e médio. O exame é feito de forma voluntária, mas não credencia os alunos a uma vaga em universidades, como ocorre com o General Educational Development (GED), dos Estados Unidos.⁶ Estudos apontam que, apesar de os certificados emitidos pelo GED possuírem resultados inferiores aos expedidos pelo ensino tradicional, os beneficiários desses certificados têm uma dinâmica no mercado de trabalho melhor que a dos estudantes que evadiram o ensino médio (Oliva, 2014).

Sob essa ótica, a EJA permite a conclusão do ensino médio aos jovens e adultos afastados da escola que pretendem retomar a vida acadêmica, garantindo a eles a flexibilidade do tempo, a absorção de conhecimentos e a capacidade de se tornarem mais competitivos no mercado de trabalho.

Esse trabalho busca mensurar a diferença de rendimento acadêmico em matemática entre estudantes da EJA e alunos dos cursos regulares das escolas públicas, utilizando dados do Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (Spaace), fornecidos pela Secretaria da Educação do Estado do Ceará (Seduc-CE). Como o objetivo é comparar desempenho, a utilização de dados do Spaace é necessária para evitar o viés de seleção que dados como os do Encceja propiciam, visto que, nessa avaliação, os alunos voluntariamente optam ou não por realizá-la. Visando atingir o objetivo proposto, aplicou-se o balanceamento por entropia com o *propensity score matching* – PSM (Watson e Elliot, 2016; Hainmueller, 2012), buscando, assim, equilibrar com maior robustez as variáveis associadas ao desempenho dos estudantes junto ao Spaace, como índice socioeconômico, raça, gênero, *background* familiar, entre outras, e comparar a *performance* entre tratados (EJA) e o grupo de controle (ensino regular).

6. O GED é uma prova aplicada a indivíduos que não obtiveram o diploma do ensino médio, que os certifica, dando-lhes o poder de ingressar em uma universidade e/ou obter melhores rendimentos no mercado de trabalho.

Embora o foco da EJA seja fazer com que estes grupos retornem e concluam a educação básica, a discussão sobre a qualidade do ensino nesta modalidade não está dissociada de outras questões, uma vez que o mercado de trabalho deverá remunerar o estudante de acordo com a competência e habilidade adquiridas no período escolar.

Os resultados apontam que estudantes da EJA possuem um desempenho significativamente menor do que os alunos das escolas regulares tanto para matemática quanto para português. O efeito é maior sobre português do que sobre matemática. Em geral, tais grupos de estudantes podem não ser diretamente comparáveis. Entretanto, os métodos de pareamento utilizados permitem que a comparação seja realizada, pois são apenas considerados estudantes em cada grupo, regular e EJA, aqueles que sejam diretamente comparáveis.

A literatura fornece um amplo suporte ao fato de que um maior nível educacional indica maior produtividade e leva, conseqüentemente, a maiores salários (Curi e Menezes-Filho, 2006; Quinn e Rubb, 2006; Mincer, 1974). Entretanto, são as habilidades cognitivas, mensuradas via testes padronizados, que geram, efetivamente, o aumento da produtividade (Hanushek e Woessmann, 2009a; 2009b; Hanushek e Kimko, 2000).

As recentes mudanças tecnológicas têm levado a uma polarização no mercado de trabalho que tende a se agravar ao longo dos próximos anos (Autor, Katz e Goldin, 2020; Autor, Katz e Kearney, 2008; Acemoglu e Restrepo, 2018). A literatura sobre esse tema indica que habilidades cognitivas são fundamentais para a inserção no mercado de trabalho. Dessa forma, a diferença de desempenho dos estudantes da EJA em relação aos estudantes das escolas tradicionais pode representar uma redução das oportunidades futuras dos estudantes da EJA.

Este estudo contribui para a compreensão do efeito EJA na vida dos beneficiários dessa modalidade de ensino, pois busca entender os fatores que geram desigualdades no mercado de trabalho e mensurar o diferencial de rendimento acadêmico entre EJA e ensino regular no ensino médio do Ceará, captando a equidade dentro dos sistemas de ensino e conhecendo os obstáculos ao desempenho dos indivíduos com dificuldades de aprendizado. No Brasil, ainda são escassos os estudos referentes a essa modalidade de ensino (EJA ensino médio). Exceções são as pesquisas de Anuatti Neto e Fernandes (2000), Neri (2009) e Oliva (2014).

Além disso, este trabalho contribui para a compreensão da desigualdade de oportunidades no Brasil. A desigualdade de oportunidades está relacionada às competências cognitivas dos indivíduos (Chetty e Hendren, 2018). Assim, modalidades de ensino que gerem elevadas diferenças em termos de aprendizado podem limitar as oportunidades econômicas dos estudantes da EJA.

O trabalho divide-se em cinco seções, iniciando-se com esta introdução. Na segunda seção, fez-se uma revisão da literatura sobre o tema em questão. Na terceira, são detalhados os procedimentos metodológicos adotados, como a descrição do modelo e as fontes de dados. Na quarta seção, são apresentados os resultados dessa investigação. Na quinta e última, são apresentadas as considerações finais acerca do que foi estudado.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em 2011, pouco mais de três milhões de jovens com idades entre 15 e 17 anos cursavam o ensino fundamental. Uma quantidade equivalente a 659 mil jovens nesse grupo etário constituía-se de indivíduos que trabalhavam e abandonaram a escola (Torres *et al.*, 2013). É possível que o abandono escolar esteja ligado a fatores externos, como a inserção no mercado de trabalho, ou a questões relacionadas às relações familiares, como gravidez na adolescência, ou mesmo a casos de pessoas que deixam a vida estudantil para cuidar dos afazeres domésticos (Borja e Martins, 2014). Outros elementos preponderantes para a evasão escolar referem-se a fatores internos à própria escola, como infraestrutura do local e/ou problemas relacionados à linguagem do professor, que resultam em dificuldades de entendimento dos conteúdos estudados e se agravam pela falta de estímulo dos membros familiares e do ambiente de trabalho (Silva, 2009).

No Brasil, a faixa etária que vai de 18 a 24 anos tem, em sua maioria, uma população de não estudantes que foi de 66,1% em 1999 para 71,5% em 2011. A elevada descontinuidade na proporção de estudantes com 18 anos sugere essa idade como ponto de partida à inserção no mercado de trabalho. Em 1999, 8,4% destes jovens cursavam o ensino fundamental; 13,9%, o ensino médio; e 7,5%, a universidade. O atraso escolar mostrava aí sua expressão mais intensa, pois a proporção de jovens no ensino fundamental era substancialmente maior que na graduação. Em 2011, este cenário já havia sido alterado: 2,4% dos jovens de 18 a 24 anos cursavam o ensino fundamental; 9,9%, o ensino médio; e 14,9%, o ensino superior (Torres *et al.*, 2013).

A EJA pretende dar oportunidades de ensino às pessoas que não tiveram a possibilidade de se alfabetizarem na idade certa, e não está preocupada apenas em reduzir números e índices de analfabetismo. Ocupa-se com a cultura dos educandos, tentando reparar, qualificar e equalizar o ensino de forma que o indivíduo tenha uma melhor preparação para o mercado de trabalho (Lopes e Souza, 2005). A EJA é um meio de acesso à cidadania para todos aqueles que, por vivenciarem alguma dificuldade, se encontram à margem do processo educativo (Oliva, 2014).

As propostas de melhorias educacionais buscavam assegurar uma educação de qualidade para todos, constatando-se a importância da EJA para a ampliação de oportunidades educacionais, principalmente no Ceará (Pereira, Brito e Lima, 2016). Além do acesso à educação, a EJA também entrega um indivíduo com educação básica ao mercado de trabalho, a exemplo da criação, no Ceará, do EJA + Qualificação Profissional,⁷ que propõe uma reorganização da oferta da EJA com alternativas que incluem nas atividades acadêmicas espaços voltados para a qualificação profissional. O projeto-piloto foi uma iniciativa do governo do estado, em 2016, e foi ofertado nas coordenadorias regionais de desenvolvimento da educação (Credes) de Horizonte, Iguatu, Juazeiro do Norte e Maracanaú, atingindo 25 escolas e 15 municípios abrangidos pelas regionais.

2.1 Estudos empíricos

Considerada uma das principais causas do crescimento e desenvolvimento econômico, a educação tem sido alvo de estudos e pesquisas relacionadas a políticas públicas que garantam melhorar sua qualidade, principalmente em países que tenham desempenho considerado baixo em relação a outros, como o Brasil (Mariano, Arraes e Barbosa, 2016). Por desempenhar um papel fundamental na atividade econômica, há uma correlação positiva entre o número de anos de escolaridade e/ou o tipo de instrução que cada indivíduo recebe e sua renda *per capita*. Existem, portanto, diversos debates acerca de possíveis externalidades associadas à educação.

As diretrizes do relatório da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)⁸ referentes ao baixo desempenho educacional afirmam que os gestores de políticas públicas devem tratar a educação como prioridade, de modo que os sistemas de ensino ofereçam o acesso à educação infantil para todos, identificando alunos e instituições de baixa *performance* para poder, assim, intervir com políticas sociais adequadas e melhorar significativamente o desempenho geral de um sistema de educação (OECD, 2016; Mariano, Arraes e Barbosa, 2016).

Entre os tipos de políticas voltadas para a melhoria da educação pública, encontra-se uma forma alternativa ao ensino regular, a EJA. O ensino regular pode ser definido como o fornecido por estabelecimento educacional, público ou privado, de educação continuada ao longo dos anos, até a conclusão da faculdade. Já a EJA, antes conhecida como supletivo, é uma modalidade de ensino voltada para alunos que não concluíram o ensino básico na idade oportuna e que optaram por seguir este segmento de ensino devido a motivos como: falta de interesse dos pais, dificuldades de acesso à escola, necessidade de trabalho e geração de renda (Neri, 2009).

7. Disponível em: <<http://bit.ly/3ZaFjmo>>.

8. A OCDE promove políticas visando ao desenvolvimento econômico e ao bem-estar social.

Estudos feitos por Oliveira (2015) corroboram o trabalho de Neri (2009), que avaliou a transição do ingresso e/ou migração do ensino regular para a EJA e descreveu as características principais dos alunos da EJA: são, em sua maioria, adultos que trabalham no mínimo oito horas por dia e que foram marginalizados pelo sistema educacional, de modo que não tiveram condições de concluir o ensino médio em tempo hábil. As desigualdades entre o ensino regular e a EJA são notáveis, em decorrência das distinções entre conteúdos apresentados em sala de aula, visto que esta última é uma modalidade que se ocupa em fazer um elo entre as experiências vivenciadas pelos alunos e as metodologias ensinadas (Oliveira, 2015). O ensino regular, por sua vez, é composto por estudantes que não possuem uma vasta experiência de vida e necessitam de uma formação pessoal e profissional adequada, indispensável a um melhor desempenho em processos seletivos para ingresso em universidades públicas, como vestibulares e o Exame Nacional do Ensino Médio – Enem (Farias, 2012).

Apesar das políticas públicas voltadas para a EJA, no Brasil ainda são escassos os estudos quantitativos que avaliam as diferenças relacionadas ao desempenho de alunos que cursam a educação regular em paralelo àqueles que participam da EJA. Alguns autores como Scortegagna e Oliveira (2006), Bezerra e Santana (2011) e Oliveira (2015) verificaram os fatores históricos. A literatura existente analisa também os impactos da EJA e da educação regular no desempenho da qualificação profissional e técnica dos indivíduos, bem como os retornos financeiros para os beneficiários desta política educacional, mas não avalia, em termos comparativos, a proficiência dos níveis médios de desempenho das pessoas adepta a cada determinado tipo de instrução.

Anuatti Neto e Fernandes (2000) usaram dados da PNAD para o ano de 1995 e, considerando como universo de análise o Brasil, excluindo-se a região Norte, especificaram a equação básica de rendimentos por intermédio da captura do efeito sobre a renda de se cursar as quatro primeiras séries do 1º grau, os efeitos de se cursar as quatro últimas séries do 1º grau pelo supletivo, e o efeito de se cursar todo o supletivo de 2º grau, empregando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Os resultados mostraram que o programa tem um baixo grau de cobertura, mas, em comparação aos retornos econômicos, os resultados foram divergentes entre o supletivo de 1º grau e o de 2º grau. O supletivo de 2º grau apresentou retornos inferiores em relação ao programa regular. O supletivo de 1º grau, por sua vez, quando comparado ao 1º grau regular, apresentou um retorno absoluto equivalente a uma taxa de crescimento da renda duas vezes maior.

Oliva (2014) utiliza dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2013 para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. A utilização do método

de diferenças em diferenças (DID) permitiu analisar o impacto que a conclusão da EJA ou de cursos de qualificação profissional tem no mercado de trabalho. Os resultados mostram que a EJA impacta significativamente o mercado de trabalho no que concerne a ocupação e rendimentos, principalmente entre trabalhadores do setor público. Em relação aos cursos de qualificação profissional, os principais efeitos estão associados a respostas positivas nos salários, principalmente para aqueles que declaram terem concluído o curso frequentado. Em análise comparativa, os cursos de qualificação profissional geram resultados superiores em participação e ocupação do mercado de trabalho no setor privado. No entanto, a EJA produz resultados superiores nos rendimentos de quem trabalha no setor público.

Hottz (2015) fez uso de dados do Sistema de Avaliação da Educação do Estado do Rio de Janeiro (Saerj) e Saerjinho para avaliar a proficiência média em língua portuguesa e matemática do primeiro semestre de 2013 ao segundo semestre de 2014, com base na teoria de resposta ao item (TRI)⁹ dos participantes da EJA e alunos do ensino médio regular. A estruturação da base de dados permitiu a estimação por meio de MQO com efeitos fixos e apresentou resultados positivos na proficiência dos alunos concluintes da EJA, uma vez que estes mostraram-se um pouco melhores que os resultados investigados para alunos do ensino médio regular em distorção idade-série.

No âmbito internacional, Bhalalusesa (2004) mostra que a educação para adultos, especificamente adultos mais velhos, tornou-se um dos principais enfoques sobre as políticas educacionais na Tanzânia. Por meio de análises literárias, este trabalho traça as preocupações relacionadas à prestação de serviços educacionais e avalia as necessidades de políticas públicas que garantam a oferta efetiva de oportunidades de aprendizagem para adultos mais velhos. O autor conclui que é imprescindível que sejam feitas reformas para incentivar e ampliar o acesso à educação e oportunidades de trabalho a adultos mais velhos no país como forma de garantir que os indivíduos se engajem na sociedade como cidadãos ativos e conscientes.

Um estudo realizado pelo Ministério da Educação de Moçambique (Republic of Mozambique, 2011) afirma o papel central da alfabetização nos esforços do governo de Moçambique para combater a pobreza e aumentar as oportunidades para jovens e adultos, por meio da redução das taxas de analfabetismo. A análise aos documentos políticos do governo revela o interesse da administração em ampliar a educação não formal por meio do estabelecimento de ações estratégicas como a provisão de programas de alfabetização para jovens e adultos, e o alcance a materiais didáticos e políticas públicas voltadas não só para o acesso, mas para a qualidade do ensino. Os resultados enfatizam que o aumento no número de

9. É o conjunto de modelos matemáticos que representam a probabilidade de um indivíduo acertar a resposta de um item com base na habilidade (ou habilidades) do aluno avaliado.

pessoas alfabetizadas contribui para a participação dos indivíduos no processo de desenvolvimento socioeconômico de Moçambique.

Luis (2014) faz uso de dados do mapeamento da educação de jovens e adultos fornecidos pelo governo nacional de Moçambique, nos anos de 2010 e 2011, com o intuito de investigar a prestação de serviços educacionais para formá-los, bem como verificar as instituições eficazes e as estratégias de colaboração que podem ser empregadas para melhorar a qualidade do ensino. Os resultados indicaram que o programa de jovens e adultos de Moçambique não possui uma estrutura capaz de atingir os objetivos educacionais do país até 2015, principalmente em decorrência da acentuada exclusão de jovens e adultos do projeto governamental.

Manuel, Buque e Quive (2017) corroboram os resultados do Ministério da Educação de Moçambique (Republic of Mozambique, 2011) ao fazer uma pesquisa sobre como a educação de adultos pode ser considerada o caminho para o desenvolvimento social e econômico do país. A análise qualitativa de documentos relacionados às políticas educacionais de Moçambique, em um período compreendido entre 2001-2005 e 2010-2015, revela que a qualidade da educação de jovens e adultos é de significativa importância para o desenvolvimento de conhecimentos funcionais e habilidades contínuas de aprendizagem, sendo considerada um meio fundamental para a inclusão social e redução dos níveis de pobreza daquele país.

Di Pierro (2008) analisou a situação da educação de pessoas jovens e adultas (EPJA) na América Latina, com base em uma pesquisa inédita desenvolvida em vinte países do continente entre 2000 e 2007. A investigação teve o intuito de resgatar a história e traçar a representação da EPJA na região por meio da análise de políticas e programas governamentais no início do terceiro milênio. Os resultados indicam que a EPJA é um programa destinado a populações em situação de pobreza e tem a responsabilidade de elevar a escolaridade e capacitar os indivíduos para o mercado de trabalho. Outros programas que visam satisfazer as necessidades de aprendizagem de jovens e adultos, favorecendo a formação geral de valores e habilidades essenciais ao acesso de novas tecnologias, são o Modelo de Educación para la Vida y el Trabajo (MEVyT), do México, e o programa chileno Chilecalifica.

Em um outro estudo, di Pierro (2013) fez uma análise histórica sobre a educação básica de jovens e adultos nos Estados Unidos, com base nos censos demográficos pelo cômputo dos indivíduos com idade igual ou superior a dezesseis anos que não cursam ou não possuem certificação do ensino médio. A pesquisa tem como foco a elevação dos níveis de escolaridade básica de jovens e adultos necessários para adquirir a certificação de ensino secundário que está condicionada à aprovação

em provas padronizadas, como o GED,¹⁰ utilizada para obter a certificação de ensino médio e assegurar aos jovens o direito de poder cursar uma faculdade nos Estados Unidos. Os resultados enfatizam que a educação de jovens e adultos é necessária à aquisição de valores e habilidades para o mercado de trabalho, mas se afasta de perspectivas de bem-estar social, progresso individual e equalização de oportunidades.

3 METODOLOGIA E DADOS

Segundo a teoria da análise de causalidade, o ideal para se avaliar uma política seria observar uma mesma unidade em duas circunstâncias distintas, com e sem a política simultaneamente. Porém, como isso não é possível, procura-se comparar dois grupos estatisticamente idênticos, um estando sob a intervenção da política, e o outro não. Assim, Rubin (1974) desenvolveu uma forma de construção por meio da aleatorização entre o grupo de tratamento, que receberá a política, e o grupo de controle, que não a receberá. Esse procedimento ficou conhecido como *Rubin causal model* (RCM) ou *randomized controlled trial* (RCT).

Quando o processo de aleatorização não é possível, busca-se construir os grupos de controle e tratamento como uma aproximação do RCT. Assim, se a definição dos grupos não ocorrer de forma aleatória, então devem existir outras características das unidades que determinem a designação para cada grupo, ou seja, o pressuposto da hipótese de identificação requer que existam unidades de ambos os grupos, tratamento e controle, para cada característica X_i que se deseja comparar. Para esse tipo de modelo, chamados de não experimentais, haverá o problema de autosseleção (Becker e Ichino, 2002; Angrist e Pischke, 2008; Khandker, Koolwal e Samad, 2010). Assim, se as chances para o tratamento não forem aleatórias, algumas hipóteses são necessárias para garantir a estimação da relação causal, como a hipótese da independência condicional (HIC), a qual assume que os resultados potenciais são independentes da variável binária de tratamento ao se condicionar às variáveis observáveis, X_i . Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de viés.

Dessa forma, por meio da diferença entre as médias dos resultados dos escores das unidades do grupo de tratamento e do grupo de controle, pode-se estimar o efeito médio do tratamento nos tratados (*average treatment effects on the treated* – ATT). Portanto, o valor da variável dependente (Y) passa a ser independente da condição (tratado ou controle), uma vez que os indivíduos com características observáveis idênticas possuem a mesma chance de receber o tratamento. Logo,

$$\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp\!\!\!\perp D_i | X_i, \quad (1)$$

10. Prova que avalia cinco matérias básicas, a saber: interpretação textual, redação, ciências sociais, ciências da natureza e matemática.

em que, considerando a política pública, ou tratamento, como uma variável binária, $d_i = \{0,1\}$, em que $d_i = 1$ indica que a unidade i recebeu o tratamento e Y_{1i} é o resultado de interesse após a adesão ao programa, e Y_{0i} é o resultado da mesma unidade caso não fosse beneficiada pelo programa.

Condicionando às variáveis observáveis, X_i , e assumindo HIC, tem-se que

$$\underbrace{E[Y_{1i}|X_i, d_i=1] - E[Y_{1i}|X_i, d_i=0]}_{\text{Diferença observada}} = \underbrace{E[Y_{1i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}_{\text{Efeito médio do tratamento nos tratados (ATT)}} + \underbrace{E[Y_{0i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}_{\text{Viés de seleção}} = E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i]. \quad (2)$$

Dessa forma, o método consiste em utilizar como base as características das unidades tratadas e buscar encontrar unidades em um grupo de controle não experimental que possuam características semelhantes, previamente definidas no grupo de tratamento. Em seguida, estimam-se os efeitos do tratamento por meio da diferença entre os resultados médios dos grupos de tratamento e controle.

3.1 Propensity score matching

O PSM, ou pareamento por escore de propensão, desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983), busca lidar com o problema da dimensionalidade associado ao *exact matching*, aproximando-se a características da estimação da relação causal de um experimento aleatório. Para tanto, a hipótese da independência condicional, descrita anteriormente, precisa ser satisfeita. Assim, esse método propõe-se a construir um grupo de controle similar ao grupo de tratamento, tomando como base a distribuição de variáveis observadas.

De forma geral, o PSM corresponde à probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento em virtude de um conjunto das características observáveis X , o qual pode ser calculado conforme a equação (3).

$$P(X) = P(D=1 | X). \quad (3)$$

Assim, esse método apresenta uma solução prática para o problema da multidimensionalidade no pareamento, e o efeito de tratamento pode ser determinado de acordo com a equação (4).

$$E(Y_1 - Y_0 | D=1, P(X)) = E(Y_1 | D=1, P(X)) - E(Y_0 | D=0, P(X)). \quad (4)$$

Esse método elimina o viés associado às diferenças do nível das variáveis observadas, ajustando as diferenças entre as unidades de tratamento e controle, e fornece um estimador que permite que a distribuição das características observadas (X) do grupo de controle e do grupo de tratamento tenha média idêntica. Assim, o contrafactual pode ser construído por meio dos resultados do grupo de tratamento, como demonstra a equação (5).

$$E(Y_0 | P(X), D=1) = E(Y_0 | P(X), D=0) = E(Y_0 | P(X)). \quad (5)$$

O processo de seleção ocorre via características observáveis. Unidades com características idênticas têm a mesma probabilidade de serem alocadas como tratamento ou controle. Segundo Heckman, Lalonde e Smith (1999), a probabilidade de as unidades serem participantes ou não participantes do tratamento pode ser descrita na equação (6).

$$0 < P(D_i=1|X_i) < 1. \quad (6)$$

Essa condição irá assegurar que as observações do grupo de tratamento sejam comparáveis às do grupo de controle quanto às características X_i (Khandker, Koolwal e Samad, 2010). Rosenbaum e Rubin (1983) propõem o teorema do escore de propensão (TEP), o qual torna prático o pareamento, reduzindo o número de variáveis do vetor X_i a um único escalar, a probabilidade de recebimento do tratamento, dadas as características observadas. Angrist e Pischke (2009) indicaram que, se a HIC for satisfeita tal que $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$, então $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | P(X_i)$, ou seja, se os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a um vetor multivariado X_i , então os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a uma função escalar desse mesmo vetor, que é o escore de propensão, definido como $P(X_i) \equiv E[d_i | X_i] = P[d_i=1 | X_i]$.

Segundo Lee (2013), outra hipótese necessária para a estimação dos efeitos de tratamento utilizando métodos de pareamento é o *critério de balanceamento*, que é satisfeito quando, para cada valor do escore de propensão, X tem a distribuição similar para os grupos de tratamento e controle, ou seja, $D \perp X | P(X)$.

A estimação por escore de propensão ocorre da seguinte forma: estima-se $P(X_i)$ com algum modelo paramétrico, como *probit* ou *logit* e, em seguida, a estimação do efeito do tratamento pode ser encontrada ou pelo pareamento do valor encontrado no primeiro passo, ou utilizando algum esquema de pesos (Caliendo e Kopeinig, 2005). Essa estimativa tem por objetivo encontrar um grupo de controle que seja o mais semelhante possível ao grupo de tratamento em termos do escore de propensão, dadas as características observadas. Assim, pelo TEP e supondo a HIC, o efeito médio de tratamento sobre tratados, resultante do pareamento direto dos valores de propensão entre tratados e não tratados, aplicando a lei de expectativas iteradas sobre X_i , pode ser encontrado da forma a seguir.

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i=1] = E\{E[Y_i | P(X_i), D_i=1] - E[Y_i | P(X_i), D_i=0] | D_i=1\}. \quad (7)$$

Além disso, faz-se necessário que as condições ao receber o tratamento sejam exógenas, e é importante verificar a robustez dos resultados estimados por meio do método de PSM. Esse método apresenta a fragilidade de resolver apenas o viés de seleção associado às variáveis observadas. Existem, contudo, variáveis não observadas, por exemplo a motivação, que podem afetar a probabilidade de ser tratado, ser aluno da EJA, e ao mesmo tempo afetar as variáveis de resultado (as proficiências

em português e matemática), que não são capturadas pelo modelo. Para tanto, utiliza-se o método de limites de Rosenbaum, que avalia o impacto potencial do viés de seleção que surge devido às variáveis não observadas. Dessa forma, a não inclusão dessas características pertinentes poderia enviesar os resultados do efeito médio do tratamento.

3.2 Balanceamento por entropia

Hainmueller e Xu (2013) descrevem o balanceamento por entropia como uma generalização da abordagem do PSM, embora com procedimentos distintos. Enquanto o PSM calcula os escores de propensão por meio de uma regressão *logit* ou *probit* para fazer o pareamento e verifica se os pesos estimados equilibram as distribuições das covariadas, a entropia calcula os pesos diretamente para ajustar as distribuições amostrais conhecidas, integrando o balanceamento das covariáveis aos pesos. Embora ambos os procedimentos avaliem efeitos de tratamentos, o balanceamento por entropia também pode ser aplicado para ajustar a amostra, conforme fizeram Watson e Elliot (2016).

Segundo Hainmueller (2012), esse método permite ponderar um conjunto de dados tais que as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e terceiro (assimetria) momentos das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Assim, é possível se especificar um nível de equilíbrio desejável para as covariadas, usando um conjunto de condições associado aos momentos da distribuição. A vantagem deste método sobre os algoritmos *logit/probit* reside na capacidade de implementar diretamente o equilíbrio exato.

Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, o qual foi encontrado pelo seguinte esquema de reponderação, que minimiza a distância métrica de entropia.

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i). \quad (8)$$

Esta equação está sujeita às restrições de equilíbrio e normalização

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \text{ com } r \in 1, \dots, R, \quad (9)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1, \quad (10)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ tal que } D=0, \quad (11)$$

em que $q_i = 1/n$ é um peso base, n é o tamanho da amostra das unidades de controle, e $c_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições referentes aos momentos das

covariadas no grupo de controle reponderado. Inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (9) para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controle reponderados. As restrições de momentos podem ser a média (primeiro momento), a variância (segundo momento) e a assimetria (terceiro momento).

Dessa forma, o balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos $W=[w_1, \dots, w_{n_0}]'$ no qual minimiza a equação (8), distância de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q=[q_1, \dots, q_{n_0}]'$, sujeita às restrições de balanceamento na equação (9), restrição de normalização (10) e restrição de não negatividade (11).

Segundo Hainmueller (2012), o método da entropia pode ser combinado com outros métodos de pareamento, tais como o *coarsened exact matching* (CEM) e o PSM, visando assim equilibrar com maior robustez as covariadas. Nesse caso, o autor sugere aplicar inicialmente a entropia e em seguida o PSM, a partir dos pesos encontrados para fazer o balanceamento, conforme aplicado por Watson e Elliot (2016). O modelo principal deste estudo irá aplicar este método de entropia coadunado ao PSM.

3.3 Análise de sensibilidade

Se variáveis não observadas, que afetam o processo de seleção, também afetam os resultados, então os estimadores baseados no escore de propensão não são estimadores consistentes do efeito do tratamento. Dessa forma, a omissão dessas variáveis, por exemplo, a motivação, pode gerar resultados enviesados do efeito médio do tratamento sobre o tratado estimado. O método conhecido como *Rosenbaum bounds* (Rosenbaum, 2002; DiPrete e Gangl, 2004) permite determinar quão “forte” deve ser a influência de uma variável omitida sobre a seleção na participação. Considera-se que a probabilidade de participação de um indivíduo i seja dada por

$$\pi_i = \Pr(D_i = 1|x_i) = F(\beta x_i + \gamma x_i). \quad (12)$$

Como já explicitado, D_i é igual a um se o indivíduo recebe o tratamento, e zero caso não receba; x_i são as características observadas do indivíduo i ; ui corresponde à variável não observada, e γ representa o efeito de ui sobre a decisão de participação no programa. Se não existir viés de seleção, então γ será igual a zero e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois indivíduos com as mesmas covariáveis observadas x terão diferentes chances de receber tratamento, $\frac{\theta_i}{1-\theta_i}$ e $\frac{\theta_j}{1-\theta_j}$ e a *odds ratio* é dada por

$$\frac{\frac{\theta_i}{1-\theta_i}}{\frac{\theta_j}{1-\theta_j}} = \frac{\theta_i(1-\theta_j)}{\theta_j(1-\theta_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)]. \quad (13)$$

Se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor x se cancela. Desse modo, se não houver diferenças nas variáveis não observadas ($u_i = u_j$) e se estas variáveis não influenciarem a probabilidade de participação ($\gamma = 0$), a *odds ratio* será igual a um, implicando a não existência de viés de seleção. Segue-se então que, se suas *odds* de participação diferirem, isto é, se a *odds ratio* for diferente de um, só pode ser devido à presença de não observáveis. A análise de sensibilidade avalia o quanto do efeito do programa é alterado pela mudança nos valores de γ e de $u_i - u_j$. Isso significa examinar os limites da *odds ratio* de participação. Rosenbaum (2002) mostra que (12) implica os seguintes limites para a *odds ratio*:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{\alpha_i(1-\theta_j)}{\theta_i(1-\theta_i)} \leq e^\gamma. \quad (14)$$

Os indivíduos pareados possuem a mesma probabilidade de participação apenas se $e^\gamma = 1$. Entretanto, se $e^\gamma = 2$, então indivíduos aparentemente similares em termos de x irão diferir nas probabilidades de receberem tratamento por um fator de até dois.

3.4 Base de dados e variáveis

Antes da descrição da estratégia de seleção da amostra, é necessário conhecer a base de dados utilizada no estudo. O Spaece, implementado em 1992, obtém informações acerca do desempenho de alunos pertencentes à rede pública de ensino por meio de avaliações das habilidades dos alunos do ensino fundamental (2º, 5º e 9º anos) e ensino médio (1ª, 2ª e 3ª séries) em língua portuguesa e matemática, em que as informações coletadas indicam o nível e a evolução da proficiência dos indivíduos.¹¹

A partir de dados do Spaece, fornecidos pela Seduc, foi montada uma base de dados para este estudo, que inclui uma coorte de estudantes de escolas regulares do 9º ano do ensino fundamental e/ou da 1ª série do ensino médio, que prestaram o Spaece em 2012, e acompanha o desempenho dos estudantes ao longo do tempo, observando a proficiência destes em 2014. Além das variáveis de proficiência em matemática e em língua portuguesa, o banco de dados do Spaece inclui questionários com variáveis contextuais dos alunos, como gênero, raça, nível de escolaridade da mãe, entre outras. Em conjunto, essas variáveis (quadro 1) possibilitaram a investigação de dados socioeconômicos, hábitos de estudo dos alunos, ambiente em sala de aula, característica dos docentes e infraestrutura escolar.

11. Disponível em: <<https://bit.ly/3O9kcPA>>.

Os dados do Spaece carregam um problema recorrente de *missing data* para as variáveis de *background* familiar do estudante. A escolaridade da mãe ou responsável apresenta 22,28% de dados perdidos, e a variável de escolaridade do pai chega a 32,48% das 45.727 observações. Para lidar com este problema, os dados perdidos das variáveis de *background* foram substituídos por zero e foram inseridas duas variáveis *dummies* (*missing* da escolaridade da mãe e do pai) nos modelos, indicando a existência destes *missings* (Puma *et al.*, 2009;¹² Rosa *et al.*, 2020).

O índice socioeconômico (ISE)¹³ refere-se aos estudantes que têm acesso a bens como geladeiras, veículos automotores, computadores, bem como ao nível de escolaridade dos pais. As variáveis correspondentes à infraestrutura domiciliar são um conjunto de *dummies* que indica se o discente reside em um local com acesso a vias asfaltadas e/ou possui energia elétrica em casa.

Em relação às variáveis docentes, utilizaram-se indicadores produzidos pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) para mensurar a porcentagem de professores em cada escola que possuem uma adequação da formação em relação à área que ensinam, bem como a porcentagem de docentes com carga de trabalho menor. A adequação da formação docente é mensurada em cinco categorias que variam desde docentes com formação superior de licenciatura na mesma disciplina em que lecionam na escola¹⁴ (grupo 1), até docentes que não possuem curso superior completo (grupo 5). A variável “adequado” soma a porcentagem de docentes por escola que estão nos dois primeiros grupos, ou seja, possuem formação mais adequada. A variável que mensura a carga de trabalho docente soma a porcentagem das duas primeiras categorias, de um total de seis, para cada escola. Portanto, a variável “carga” inclui a porcentagem de docentes que lecionam para até 150 estudantes e atuam em um único turno, escola e etapa, ou seja, possuem carga menor de trabalho. Espera-se que a qualidade docente seja mais elevada quando o professor tiver mais tempo para se dedicar a uma única escola e turmas menos numerosas.

12. Os autores ressaltam que esta técnica produz uma estimativa de impacto não enviesada se o tratamento não for correlacionado com as variáveis que tiveram os dados completados (*background*), que é o caso deste estudo.

13. Variável calculada pelo Spaece com base na TRI, segundo o modelo de respostas graduadas de Samejima. Entende-se por respostas graduadas a distinção dos entrevistados que apresentam diferentes quantidades de um mesmo bem de consumo, como: itens de conforto (geladeira, automóvel etc.), itens de caráter cultural (computadores, livros etc.), variáveis relacionadas aos níveis de escolaridade dos pais, entre outras.

14. Também entram neste grupo os professores que têm bacharelado na mesma disciplina que lecionam na escola, com curso complementar de pedagogia concluído.

QUADRO 1

Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Proficiência em matemática em 2012 (Profic_2012)	Nota de desempenho em matemática do estudante no 9º ano do ensino fundamental ou 1ª série do ensino médio em 2012.
Proficiência em matemática em 2014 (Profic_2014)	Nota de desempenho em matemática do estudante em 2014.
Proficiência em língua portuguesa em 2012 (Profic_2012)	Nota de desempenho em língua portuguesa do estudante no 9º ano do ensino fundamental ou 1ª série do ensino médio em 2012.
Proficiência em língua portuguesa em 2014 (Profic_2014)	Nota de desempenho em língua portuguesa do estudante em 2014.
EJA	<i>Dummy</i> que indica que o estudante cursa a EJA (EJA = 1).
Sexo	<i>Dummy</i> que indica o gênero do estudante (Feminino = 1).
Idade	Idade calculada pelo ano de nascimento do estudante.
Raça	<i>Dummy</i> indicativa de que o estudante é negro (Raça = 1).
Trabalho remunerado	<i>Dummy</i> indicativa de que o estudante trabalha e é remunerado.
Trabalho não remunerado	<i>Dummy</i> indicativa de que o estudante trabalha, mas não é remunerado.
Livros	<i>Dummy</i> que indica se o estudante costuma ler livros.
Computador	<i>Dummy</i> que indica se o estudante possui computador com acesso à internet.
Bolsa Família	<i>Dummy</i> que indica se algum familiar que reside com o estudante é beneficiário do programa Bolsa Família.
ISE	<i>Dummy</i> que representa a quantidade de bens que a família possui (geladeiras, veículos automotores, TVs).
Escolaridade baixa_mãe	<i>Dummy</i> que indica escolaridade baixa da mãe, tendo como referência a responsável que nunca estudou ou não completou a 4ª série do ensino fundamental.
Escolaridade alta_mãe	<i>Dummy</i> que indica escolaridade alta da mãe, tendo como referência a responsável que concluiu o ensino superior.
Escolaridade baixa_pai	<i>Dummy</i> que indica escolaridade baixa do pai, tendo como referência o responsável que nunca estudou ou não completou a 4ª série do ensino fundamental.
Escolaridade alta_pai	<i>Dummy</i> que indica escolaridade alta do pai, tendo como referência o responsável que concluiu o ensino superior.
InfraD_asfalto	<i>Dummy</i> que indica se o aluno reside em uma via asfaltada.
InfraD_energia	<i>Dummy</i> que indica se a residência do aluno possui energia elétrica.
Adequado	Docentes que possuem formação adequada à área em que atuam na escola (%).
Carga	Docentes com carga de trabalho mais apropriada na escola (%).
IAA	Indica se há distúrbios e interrupções em sala de aula.
InfraE_esgoto	<i>Dummy</i> que indica se a escola do aluno possui rede de esgoto.
InfraE_labciências	<i>Dummy</i> que indica se a escola do aluno possui laboratório de ciências.
InfraE_bandalarga	<i>Dummy</i> que indica se a escola do aluno possui acesso à internet banda larga.
InfraE_refeitório	<i>Dummy</i> que indica se a escola do aluno possui refeitório.

Fonte: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE, exceto as variáveis relacionadas a infraestrutura das escolas, obtidas no Censo Escolar 2012 e 2014.

Obs.: IAA – Índice de ambiente de aprendizagem.

Essas variáveis encontram-se dispostas na base de dados do Censo Escolar, nos indicadores do Inep e no Spaace. Uma cartilha elaborada pelo Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF), Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e Inep, em 2004, afirma que ambientes físicos adequados são um dos indicadores de qualidade da educação, pois permite a prestação de serviços de qualidade e boas condições de trabalho aos funcionários do local. Além disso, é necessário observar se os recursos disponíveis estão sendo bem aproveitados, porém os dados só possibilitam a mensuração da quantidade de equipamentos disponíveis na escola e não seu bom aproveitamento.

O IAA é uma variável importante para os resultados acadêmicos dos discentes. As escolas eficazes são aquelas que influenciam o aumento dos níveis de desempenho médio dos estudantes, independentemente de suas condições socioeconômicas. Para sua formulação, foram agrupadas cinco variáveis relacionadas ao efeito do ambiente de aprendizagem, descritas adiante.

- 1) A exigência por parte dos professores de que os alunos estudem e prestem atenção nas aulas.
- 2) A disponibilidade dos professores para dirimir dúvidas acerca do conteúdo explicado.
- 3) O controle da entrada e saída de alunos durante a aula.
- 4) A presença de barulho e desordem na classe.
- 5) Se há necessidade, por parte do professor, de esperar muito tempo até que os estudantes façam silêncio.

O IAA foi calculado por estudante e varia de zero a cem, sendo que, quanto maior o valor, melhor o ambiente de aprendizagem em que o estudante está inserido.¹⁵

3.5 Estratégia de seleção da amostra

Para compor a amostra de estudantes para 2012, foram excluídos os alunos pertencentes à educação especial, aceleração do ensino fundamental, multiensino fundamental, multiensino fundamental de educação especial, multietapa, EJA, ensino militar e ensino profissionalizante. Ou seja, a amostra inicial considera estudantes de escolas regulares que estejam cursando o 9º ano do ensino fundamental ou a 1ª série do ensino médio. Estes estudantes foram acompanhados até 2014, quando se verificou em qual etapa de ensino estavam. Em 2014, foram excluídos os estudantes da EJA que estavam no 1º período, restando apenas os alunos que cursavam a 1ª, 2ª e 3ª séries do ensino médio regular e 2º período da EJA.

15. A formulação matemática, bem como os resultados inerentes ao IAA, encontram-se no apêndice A.

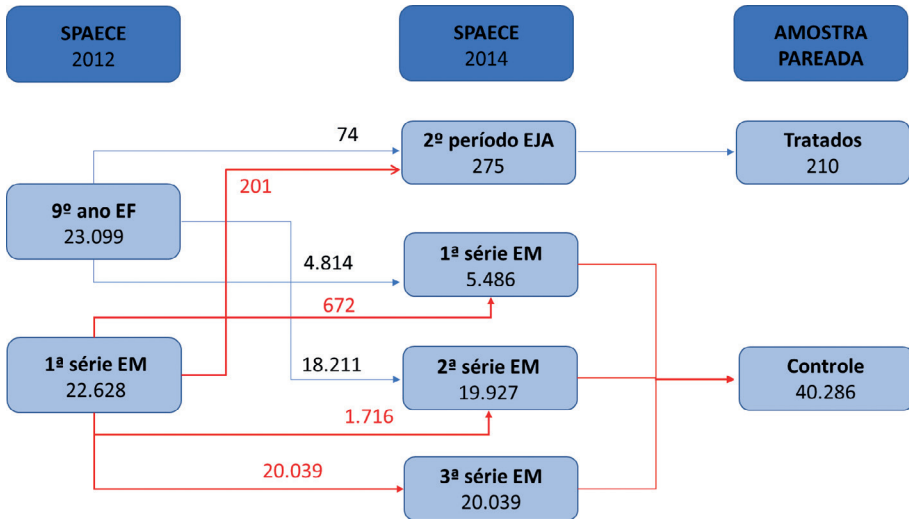
A amostra conta com 45.727 observações provenientes do cruzamento das bases de dados do Spaece entre os anos de 2012 e 2014. A primeira estratégia de seleção resultou apenas nos estudantes que cursam o 9º ano do ensino fundamental e a 1ª série do ensino médio de escolas regulares. Destes, 275 pertencem ao grupo de tratamento EJA, sendo que 210 estudantes foram pareados com outros 40.286 discentes do grupo de controle (alunos que cursam a 1ª, 2ª e 3ª série do ensino médio regular e 2º período da EJA – figura 1).

Antes do pareamento por escore de propensão pelo método de Kernel, utilizou-se uma regressão linear multivariada conforme a equação 15, que servirá como modelo básico para comparação com os métodos que levam em consideração o pareamento das observações que são semelhantes entre os grupos de tratamento e controle.

$$Profic_{2014} = \alpha + \beta_1 EJA + X\Theta + H\Phi + P\Gamma + S\Omega + \xi, \tag{15}$$

em que X é o vetor de variáveis relacionadas ao estudante, como desempenho prévio, idade, índice socioeconômico e *background* familiar; H é o vetor de variáveis ligadas à infraestrutura do domicílio do aluno; P é o vetor de característica dos docentes, incluindo o IAA; e S é o vetor de variáveis relacionadas à infraestrutura da escola. O coeficiente de interesse é β_1 .

FIGURA 1
Estratégia de construção dos grupos de tratamento e controle



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O pareamento pelo método de escore de propensão por Kernel foi utilizado para o balanceamento entre os grupos de forma que, em média, as variáveis observáveis sejam mais próximas entre alunos da EJA e do ensino regular. A terceira e principal estratégia amostral utiliza o método da entropia, que ajusta não somente a média, mas também a variância e a assimetria das variáveis observáveis entre os grupos, gerando os pesos às observações do grupo de controle para que possam ser usadas no pareamento de escore de propensão por Kernel.¹⁶

4 RESULTADOS

Jovens e adultos buscam a conclusão da educação básica em uma tentativa de melhorar os salários ou mesmo obter melhores postos de trabalho. A literatura evidencia que um maior nível educacional está associado a maior produtividade e leva, conseqüentemente, a maiores salários (Curi e Menezes-Filho, 2006; Quinn e Rubb, 2006; Mincer, 1974). Entretanto, essa relação entre anos de escolaridade e crescimento da produtividade pode não ser necessariamente causal (Bils e Klenow, 2000). Isto explica o fato de o Brasil ter elevado seu nível educacional sem a contrapartida de crescimento da produtividade de sua mão de obra (Hanushek e Woessmann, 2009a). As habilidades cognitivas, mensuradas via testes padronizados, é que geram, efetivamente, um melhor rendimento (Hanushek e Woessmann, 2009a; 2009b; Hanushek e Kimko, 2000). Neste aspecto, o diferencial de *performance* acadêmica entre estudantes da EJA e do ensino regular poderá ter um peso maior sobre o futuro dos jovens e adultos no mercado de trabalho.

4.1 Estatísticas descritivas

Algumas variáveis de controle possuem características bastante diferentes entre os grupos de tratamento (EJA) e controle (ensino regular), indicando a necessidade de pareamento para que possam ter o desempenho acadêmico comparado. Na tabela 1, estão explicitadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesse estudo para cada grupo analisado. As médias de desempenho em português e matemática da EJA são piores nos dois anos observados. Longitudinalmente, os estudantes da EJA permaneceram com seus desempenhos estagnados, chegando a obter uma proficiência menor em língua portuguesa após dois anos de ensino médio.

As variáveis que delineiam o grupo de tratamento mostram uma menor presença de mulheres, maior participação no mercado de trabalho, seja ela remunerada ou não, além de uma diferença etária de quase três anos e meio, o que é esperado, visto que o aluno deve ter dezoito anos ou mais para ter acesso ao EJA. A análise descritiva dos dados revela que uma menor participação no Bolsa Família pode

16. Como medida de robustez, utilizou-se também o escore de propensão do vizinho mais próximo e o de estratificação (Becker e Ichino, 2002). Vale destacar que as estimações dos efeitos médios de tratamento foram restritas ao conjunto de informações pareadas em suporte comum dos grupos.

estar associada a piores resultados. Estudos de Glewwe e Kassouf (2012) e Brauw *et al.* (2014) mostram que o benefício impacta positivamente o desempenho escolar, em virtude do aumento das taxas de matrícula, redução da evasão e progressão escolar. As variáveis ligadas ao domicílio dos estudantes e ao *background* familiar indicam que os tratados possuem um índice socioeconômico mais elevado. Não há distinção no perfil de escolaridade dos pais entre os dois grupos. O domicílio dos jovens e adultos tem, em média, melhores condições de infraestrutura em termos de asfalto na rua.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variáveis	Observação	Média		Desvio-padrão	
		EJA	Ensino regular	EJA	Ensino regular
Proficiência MT 2014	40.687	227,01	256,16	34,30	49,59
Proficiência MT 2012	40.687	221,66	247,44	43,73	46,71
Proficiência LP 2014	38.742	216,86	254,23	39,87	45,39
Proficiência LP 2012	38.749	218,24	244,52	38,79	43,70
Sexo	40.687	0,390	0,513	0,489	0,499
Idade	40.687	18,89	15,40	4,55	1,94
Raça	40.687	0,152	0,122	0,360	0,328
Trabalho remunerado	40.687	0,276	0,110	0,448	0,313
Trabalho não remunerado	40.687	0,119	0,058	0,324	0,233
Livros	40.687	2,10	2,09	0,643	0,695
Computador	40.687	0,280	0,290	0,450	0,453
Bolsa Família	40.687	0,638	0,728	0,481	0,444
ISE	40.687	0,085	-0,042	0,846	0,843
Escolaridade baixa_mãe	40.687	0,152	0,167	0,360	0,373
Escolaridade alta_mãe	40.687	0,061	0,042	0,241	0,200
Escolaridade baixa_pai	40.687	0,233	0,203	0,423	0,402
Escolaridade alta_pai	40.687	0,028	0,028	0,166	0,166
InfraD_asfalto	40.687	0,652	0,562	0,477	0,496
InfraD_energia	40.687	0,966	0,980	0,179	0,139
IAA	40.687	56,74	58,00	18,01	19,44
Adequado	40.687	26,11	49,85	11,04	14,11
Carga	40.687	7,77	9,27	9,91	8,04
InfraE_esgoto	40.687	0,528	0,612	0,500	0,487
InfraE_labciências	40.687	0,671	0,730	0,470	0,443
InfraE_bandalarga	40.687	0,857	0,811	0,350	0,391
InfraE_refeitório	40.687	0,204	0,160	0,404	0,367

Fontes: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE; e dados do Censo Escolar 2012 e 2014.

As variáveis de sala de aula apontam que o ambiente de aprendizagem é mais favorável aos alunos do ensino regular e, além disso, que em torno de 50% dos docentes dessas escolas possuem uma formação adequada relativamente à disciplina que lecionam em sala. A porcentagem de professores com carga de trabalho menor é semelhante entre tratados e controle. No âmbito escolar, os estudantes das escolas regulares contam com melhores infraestruturas de esgoto e laboratórios de ciências. Em suma, os grupos de tratamento e controle possuem desbalanceamento no que diz respeito ao desempenho em português e matemática, à idade, às questões relacionadas ao mercado de trabalho, seja ele com ou sem remuneração, ao ambiente de sala de aula e à infraestrutura escolar.

4.2 Resultados econométricos

Os dados da tabela 2 apontam que os grupos de tratados (EJA) e controle (ensino regular) estão bastante desbalanceados, em especial em relação a variáveis observáveis de características dos alunos (idade, sexo, trabalho), aspectos socioeconômicos (Bolsa Família, índice socioeconômico) e a variáveis relacionadas à escola e aos docentes, como a adequação da formação e a carga de trabalho dos professores, infraestrutura de esgoto e laboratório de ciências. Uma maior proporção de estudantes da EJA trabalha, seja com remuneração ou não, e este desbalanceamento se reflete também na variância e assimetria da distribuição destas variáveis. Como é evidenciado por Sudário e Alves (2016), os jovens e adultos da EJA se constituem, em sua maioria, de residentes da zona urbana e trabalhadores empregados e desempregados. A estrutura de esgoto e a infraestrutura de laboratórios de ciências são piores nas escolas de ensino de jovens e adultos se comparadas às das escolas regulares.

A proporção de baixa escolaridade, tanto do pai quanto da mãe dos alunos, é, em média, similar, mas conta com assimetrias maiores quando se analisam pais com escolaridade alta. Os dois grupos também não possuem diferenças acentuadas no tocante ao acesso a livros e computador com internet. Na tabela 3, os estudantes foram pareados e submetidos à ponderação por entropia. Todas as variáveis reduziram as diferenças nos três momentos da distribuição, praticamente zeradas, e os dois grupos de estudantes ficaram balanceados, ou seja, não há diferença estatisticamente significativa entre estudantes da EJA e do ensino regular em nenhuma das variáveis de controle.

Os resultados principais são apresentados nas tabelas 4 e 5 e serão expressos tanto em termos de pontuação na escala do Spaec (tabela 4) como em termos de desvio-padrão (tabela 5), cujas distribuições de proficiência foram padronizadas para terem média zero e desvio-padrão um.

TABELA 2
Condições de momentos das variáveis de controle antes do balanceamento por entropia

Covariadas	Tratado			Controle			Diferença			Teste t (média)
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	
Proficiência MT 2012	221,7	1913	0,719	247,4	2186	0,254	-25,7	-273	0,465	-8,25*
Proficiência LP 2012	218,2	1505	0,600	244,5	1913	-0,090	-26,3	-408	0,69	-9,21*
Sexo	0,390	0,239	0,449	0,513	0,249	-0,054	-0,123	-0,01	0,503	-3,67*
Idade	18,9	20,79	3,766	15,41	3,999	7,689	3,49	16,791	-3,923	27,53*
Raça	0,152	0,129	1,934	0,123	0,108	2,289	0,029	0,021	-0,355	0,96
Trabalho remunerado	0,276	0,200	1,001	0,111	0,099	2,468	0,165	0,101	-1,467	8,46*
Trabalho não remunerado	0,119	0,105	2,353	0,058	0,055	3,755	0,061	0,05	-1,402	3,87*
Livros	2,11	0,413	-0,102	2,097	0,483	-0,132	0,013	-0,07	0,03	-1,26
Computador	0,281	0,203	0,974	0,291	0,206	0,920	-0,01	-0,003	0,054	-0,35
Escolaridade baixa_mãe	0,152	0,129	1,934	0,167	0,139	1,784	-0,015	-0,01	0,15	-0,20
Escolaridade alta_mãe	0,061	0,058	3,636	0,042	0,040	4,559	0,019	0,018	-0,923	1,07
Escolaridade baixa_pai	0,233	0,179	1,261	0,204	0,162	1,469	0,029	0,017	-0,208	0,61
Escolaridade alta_pai	0,028	0,027	5,659	0,028	0,027	5,673	0	0	-0,014	-0,28
Bolsa Família	0,638	0,232	-0,574	0,727	0,198	-1,023	-0,089	0,034	0,449	-2,77*
ISE	0,085	0,716	0,118	-0,042	0,711	0,115	0,127	0,005	0,003	2,11*
InfraD_asfalto	0,652	0,227	-0,64	0,561	0,246	-0,247	0,091	-0,019	-0,393	2,93*
InfraD_energia	0,966	0,032	-5,199	0,979	0,019	-6,804	-0,013	0,013	1,605	-0,86
IAA	56,75	324,5	-0,031	58	378,3	-0,077	-1,25	-53,8	0,046	-0,86
Adequado	26,12	122	0,274	49,85	199,4	0,068	-23,73	-77,4	0,206	-27,22*
Carga	7,777	98,29	2,105	9,27	64,73	1,648	-1,493	33,56	0,457	-3,18*
InfraE_esgoto	0,528	0,250	-0,114	0,612	0,237	-0,459	-0,084	0,013	0,345	-3,13*
InfraE_labciências	0,671	0,221	-0,73	0,729	0,197	-1,033	-0,058	0,024	0,303	-3,18*
InfraE_bandalarga	0,857	0,123	-2,041	0,809	0,154	-1,578	0,048	-0,031	-0,463	1,23
InfraE_refeitório	0,204	0,163	1,463	0,161	0,135	1,842	0,043	0,028	-0,379	1,83

Fontes: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE; e dados do Censo Escolar 2012 e 2014.
 Elaboração dos autores.

Obs.: * Estatisticamente significante a 5%.

TABELA 3
Condições de momentos das variáveis de controle após o balanceamento por entropia

Covariadas	Tratado			Controle			Diferença			Teste t (média)
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	
Proficiência MT 2012	221,7	1913	0,719	221,6	1912	0,727	0,1	1	-0,008	0,03
Proficiência LP 2012	218,2	1505	0,600	218,1	1504	0,609	0,1	1	-0,009	0,03
Sexo	0,390	0,239	0,449	0,391	0,238	0,444	-0,001	0,001	0,005	-0,02
Idade	18,9	20,79	3,766	18,89	20,78	3,773	0,01	0,01	-0,007	0,02
Raça	0,152	0,129	1,934	0,153	0,129	1,924	-0,001	0	0,01	-0,03
Trabalho remunerado	0,276	0,200	1,001	0,277	0,200	0,993	-0,001	0	0,008	-0,03
Trabalho não remunerado	0,119	0,105	2,353	0,119	0,105	2,342	0	0	0,011	-0,02
Livros	2,11	0,413	-0,102	2,11	0,413	-0,103	0	0	0,001	-0,00
Computador	0,281	0,203	0,974	0,282	0,202	0,967	-0,001	0,001	0,007	-0,03
Escolaridade baixa_mãe	0,152	0,129	1,934	0,153	0,129	1,924	-0,001	0	0,01	-0,03
Escolaridade alta_mãe	0,061	0,058	3,636	0,062	0,058	3,629	-0,001	0	0,007	-0,01
Escolaridade baixa_pai	0,233	0,179	1,261	0,234	0,179	1,252	-0,001	0	0,009	-0,03
Escolaridade alta_pai	0,028	0,027	5,659	0,028	0,027	5,649	0	0	0,01	-0,01
Bolsa Família	0,638	0,232	-0,574	0,636	0,231	-0,568	0,002	0,001	-0,006	0,03
ISE	0,085	0,085	0,118	0,085	0,715	0,118	0	-0,63	0	0,00
InfraD_asfalto	0,652	0,227	-0,64	0,651	0,227	-0,633	0,001	0	-0,007	0,03
InfraD_energia	0,966	0,032	-5,199	0,966	0,032	-5,184	0	0	-0,015	0,01
IAA	56,75	324,5	-0,031	56,72	324,4	-0,026	0,03	0,1	-0,005	0,02
Adequado	26,12	122	0,274	26,11	121,9	0,278	0,01	0,1	-0,004	0,01
Carga	7,777	98,29	2,105	7,773	98,24	2,107	0,004	0,05	-0,002	0,00
InfraE_esgoto	0,528	0,250	-0,114	0,528	0,249	-0,113	0	0,001	-0,001	0,01
InfraE_labciências	0,671	0,221	-0,73	0,67	0,221	-0,723	0,001	0	-0,007	0,03
InfraE_bandalarga	0,857	0,123	-2,041	0,856	0,123	-2,031	0,001	0	-0,01	0,03
InfraE_refeitório	0,204	0,163	1,463	0,206	0,163	1,454	-0,002	0	0,009	-0,03

Fontes: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE; e dados do Censo Escolar 2012 e 2014. Elaboração dos autores.

No painel A da tabela 4, o modelo de regressão linear multivariada por mínimos quadrados ordinários robusto (1) indica que a diferença de desempenho em matemática de alunos da EJA para estudantes do ensino regular é 7,15 pontos menor. O painel B aponta que a diferença de desempenho entre estudantes da EJA e das escolas regulares é de 13,2 pontos, com desvantagem para a EJA. Todas as variáveis de controle indicadas na equação 15 foram utilizadas, incluindo o desempenho prévio de cada estudante.

Este modelo serve como referência de comparação para captar o efeito migração de estudantes do ensino médio regular para o ensino de jovens e adultos. Tomando a evolução da média de proficiência tanto de matemática como de português dos estudantes das escolas regulares entre 2012 e 2014, cada semestre letivo adicionou em torno de dois pontos na escala do Spaece no desempenho. Sem levar em conta as diferenças prévias entre os dois grupos, o que o modelo 1 aponta é uma desvantagem de 1,5 ano em matemática e um atraso ainda maior (2 anos) em língua portuguesa dos jovens e adultos em relação aos discentes do ensino regular público no Ceará.

Em termos de desvio-padrão, o déficit de desempenho dos estudantes da EJA em matemática (painel A da tabela 5) é de 0,14 desvio-padrão, enquanto a desvantagem em língua portuguesa (painel B) chega a 0,29 desvio-padrão. Entretanto, o modelo de regressão linear (1) não leva em consideração o desbalanceamento entre os grupos de tratados e controle, que foi apontado na tabela 2, e, com isso, não consegue captar a efetiva diferença de rendimento acadêmico.

Realizou-se, portanto, o pareamento por escore de propensão por Kernel,¹⁷ buscando equilibrar os grupos na média de todas as variáveis observáveis. O efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT) indica, na coluna (2) da tabela 4, que o desempenho em matemática dos jovens e adultos está 14,5 pontos abaixo do rendimento dos estudantes do ensino regular. Levando-se em consideração que o desempenho médio do grupo de controle já é crítico, dentro do padrão de desempenho estudantil do Spaece, esta diferença de 14,5 pontos revela que jovens e adultos da EJA não detêm o conhecimento da matemática mais elementar.

17. Para maior robustez do modelo, aplicou-se também o escore de propensão pelo vizinho mais próximo e por estratificação, tanto para matemática quanto para português. Os resultados indicam um efeito bastante variado do impacto da EJA, com magnitude entre -14,52 e -9,53 pontos na escala Spaece para matemática e entre -20,45 e -10,44 pontos para língua portuguesa.

O painel B do modelo 2, na tabela 4, aponta uma desvantagem dos estudantes da EJA de 20,45 pontos na escala Spaece em língua portuguesa pelo método de pareamento de escore de propensão por Kernel. Esta proficiência coloca ambos os grupos em um padrão crítico de desempenho, sendo que os jovens e adultos estão, em média, próximos ao limite inferior para atingir um padrão muito crítico, o mais baixo da classificação.

Na tabela 5, verifica-se que o diferencial de rendimento em termos de desvio-padrão é de -0,29, o que implica um atraso de *performance* em matemática de aproximadamente dois anos, se o ganho de aprendizagem for considerado linear ao longo do tempo. Em língua portuguesa, o efeito médio de tratamento sobre tratados aponta para uma desvantagem de 0,44 desvio-padrão no desempenho dos discentes da EJA, apontando retrocesso cognitivo ao longo dos dois anos de acompanhamento da coorte.

Entretanto, o modelo 2, que emprega apenas o pareamento por escore de propensão (PEP), não obteve o balanceamento para todas as variáveis e em todos os blocos¹⁸ dos escores de propensão analisados, reduzindo bastante o número de observações no mesmo suporte para os grupos de tratados e de controle. Dessa forma, a propriedade de balanceamento não foi satisfeita, sendo, portanto, necessário um rebalanceamento com pesos diferentes.

O modelo 3 é o mais apropriado, uma vez que se utilizou uma generalização do pareamento por escore de propensão em que não somente a média das variáveis entre os grupos de tratados e controle foram equilibradas, mas também a variância e a assimetria. No PEP com entropia (3), usando Kernel,¹⁹ o efeito médio de tratamento sobre tratados no desempenho em matemática dos jovens e adultos para os estudantes do ensino regular foi ampliado. São 29,1 pontos de diferença, o que implica 0,58 desvio-padrão de distância dentro da distribuição de desempenho em matemática. Isso significa mais de quatro anos e meio de atraso escolar ao colocar os estudantes do ensino regular nas mesmas condições dos jovens e adultos.

18. O PEP dividiu o escore de propensão de um indivíduo do grupo de controle pertencer ao grupo de tratados em 11 blocos e analisou, dentro de cada bloco, quais variáveis estavam balanceadas.

19. Para maior robustez do modelo, aplicou-se também o escore de propensão pelo vizinho mais próximo e por estratificação, tanto para matemática quanto para português. Os resultados são convergentes e indicam um impacto da EJA, com magnitude entre -29,14 e -25,05 pontos na escala Spaece para matemática, e entre -37,37 e -31,3 pontos para língua portuguesa.

TABELA 4
Resultados econométricos

Painel A (Matemática)	Método		
	(1) Regressão sem pareamento (OLS robusto)	(2) Escore de propensão (Kernel <i>matching</i>)	(3) Escore de propensão com entropia (Kernel <i>matching</i>)
Diferencial de proficiência	-7,15	-14,52	-29,14
Erro-padrão	2,66	1,54	4,236
T	-2,68	-9,40	-6,88
N	40.811	17.361	40.687

Painel B (Língua portuguesa)	Método		
	(1) Regressão sem pareamento (OLS robusto)	(2) Escore de propensão (Kernel <i>matching</i>)	(3) Escore de propensão com entropia (Kernel <i>matching</i>)
Diferencial de proficiência	-13,23	-20,45	-37,37
Erro-padrão	2,43	2,053	3,03
T	-5,43	-9,96	-12,31
N	38.863	17.361	40.687

Fontes: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE; e dados do Censo Escolar 2012 e 2014.
Elaboração dos autores.

Obs.: OLS – *ordinary least squares* (mínimos quadrados ordinários – MQO); T – estatística; e N – número de observações.

TABELA 5
Resultados econométricos em termos de desvios-padrão

Painel A (Matemática)	Método		
	(1) Regressão sem pareamento (OLS robusto)	(2) Escore de propensão (Kernel <i>matching</i>)	(3) Escore de propensão com entropia (Kernel <i>matching</i>)
Diferencial de proficiência	-0,144	-0,293	-0,58
Erro-padrão	0,053	0,046	0,051
T	-2,68	-6,34	-11,45
N	40.811	17.361	40.496

Painel B (Língua portuguesa)	Método		
	(1) Regressão sem pareamento (OLS robusto)	(2) Escore de propensão (Kernel <i>matching</i>)	(3) Escore de propensão com entropia (Kernel <i>matching</i>)
Diferencial de proficiência	-0,290	-0,449	-0,82
Erro-padrão	0,053	0,073	0,076
T	-5,43	-6,13	-10,83
N	38.863	17.361	40.496

Fontes: Dados do Spaace fornecidos pela Seduc-CE; e dados do Censo Escolar 2012 e 2014.
Elaboração dos autores.

Em relação à língua portuguesa, os estudantes da EJA obtêm, em média, 37,3 pontos na escala Spaace a menos do que os das escolas regulares. Isso implica que, se estes alunos regulares tivessem as mesmas características dos estudantes, dos professores e das escolas da EJA, se fossem colocados nas mesmas condições de sala de aula, eles estariam praticamente 7,5 anos mais atrasados em relação a suas habilidades e conhecimentos. O efeito médio de tratamento em termos de desvio-padrão é -0,82 desvio, colocando os jovens e adultos no percentil 22 em relação à média de distribuição de notas dos estudantes das escolas regulares.

Na prática, os jovens e adultos que estudavam no ensino regular em 2012 e resolveram sair desta modalidade para a EJA ficaram estagnados ou retrocederam em termos de conhecimento e habilidades até 2014, quando realizaram o Spaace. A EJA se mostra uma política pública com efeito perverso em termos de desenvolvimento cognitivo dos estudantes e representa em torno de 7,8% do total de matrículas (169.937 estudantes) no estado do Ceará, segundo o Censo Escolar 2019. Em 2015, representava 7,2% do número de matrículas no estado.

Essa diferença cognitiva pode levar a impactos de produtividade do trabalho que não foram considerados neste estudo. Há outros aspectos que também estão fora do escopo desta pesquisa e que precisam ser levados em consideração, como a taxa de conclusão do ensino médio e probabilidade de inserção no mercado de trabalho em comparação àqueles estudantes que se evadiram da escola.

Uma alternativa para melhorar o desempenho dos estudantes da EJA seria o desenvolvimento de cursos de formação continuada para os docentes dessa modalidade, bem como melhorias na infraestrutura escolar, como acesso a biblioteca, laboratório de ciências e computadores. Soares e Sátyro (2008) defendem que insumos escolares são importantes para o desempenho educacional, principalmente em casos de escolas com precárias condições de infraestrutura. O desafio não é apenas garantir o acesso à escolaridade básica para aquelas pessoas que não tiveram a oportunidade de concluir os estudos na idade apropriada, mas prover um aprendizado com qualidade e equidade.

Os resultados na tabela B.1 no apêndice B mostram que o efeito do tratamento se apresenta robusto a uma possível presença de viés de seleção, não apresentando valores críticos para F em ambas as variáveis de resultado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou evidenciar o efeito médio de tratamento sobre tratados no desempenho em português e matemática entre alunos da EJA e estudantes do ensino regular. Estudos e contribuições para a literatura nesse sentido são importantes para nortear políticas públicas e apontar possibilidades de redesenho desta política.

Embora o principal interesse da EJA seja manter um vínculo do jovem e do adulto com a atividade escolar, evitando maiores taxas de evasão, a qualidade deste vínculo pode ser questionada, uma vez que os resultados apontam que, em comparação com os alunos regulares, há o crescimento da desigualdade educacional entre os alunos EJA e regular. Os resultados apontam para um diferencial de rendimento acadêmico em matemática de 29 pontos no Spaece, ou aproximadamente 0,58 desvio-padrão de diferença. Em língua portuguesa, o impacto médio é de -37,3 pontos, implicando um diferencial de 0,82 desvio-padrão. É importante ressaltar que diversas variáveis observáveis foram levadas em consideração, tais como características do aluno, nível socioeconômico, *background* familiar, características do domicílio, além de características dos docentes, da escola e do ambiente de aprendizagem.

Estudos indicam que a produtividade no mercado de trabalho está diretamente ligada e é causada pelas habilidades cognitivas dos trabalhadores (Hanushek e Woessmann, 2009a; 2009b; Hanushek e Kimko, 2000). Além disso, o salário de mercado é um reflexo dessa produtividade. Portanto, quanto menos habilidades cognitivas, menor a produtividade, e quanto menor a produtividade, menor o salário de jovens e adultos no mercado de trabalho. O prejuízo é microeconômico, mas também macroeconômico, como mostram os próprios dados de produtividade no Brasil e em outros países em desenvolvimento (Hanushek e Woessmann, 2009a).

Há indícios, portanto, de que jovens e adultos da EJA estão sendo deixados para trás no tocante às habilidades e conhecimento de matemática e língua portuguesa. Entretanto, esta política pública possui outros aspectos que precisam ser explorados em trabalhos futuros. Como o foco da EJA é manter o vínculo acadêmico, evitando evasão do ensino médio, é preciso não somente mensurar o impacto desta política sobre a taxa de conclusão da educação básica, como também avaliar o efeito do diploma (Encceja) sobre a probabilidade de inserção e sobre os rendimentos financeiros no mercado de trabalho, não somente em relação àqueles estudantes que não concluíram o ensino médio, mas também em relação aos colegas que concluíram essa etapa em escolas regulares da rede estadual pública.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; RESTREPO, F. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment. **American Economic Review**, v. 108, n. 6, p. 1488-1542, June 2018.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. (Ed.). **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.

ANUATTI NETO, F.; FERNANDES, R. Grau de cobertura e resultados econômicos do ensino supletivo no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 54, n. 2, p. 165-184, abr.-jun. 2000.

AUTOR, D.; KATZ, L.; GOLDIN, C. The race between education and technology revisited. **AEA Papers and Proceedings**, v. 110, p. 347-351, May 2020.

AUTOR, D.; KATZ, L.; KEARNEY, M. Trends in U.S. wage inequality: revising the revisionists. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 2, p. 300-323, May 2008.

BECKER, S.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

BEZERRA, F. G.; SANTANA, R. S. M. Educação de jovens e adultos: notas históricas e proposições críticas. **Interfaces da Educação**, Paranaíba, v. 2, n. 5, p. 93-103, 2011.

BHALALUSESA, E. Towards sustainable development through reflect methodology in Tanzania: major trends and lessons. **Adult Education and Development**, v. 6, p. 51-61, 2004.

BILS, M.; KLENOW, P. J. Does schooling cause growth? **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1160-1183, 2000.

BORJA, I. M. F. S.; MARTINS, A. M. O. Evasão escolar: desigualdade e exclusão social. **Revista Liberato**, Novo Hamburgo, v. 15, n. 23, p. 93-101, jan.-jun. 2014.

BRAUW, A. *et al.* **The impact of Bolsa Família on schooling: girl's advantage increases and older children gain.** Washington: IFPRI, Jan. 2014. (Discussion Paper, n. 1319).

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching.** Bonn: IZA, May 2005. (IZA Discussion Paper, n. 1588).

CHETTY, R.; HENDREN, N. The impacts of neighborhoods on intergenerational mobility II: county-level estimates. **Quarterly Journal of Economics**, v. 133, n. 3, p. 1163-1228, Aug. 2018.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. **A relação entre o desempenho escolar e os salários no Brasil.** São Paulo: Insper, 2006. (Working Paper, n. 58).

DI PIERRO, C. M. Educação de Jovens e Adultos na América Latina e Caribe: trajetória recente. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 38, n. 134, p. 367-391, maio-ago. 2008.

_____. Histórico e políticas públicas contemporâneas de Educação de Jovens e Adultos nos Estados Unidos da América. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE POLÍTICA E ADMINISTRAÇÃO DA EDUCAÇÃO, 26., 2013, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpae, 2013.

DIPRETE, T.; GANGL, M. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. **Sociological Methodology**, v. 34, n. 1, p. 271-310, abr. 2004. Disponível em: <<https://shorturl.at/etvGR>>.

FARIAS, D. L. P. **Comparações entre EJA e ensino regular**. 2012. 40 f. Monografia (Especialização) – Faculdade de Educação, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program in enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505-517, Mar. 2012.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v. 20, p. 25-46, 2012.

HAINMUELLER, J.; XU, Y. Ebalance: a stata package for entropy balancing. **Journal of Statistical Software**, v. 54, n. 7, p. 1-18, Aug. 2013.

HANUSHEK, E.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **The American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, Dec. 2000.

HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. **Do better schools lead to more growth?** Cognitive skills, economic outcomes, and causation. Bonn: IZA, Nov. 2009a. (IZA Discussion Paper, n. 4575).

_____. **Schooling, cognitive skills, and the Latin American growth puzzle**. Cambridge, United States: NBER, June 2009b. (Working Paper, n. 15066).

HECKMAN, J. J.; LALONDE, R. J.; SMITH, J. A. The economics and econometrics of active labor market programs. *In*: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. v. 3. p. 1865-2097.

HOTTZ, D. A. **Educação de Jovens e Adultos: uma análise voltada à interpretação dos resultados do Ensino Médio no Sistema de Avaliação da Educação do Estado do Rio de Janeiro (SAERJ) em 2014**. 2015. 164 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Políticas Públicas e Avaliação da Educação, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2015.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. (Ed.). **Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices**. Washington: World Bank, 2010.

LEE, W.-S. Propensity score matching and variations on the balancing test. **Empirical Economics**, n. 44, p. 47-80, 2013. Disponível em: <<https://shorturl.at/qsHKQ>>.

LOPES, S. P.; SOUZA, L. S. EJA: uma educação possível ou mera utopia? **Revista Alfabetização Solidária (Alfasol)**, São Paulo, v. 5, 2005. Disponível em: <<https://shorturl.at/pqKS2>>. Acesso em: 28 mar. 2018.

LUIS, R. **Youth and adult learning and education in Mozambique**. Rosebank: Open Society Initiative for Southern Africa, 2014. (Open Learning, n. 6).

MANUEL, A. A. M.; BUQUE, D.; QUIVE, R. Adult education in Mozambique: between expectations and possibilities. **Problems of Education in the 21st Century**, v. 75, n. 6, p. 581-590, 2017.

MARIANO, Z. F.; ARRAES, A. R.; BARBOSA, B. R. Análise longitudinal para avaliação do ensino profissionalizante. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 27., 2016, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2016.

MINCER, J. A. (Ed.). **Schooling, experience, and wages**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.

NERI, M. (Coord.). **Motivos da evasão escolar**. Rio de Janeiro: FGV, 2009.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a Glance 2016: OECD Indicators**. Paris: OECD Publishing, 2016.

OLIVA, T. B. **Três ensaios de economia da educação**. 2014. 110 f. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014.

OLIVEIRA, A. M. **Educação de Jovens e Adultos versus ensino regular: mitos e realidades**. Trabalho de Conclusão de Curso (Licenciatura) – Faculdade Aldete Maria Alves, Iturama, 2015. Disponível em: <<http://bit.ly/42HMXrz>>. Acesso em: 28 mar. 2018.

PEREIRA, S.; BRITO, M. M. C.; LIMA, B. M. T. **A Educação de Jovens e Adultos no Ceará (2000-2011): entre desafios e esperanças**. *In*: FÓRUM INTERNACIONAL DE PEDAGOGIA, 8., 2016, São Luís, Maranhão. **Anais...** São Luís: AINPGP, 2016.

PUMA, M. J. *et al.* **What to do when data are missing in group randomized controlled trials**. Washington: Institute of Education Sciences, Oct. 2009.

QUINN, M. A.; RUBB, S. Mexico's labor Market: the importance of education-occupation matching on wages and productivity in developing countries. **Economics of Education Review**, v. 25, n. 2, p. 147-156, Apr. 2006.

REPUBLIC OF MOZAMBIQUE. The Ministers' Cabinet. **Strategy of adult education and learning in Mozambique**. Maputo: Ministry of Education, Feb. 2011.

ROSA, L. *et al.* **The effects of public high school subsidies on student test scores**. Stanford: Stanford University, 26 Feb. 2020. (Working Paper). Disponível em: <<https://bit.ly/3JGCl3y>>. Acesso em: 20 abr. 2020.

ROSENBAUM, P. R. **Observational Studies**. New York: Springer, 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, Apr. 1983.

RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of Educational Psychology**, v. 66, n. 5, p. 688-701, 1974.

SCORTEGAGNA, A. P.; OLIVEIRA, S. C. R. Educação de Jovens e Adultos no Brasil: uma análise histórico-crítica. **Revista Eletrônica de Ciências da Educação**, Campo Largo, v. 5, n. 2, p. 1-15, nov. 2006.

SILVA, R. M. **Causas e consequências da evasão escolar na Escola Normal Estadual Professor Pedro Augusto de Almeida – Bananeiras/PB**. 2009. Monografia (Especialização) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, Bananeiras, 2009.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. **O impacto de infraestrutura escolar na taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras de ensino fundamental: 1998 a 2005**. Brasília: Ipea, maio 2008. (Texto para Discussão, n. 1338).

SUDÁRIO, R. M.; ALVES, U. S. O perfil do aluno da EJA do ensino médio no Centro de Educação de Jovens e Adultos Prof^a Shirley Costa e Silva. *In: FÓRUM INTERNACIONAL DE PEDAGOGIA*, 8., 2016, São Luís, Maranhão. **Anais...** São Luís: AINPGP, 2016.

TORRES, H. G. *et al.* **O que pensam os jovens de baixa renda sobre a escola – relatório final**. São Paulo: Fundação Victor Civita; Cebrap, 2013. Disponível em: <<https://shorturl.at/npuPU>>.

WATSON, S. K.; ELLIOT, M. Entropy balancing: a maximum-entropy reweighting scheme to adjust for coverage error. **Quality & Quantity**, v. 50, n. 4, p. 1781-1797, 2016.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AÇÃO EDUCATIVA *et al.* (Coord.) **Indicadores da qualidade na educação**. São Paulo: Ação Educativa, 2004.

BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação. **Diário Oficial da União**, Brasília, 23 dez. 1996. Disponível em: <<http://bit.ly/3JLUqxb>>. Acesso em: 28 mar. 2018.

CEARÁ. Secretaria da Educação. **Boletim do Sistema de Avaliação (SPAECE)**. Fortaleza: Seduc, 2010.

_____. EJA + Qualificação Profissional. **Seduc**, 16 ago. 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/41oiGfH>>. Acesso em: 19 nov. 2018.

APÊNDICE A

ÍNDICE DE AMBIENTE DE APRENDIZAGEM

A tentativa de agrupar diversas variáveis relacionadas ao efeito do ambiente de aprendizagem foi essencial para a elaboração de um índice multidimensional difuso, denominado *fuzzy set*. Lelli (2001), Berenger e Verdier-Chouchane (2007), Gómez, Galvis-Aponte e Royuela (2015) o definem como a construção de um índice que irá medir a qualidade e excelência do ambiente escolar, determinando-a por meio de funções de associação para a fácil interpretação dos pesos de cada variável agrupada.

Em sua formulação matemática, X corresponde ao conjunto dos indivíduos da amostra que tem um vetor de cinco atributos para calcular a importância do ambiente de aprendizagem, conforme descrito a seguir.

- 1) A exigência por parte dos professores de que os alunos estudem e prestem atenção nas aulas.
- 2) A disponibilidade dos professores para dirimir dúvidas acerca do conteúdo explicado.
- 3) O controle da entrada e saída de alunos durante a aula.
- 4) A presença de barulho e desordem na classe.
- 5) Se há necessidade, por parte do professor, de esperar muito tempo até que os estudantes façam silêncio.

Gómez, Galvis-Aponte e Royuela (2015) afirmam que, para calcular o grau de privação dos indivíduos a cada atributo, o grau de pertinência é expresso por uma função μ_A , sendo este um subconjunto difuso se tomar valores no intervalo $[0,1]$. A função que irá definir o grau de pertinência será definida conforme a seguir descrito.

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

$\mu_A(x_{ij}) \in (0,1)$, caso pertença em parte ao subconjunto A , ou seja, haja privação de alguns atributos, porém não de todos eles,

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

em que μ_A é uma medida de privação para o indicador. Segundo Lelli (2001 *apud* Gómez, Galvis-Aponte e Royuela, 2015), é recomendável o uso da função de distribuição acumulada, uma vez que isso evita definições arbitrárias para explicar a associação e facilita a obtenção das pontuações de cada dimensão. De acordo com

Cheli e Lemmi (1995²⁰ *apud* Gómez, Galvis-Aponte e Royuela, 2015), a função é dada por

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

em que $k = 1, \dots, K$ são as categorias ou atributos da variável, sendo K a melhor situação da variável, e $F(x_j)$ é a distribuição acumulada da variável calculada de acordo com k . Uma vez obtidas as funções e analisadas suas pertinências, calcula-se o índice de ambiente de aprendizagem (IAA), a partir da expressão a seguir.

$$IAA = \frac{\sum_{j=1}^T \mu_A(x_{ij})W_j}{\sum_{j=1}^T W_j} \times 100, \quad (A.2)$$

em que T representa o número total de dimensões e W_j sua respectiva ponderação, que pode ser calculada como

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

Por fim, o denominador da expressão (A.3) representa a proporção de indivíduos com um certo grau de qualidade de proficiência que pode ser causada pelo efeito do ambiente de aprendizagem (j). A importância desse tipo de ponderação reside na sensibilidade da variável à frequência de cada atributo, resultando em um índice de qualidade que enriquece a análise. Vale salientar que os conjuntos difusos representam uma metodologia mais eficiente quando as variáveis são discretas. Nesse caso, é possível saber se o ambiente escolar é um fator que influencia positivamente a proficiência dos estudantes em matemática.

As cinco dimensões utilizadas na elaboração do IAA estão agrupadas em conjuntos que refletem a qualidade do ambiente de aprendizagem escolar. O método *fuzzy set*, ou conjuntos difusos, foi utilizado para construir o IAA, em que um valor maior do índice indica um melhor ambiente de aprendizagem. Analisando os resultados relacionados em termos de representatividade para cada atributo, observa-se que a dimensão com maior peso no IAA está ligada à falta de controle, por parte dos professores, da entrada e saída de alunos da classe, que possui uma influência de 37,93% na constituição do índice. O fato de que os professores precisam de muito tempo para que os alunos façam silêncio corresponde a um peso de 23,32% na composição do índice multidimensional difuso. Em sequência,

20. Cheli, B.; Lemmi, A. A. "Totally" fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. *Economic Notes*, v. 24, p. 115-133, 1995.

vem a “existência de barulho e desordem em sala de aula”, com uma importância de 21,51% na qualidade do ambiente de aprendizagem. A disponibilidade dos professores para dirimir dúvidas acerca do conteúdo explicado tem um peso de 9,69%, seguido pela exigência, por parte dos professores, que os estudantes prestem atenção nas aulas, com 7,55%.

REFERÊNCIAS

BÉRENGER, V.; VERDIER-CHOUCANE, A. Multidimensional measures of well-being: standard of living and quality of life across countries. **World Development**, v. 35, n. 7, p. 1259-1276, 2007.

GÓMEZ, M. S.; GALVIS-APONTE, L. A.; ROYUELA, V. **Calidad de vida laboral en Colombia**: un índice multidimensional difuso. Cartagena: Banco de la República, dic. 2015. (Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, n. 230).

LELLI, S. **Factor analysis vs fuzzy sets theory**: assessing the influence of different techniques on Sen's functioning approach. Leuven: Center for Economic Studies, 2001. (Discussion Paper Series, n. 01.21). Disponível em: <<https://bit.ly/3BjY6Cm>>. Acesso em: 20 nov. 2018.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Análise de sensibilidade (Rosenbaum *bounds*) para as áreas de proficiência

Γ	Português	Matemática
	p^+	p^+
1	0,000	0,000
1,05	0,000	0,000
1,1	0,000	0,000
1,15	0,000	0,000
1,2	0,000	0,000
1,25	0,000	0,000
1,3	0,000	0,000
1,35	0,000	0,000
1,4	0,000	0,000
1,45	0,000	0,000
1,5	0,000	0,000
1,55	0,000	0,000
1,6	0,000	0,000
1,65	0,000	0,000
1,7	0,000	0,000
1,75	0,000	0,000
1,8	0,000	0,000
1,85	0,000	0,000
1,9	0,000	0,000
1,95	0,000	0,000
2	0,000	0,000

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: jul. 2019.

Última versão recebida em: jan. 2021.

Aprovada em: jan. 2021.

ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE *COMMODITIES* E PREVISÕES *IN-SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE* PARA O PERÍODO DE 2002 A 2015¹

Rodrigo Gustavo de Souza²

Viviane Luporini³

O artigo buscou estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), para verificar se tal função é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação. Para esta avaliação, foram feitas previsões dentro (*in-sample*) e fora da amostra (*out-of-sample*). As estimativas evidenciaram que a inclusão das variáveis taxa de câmbio real, índice de *commodities* e do seu fator comum melhoram o grau de ajustamento da função de reação do BCB. Este fato pode advir da vulnerabilidade externa do Brasil a choques externos, decorrente de alterações dos preços mundiais das *commodities*.

Palavras-chave: função de reação; taxa de juros; fatores comuns; previsões.

TAYLOR RULE ESTIMATIONS FOR BRAZIL, PRINCIPAL COMPONENTS OF COMMODITY INDICES AND FORECASTS FOR THE 2002-2015 PERIOD

This paper aims to estimate a reaction function of the Central Bank of Brazil (BCB) in order to check whether the estimated reaction function is sensitive to the inclusion of the information content of commodity indices. In particular, we verify whether the inclusion of common factors contained in commodity price indices improve the adjustment of the response function, based on in-sample and out-of-sample forecasts. Our estimates show that the inclusion of information contained in the real exchange rate and commodity price indices may in fact improve the adjustment of the Brazilian Central Bank's reaction function, probably due to the vulnerability of country to external shocks during the period analyzed.

Keywords: reaction function; interest rate; common factors; forecasts.

JEL: E31; E37; F41; F47.

1 INTRODUÇÃO

A partir da implementação do Plano Real, em 1994, a política monetária foi regida com base em diferentes regimes cambiais: câmbio fixo e bandas cambiais. Durante todo o período que se estendeu de 1994 a 1999, a taxa de câmbio constituiu a

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art4>

2. Professor adjunto do Departamento de Economia (Decon) e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Socioeconômico (PPGDSE) da Universidade Federal do Maranhão (UFMA). *E-mail:* <rodrigo.gustavo@ufma.br>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0003-3012-4955>>.

3. Professora associada do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ). *E-mail:* <viviane.luporini@ie.ufrj.br>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-9629-5058>>.

âncora monetária da economia. Contudo, as constantes crises cambiais, como a Crise do México (1994), a da Ásia (1997), e, por fim, a da Rússia (1998), levaram o Brasil a mudar seu regime cambial para o regime de câmbio flutuante, a partir de janeiro de 1999, fazendo com que a taxa de câmbio perdesse o seu papel de âncora monetária. Todavia, a partir de junho de 1999, foi instituído o regime de metas de inflação no Brasil (RMI), no qual seria estabelecida uma meta para a inflação, surgindo assim uma nova âncora monetária.

O controle da inflação se daria principalmente por meio da determinação da taxa básica de juros da economia (Selic), que se tornaria o principal instrumento de política monetária para a inflação, e seria determinada por uma regra, a regra de Taylor.

Em seu artigo, Taylor (1993) busca examinar como a recente pesquisa econométrica avalia a política monetária e como pode ser aplicada em um ambiente prático de formulação de políticas. Assim, mostra as dificuldades de se usar uma regra mecânica de política como tomada de decisões, e emprega dois estudos de caso – o choque do petróleo de 1990 e a unificação alemã – para ilustrar como tal regra de política deve funcionar na prática.

A partir da regra simples apresentada por Taylor (1993), foram realizados inúmeros trabalhos buscando formas mais adequadas para especificá-la. Desse modo, ao serem consideradas especificações da regra de Taylor (1993), deve-se levar em consideração: i) o termo de suavização da taxa de juros; ii) se o modelo trabalha com base na inflação passada (*backward-looking*) ou com a inflação esperada (*forward-looking*); iii) se a condução desta regra de política é para países desenvolvidos ou em desenvolvimento; e iv) se a especificação é linear ou não linear.

A regra de Taylor (1993) descreve bem o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos, não considerando um fato estilizado da literatura no processo de condução da política monetária, segundo o qual “os BCs [bancos centrais] tendem a calibrar o juro básico de forma suave e contínua ao longo do tempo” (Modenesi, 2008, p. 14).

Seguindo essa lógica, vários trabalhos foram escritos buscando obter uma forma mais adequada da regra de Taylor. Alguns estudos, por exemplo, os de Clarida, Galí e Gertler (1999; 2000), Woodford (1999) e Goodhart (1999), Levin, Wieland e Williams (1999), acrescentaram um termo de suavização da taxa de juros.

O regime monetário de metas de inflação difere entre países em desenvolvimento e desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento, os coeficientes de inflação na regra de Taylor diminuíram após sua adoção. Isto geralmente decorreu do aumento da credibilidade da política monetária dos BCs ao longo do tempo (Carvalho e Moura, 2008; Fraga, Goldfajn e Minella, 2003; Minella *et al.*, 2003; Mohanty e Klau, 2004).

Trabalhos de Clarida, Galí e Getler (1999; 2000), Huang, Margaritis e Mayes (2001) e Orphanides (2003), Qin e Enders (2008) mostraram que uma regra *forward-looking* tem desempenho melhor do que uma regra *backward-looking* e que uma regra *forward-looking* pode ser um bom indicador do que se seguiu à política monetária. Contudo, conforme Taylor (1993), a inflação passada pode ser uma boa *proxy* para a inflação futura, principalmente em países emergentes, nos quais a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.

Outra linha de estudo a respeito das especificações da regra de Taylor tem levantado a questão de que especificações não lineares da regra de Taylor (1993) podem ser mais apropriadas que especificações lineares. Dessa forma, várias pesquisas têm relaxado a suposição habitual de preferências quadráticas e adotaram a especificação de preferência assimétrica, de modo que os BCs reagiriam diferentemente quando a inflação estivesse acima da meta de quando a inflação estivesse abaixo da meta (Gerlach, 2000; Ruge-Murciá, 2002; Bec, Salem e Collard, 2002; Surico, 2004; Cukierman e Muscatelli, 2008).

No caso brasileiro, além das variáveis tradicionais da regra de Taylor, acreditamos que o conteúdo informacional contido nos índices de *commodities* poderá melhorar o ajustamento da regra de Taylor estimada. Este melhor ajustamento advém da relação entre os preços das *commodities* e a inflação doméstica. Os preços das *commodities* podem ser indicadores antecedentes da inflação (Garner 1985; 1989; Marquis e Cunningham, 1990; Cody e Mills, 1991; Awokuse e Yang, 2003; entre outros).

Um aumento nos preços das *commodities* pode indicar um aumento da demanda por bens finais, e, dependendo do grau de abertura da economia, pressionar a inflação interna. As *commodities* são importantes insumos para a produção; desse modo, aumentos persistentes em seus preços são suficientemente persistentes para influenciar as expectativas de inflação. Assim, os agentes podem repassar os aumentos de custo dos insumos de produção, sendo que as *commodities* estocáveis podem constituir um elemento *forward-looking* a respeito da situação futura da economia. Por fim, como os preços das *commodities* respondem rapidamente às pressões gerais de inflação, os investidores podem vê-los como um *hedge* contra a inflação (Garner, 1989; Bloomberg e Harris, 1995; Cheung, 2009).⁴

Destarte, tendo em vista o vínculo entre preços das *commodities* e inflação, tem-se que as *commodities* exercem efeitos diretos e indiretos sobre a inflação doméstica. Os efeitos diretos referem-se ao índice de inflação geral, por meio dos alimentos e da energia; e os indiretos afetam o núcleo de inflação por meio da variação de salários (Cecchetti e Moessner, 2008; Cheung, 2009; Rhee e Lee, 2008).

4. Para uma revisão a respeito da relação entre preços das *commodities* e inflação doméstica, ver Souza (2016).

Os efeitos indiretos advêm de os preços das *commodities* afetarem a taxa de câmbio real, na medida em que o Brasil pode ter uma *commodity currency*⁵ (Fernandez, 2003; Hampshire, 2008; Freire, 2009; Kohlscheen, 2010; Veríssimo, Xavier e Vieira, 2012; Rosolen, Araújo e Lyrio, 2013; Souza e Veríssimo, 2013).

A relação entre taxa de câmbio e inflação é tratada por Calvo e Reinhart (2002). Segundo esses autores, os países que adotaram regime monetário de metas de inflação (RMMI) intervêm nas suas taxas de câmbio mediante o instrumento monetário das taxas de juros, devido ao *fear of floating*, pois uma depreciação da taxa de câmbio conduziria a um *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT) para os preços domésticos.

Dessa forma, a partir da relação entre a variação dos preços das *commodities*, da taxa de câmbio real e dos preços domésticos, o presente trabalho busca discutir esta relação por intermédio de várias especificações da regra de Taylor para a economia brasileira. Portanto, contribui com a literatura, ao investigar empiricamente a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), não somente analisando os coeficientes das regressões, mas fazendo previsões dentro e fora da amostra; e verificando, pela acurácia dos modelos, a melhor especificação para a regra de Taylor. Outra contribuição é o uso de uma variável informacional do índice de preços das *commodities*, construída por meio de fatores comuns, o qual busca captar os efeitos das variáveis latentes dentro dos índices de *commodities*.

O objetivo deste artigo é estimar a função de reação do BCB, a fim de verificar se o grau de ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities*, bem como examinar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação.

A metodologia utilizada é baseada em Qin e Enders (2008), diferenciando-se no uso de fatores comuns e outras medidas de erros de previsão. Dessa maneira, serão realizadas previsões dentro da amostra (*in-sample*) e fora dela (*out-of-sample*). O critério de seleção de modelos dentro da amostra terá como base os critérios de informação (critério de informação de Akaike – AIC – e critério de informação bayesiano – BIC) e o logaritmo da soma do quadrado do resíduo (*log SSR/T*). Em relação ao critério de seleção fora da amostra, serão usados a raiz do erro quadrado médio (RMSE), o erro percentual absoluto médio (Mape) e a estatística U de Theil.

5. Países com sua pauta de exportação focada em algumas poucas *commodities* primárias que representam um componente significativo da sua pauta de exportação, de modo que alterações nos preços mundiais desses produtos alteram seus termos de troca, levando a mudanças na sua taxa de câmbio real, constituem países que têm *commodity currencies*, ou seja, em que os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais (Chen e Rogoff, 2003; Cashin, Céspedes e Sahay, 2004).

O texto está dividido em cinco seções, incluindo-se esta introdução e as considerações finais. Na segunda seção, são descritos os modelos utilizados. Na terceira seção, são apresentados os dados utilizados e suas transformações. Na quarta seção, são feitas as previsões *in-sample* e *out-of-sample* e a discussão dos resultados. Por fim, a última seção traz as considerações finais.

2 FORMAS FUNCIONAIS DA REGRA DE TAYLOR

A literatura a respeito da regra de Taylor é extensa,⁶ existindo várias especificações disponíveis. Trata-se de especificações lineares e não lineares de modelos *forward-looking*, *backward-looking* e a inclusão de um termo de suavização da taxa de juros.

Dada a literatura a respeito da especificação das regras de Taylor que melhor se ajusta às tomadas de decisões do BCs e a literatura a respeito de fatores comuns, este trabalho utilizará diferentes especificações da regra de Taylor *forward-looking*, para verificar se o índice de *commodities* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e seus fatores comuns incorporam uma informação adicional à função de reação do BCB.

Os modelos resenhados com base na literatura são do tipo *forward-looking*, permitindo termo de suavização da taxa de juros como o estimado por Clarida, Galí e Getler (1997; 1999; 2000). As estimativas utilizando apenas uma defasagem da taxa de juros apresentaram problemas de correlação serial dos resíduos; assim, como sugerido por Minella *et al.* (2002), o problema é resolvido usando-se duas defasagens.

A fim de se encontrar a melhor especificação da regra de Taylor, foram estimadas seis formas funcionais da regra, utilizando-se dois termos de defasagem na taxa de juros. Para as previsões dentro da amostra (*in-sample*), em cada um dos modelos foi especificada uma versão com os termos de suavização da taxa de juros, utilizando-se para estimação o método dos momentos generalizados (GMM).⁷ Os instrumentos empregados foram variáveis defasadas da taxa de juros (Selic), hiato do produto e da inflação. Este procedimento é utilizado por Montes e Ferreira (2019), com base em Johnston (1984), no qual os instrumentos escolhidos foram datados do período $t-1$ ou anterior, ou seja, instrumentos defasados.

O modelo 1 refere-se a uma regra de Taylor *forward-looking* simples, em que uma política reage ao desvio da inflação em relação a sua meta, e a diferença do produto, em relação ao seu potencial (*gap*). Os modelos de 1 a 6 diferem entre si apenas no que diz respeito à incorporação de novas variáveis explicativas na versão mais simples da regra de Taylor, esboçada no modelo 1. O modelo 2 acrescenta a

6. Para uma revisão dos trabalhos empíricos a respeito da regra de Taylor, ver o quadro B.1, no apêndice B.

7. Clarida, Galí e Getler (1997; 1999; 2000) utilizam GMM para estimar a regra de Taylor, pois, segundo os autores, pode haver problemas de endogeneidade entre a taxa de juros e as variáveis de inflação e produto.

taxa de câmbio efetiva real; o modelo 3 considera o índice de *commodities* do FMI; o modelo 4 incorpora o fator comum⁸ do índice de *commodities*; o modelo 5 leva em conta a taxa de câmbio efetiva real juntamente com o índice de *commodities*, desta forma incorporando, ao mesmo tempo, dois componentes de choque externo de oferta; e, por último, o modelo 6 incorpora a taxa de câmbio efetiva real e os fatores comuns do índice de *commodities*.

$$\text{Modelo 1: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 5: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 6: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

Para as previsões fora da amostra (*out-of-sample*), foram estimados modelos lineares sem o termo de suavização da taxa de juros.⁹ Os modelos de 7 a 12 correspondem, respectivamente, aos modelos 1 a 6, diferenciando-se apenas na exclusão do termo de ajustamento parcial da taxa de juros.

$$\text{Modelo 7: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 8: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 9: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 10: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 11: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 12: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

Todos os modelos são regras de Taylor *forward-looking* e buscam mostrar a importância de se adicionar o índice de preços de *commodities* e o fator comum na função de reação do BCB.

8. Para uma revisão da literatura a respeito de fatores comuns e componentes principais, ver Reis (1997) e Regazzi (2001).

9. Os modelos foram rodados sem o termo de suavização da taxa de juros, pois, ao se multiplicar o termo de suavização da taxa de juros pela constante e as demais variáveis explicativas do modelo, como desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, fator comum e índice de preços de *commodities*, são obtidos os mesmos coeficientes da estimação dos modelos sem o termo de suavização. Dessa forma, como nas previsões *out-of-sample* não importava verificar o impacto do termo de suavização, mas a acurácia dos modelos por meio das medidas de acurácia, como Mape, RMSE e a estatística de U de Theil, utilizaram-se as especificações dos modelos sem o termo de suavização, em detrimento de especificações com termo de suavização da taxa de juros, conforme utilizado na literatura por facilidade econométrica e sem haver perda de informação do modelo.

3 DADOS UTILIZADOS

O objetivo desta seção é discutir os dados que serão utilizados nos modelos a serem estimados na parte empírica. O período analisado é o de janeiro de 2002 a fevereiro de 2015. Os dados são mensais, abrangendo um total de 158 observações e dezesseis séries, sendo que dez séries se referem aos índices de preços de *commodities*, em dólares, do FMI, separados por subgrupos.¹⁰

As variáveis utilizadas são a taxa básica de juros Selic acumulada no mês, anualizada (% ao ano – a.a.), o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em doze meses, a produção industrial dessazonalizada (produto), a taxa de câmbio efetiva real (e), o desvio da inflação em relação à meta ($desvmeta$), o hiato do produto (hiato), o índice geral de *commodities* (PC) e fatores comuns (F).

Ademais, outras séries dos modelos são construídas das séries descritas aqui. A expectativa de inflação usada é a obtida no relatório *Focus*¹¹ para os doze meses seguintes. Como as expectativas de inflação eram diárias, os dados mensais foram obtidos pela média aritmética simples do mês. Para calcular o desvio da meta – tendo em vista que a meta de inflação é estabelecida no final do ano para o ano atual e os dois próximos anos seguintes, sendo necessário ter uma única medida de desvio da inflação em relação à meta, Minella *et al.* (2002) –, criou-se uma nova variável, ponderando-se os desvios da meta em anos diferentes. A criação da nova variável desvio da meta, segundo Minella *et al.* (2002), pode ser assim especificada:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_t \pi_{t+1} + \pi_{t+1}^*), \quad (1)$$

em que D_j é a medida de desvio esperado da inflação da meta, os índices j do mês, e os índices de t do ano. Portanto, D_j é uma média ponderada do ano em curso e do ano seguinte do desvio esperado da inflação da meta, sendo os pesos inversamente proporcionais ao número de meses que restam no ano.

Dessa forma, observa-se que D_j não contém as expectativas de inflação referentes a dois anos com antecedência, apesar da existência da meta para tal. Isto se deve aos atrasos do mecanismo de transmissão da política monetária e das incertezas associadas às previsões, pois é razoável que o Comitê de Política Monetária (Copom) se concentre na meta corrente e na do ano seguinte para tomar suas decisões (Minella *et al.*, 2002).¹²

10. Os dados sobre a taxa de câmbio, a taxa de juros, a variação da inflação e os índices de preços das *commodities* podem ser obtidos para *download* em: <<https://bit.ly/42XKDN0>>.

11. Pesquisa diária que o BCB conduz entre instituições financeiras e firmas consultadas. Em novembro de 2001, iniciou-se a pesquisa de coleta de expectativas para doze meses.

12. Existem outras maneiras de calcular o desvio da meta, como a usada por Clarida, Gali e Getler (1999), na qual se utiliza a diferença entre a inflação esperada e a meta, não se considerando uma ponderação das metas, como feito por Minella *et al.* (2002).

No que diz respeito à série produção, utilizou-se como *proxy* a produção industrial dessazonalizada, pois a séries disponíveis do produto interno bruto (PIB) são trimestrais e anuais. Esta *proxy* é amplamente usada na literatura, porque os dados do PIB mensal são factíveis de obtenção pelo processo de interpolação dos dados; contudo, estes dados não são tão confiáveis, sendo assim empregada a produção industrial como *proxy*. A produção industrial foi utilizada, e não o IBC-Br, por exemplo, para tornar os resultados comparáveis aos estudos previamente feitos. Em relação ao hiato do produto, este é obtido pela diferença entre a produção industrial e sua tendência. Na literatura, existem duas formas muito utilizadas para obter a tendência de uma série, a primeira sendo a utilização do filtro Hodrick Prescott (HP), e a segunda, o método da tendência linear.

Trabalhos como os de Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Minella *et al.* (2002) utilizaram ambos os métodos para obter o produto potencial. Para Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006),¹³ os resultados sugeriram que os valores do coeficiente de inflação são influenciados pelo método do produto potencial, e percebeu-se também que o coeficiente de inflação foi maior quando se utilizou o método da tendência linear, sendo os valores superiores aos encontrados quando se usa o filtro HP.

Minella *et al.* (2002) também realizaram estimativas empregando o produto potencial e o desvio do hiato do produto por meio da extração pelos métodos de tendência linear e HP, todavia os resultados foram semelhantes, de forma que foi utilizado o filtro HP. Neste trabalho, a metodologia para a obtenção do produto potencial e posteriormente para a construção da série desvio da meta será o método do filtro HP. O parâmetro de alisamento para o filtro HP é ajustado para seu valor padrão 14.400 para os dados mensais. Assim, o hiato do produto é obtido a partir do desvio da produção industrial dessazonalizado menos a sua tendência. Outra variável a ser utilizada é o índice de preços de *commodities* fornecido pelo FMI. Estes índices são divididos em subgrupos.

Por fim, a partir dos índices de preços das *commodities* do FMI, serão obtidos os fatores comuns. O passo inicial da análise é determinar o método de extração dos fatores e o número de fatores.¹⁴ Neste artigo, optou-se pelo método de extração de fatores ortogonais, e o critério do número de fatores se baseia no

13. Os resultados de Soares e Barbosa (2006) sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial.

14. O corpo da literatura referente ao modelo de fatores é extenso. Os primeiros modelos de fatores referem-se aos trabalhos de Geweke (1977) e Sims e Sargent (1977 *apud* Stock e Watson, 1999), que analisaram este modelo usando domínio de frequência para um pequeno número de variáveis. Destacam-se os trabalhos de Stock e Watson (1999; 2002), Bai e Ng (2008), entre outros. Para verificar o número de fatores, entre os métodos existentes na literatura, vale ressaltar as propostas por Stock e Watson (1999), Bai e Ng (2002), e o critério Kaiser-Guttman, segundo o qual somente os fatores com autovalor maior que 1 devem ser mantidos.

de Kaiser-Guttman.¹⁵ As descrições das séries, com suas respectivas transformações e fontes, encontram-se no apêndice A.

Este estudo, ao buscar o quanto as variações dos preços das *commodities* influenciam as tomadas de decisões sobre a formação da taxa básica de juros Selic pelo BCB, objetiva verificar em que medida esta variação de preços é importante na função de reação do BCB. Por isso, o período a ser analisado corresponde àquele de alta e posterior baixa dos preços recentes das *commodities*. O período 2003-2008 foi caracterizado por um dos maiores aumentos dos preços das *commodities* no mercado mundial, e posteriormente, a partir de meados de 2008, houve uma drástica queda, decorrente da crise americana do *subprime*. A partir de 2009, novamente houve uma recuperação dos preços das *commodities*, todavia não no mesmo patamar, à qual se seguiu novamente um processo de recuperação até 2011, chegando ao seu pico em meados de abril. Após esse período, seguiu-se uma tendência de queda até 2015.

4 ESTIMATIVAS DAS REGRAS DE TAYLOR *IN-SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE*

As diferentes especificações de regras de Taylor serão estimadas *in-sample* e *out-of-sample*, dois testes que são importantes alternativas de abordagens para avaliar o conteúdo preditivo de uma variável. Os testes na amostra tiram vantagem do tamanho total da desta e, portanto, tendem a ter uma maior potência, enquanto o processo de previsão para fora da amostra pode ser mais prático, uma vez que imita (reproduz) a restrição de dados de previsão em tempo real, sendo mais sensível aos problemas de má-especificação (Chen, Rogoff e Rossi, 2008, p. 9-10).

Dessa forma, diferentes especificações da regra de Taylor visam verificar se a inclusão do índice de preços das *commodities* melhora o ajustamento da função de reação do BCB. Por sua vez, a inclusão do fator comum do índice de preços de *commodities* do FMI busca captar componentes não observáveis, de modo a potencialmente melhorar o poder preditivo do modelo. As especificações *in-sample* utilizam o termo de suavização da taxa de juros e são estimados por GMM, para se evitar a endogeneidade entre a taxa de juros Selic e as variáveis produto e inflação.

Da mesma maneira, nas estimativas *out-of-sample*, as diferentes especificações da regra de Taylor servem para verificar se as inclusões do índice de *commodities* e do seu fator comum melhoram a acurácia de previsão dos modelos. As estimativas *out-of-sample* são realizadas com os modelos sem o termo de suavização da taxa de juros e estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO).¹⁶

15. A metodologia usada para o cálculo dos fatores e a metodologia utilizada para determinar o número de fatores é a mesma usado em Souza (2016).

16. As previsões *out-of-sample* foram realizadas por MQO, conforme praxe na literatura. Qin e Enders (2008) consideram, para o seu exercício de previsão *out-of-sample*, que a inflação e o hiato do produto são variáveis exógenas que não dependem da taxa de juros. Carvalho e Moura (2008) realizam previsões *out-of-sample* para a regra de Taylor utilizando estimativas por MQO.

Um primeiro passo quando se trabalha com séries é verificar se elas seguem um processo estocástico estacionário ao longo do tempo. Para isso, serão realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DFGLS) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

TABELA 1
Teste de raiz unitária

Variáveis	ADF	DFGLS	KPSS
Selic	-2,6231*(1)(c)	-1,85595*(1)(c)	1,190758***(10)(c)
Desvmeta	-2,71979*(1)(c)	-2,29872***(1)(c)	0,322665(9)(c)
Hiato	-3,64934***(0)(c)	-3,6612***(0)(c)	0,026937(9)(c)
TCR	-1,88886(1)(c,t)	-1,7877(1)(c,t)	0,277981***(10)(c,t)
Fator comum	-2,19432(1)(c,t)	-2,27185(1)(c,t)	0,166946***(9)(c,t)
Commodity	-2,61333(1)(c,t)	-2,63024(1)(c,t)	0,170334***(9)(c,t)
DTCR	-10,0833***(0)(c,t)	-10,0006***(0)(c,t)	0,078247(6)(c,t)
DF1	-7,37215***(0)(c,t)	-7,41856***(0)(c,t)	0,048999(7)(c,t)
Dcommodity	-7,33942***(0)(c,t)	-7,32546***(0)(c,t)	0,050294(5)(c,t)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Todos os modelos foram rodados utilizando-se constante e/ou tendência conforme sugerido pela análise gráfica.

2. As defasagens estão entre parênteses; ***, ** e * denotam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3. Para o teste KPSS, a hipótese nula é inversa às da ADF e da DFGLS; desse modo, a hipótese nula é de que a série é estacionária.

Os resultados da tabela 1 mostram evidências de que as séries *Selic*, *desvmeta* e *hiato* do produto são estacionárias em nível. Assim, nos testes ADF e DFGLS, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para estas séries. O teste KPSS mostrou evidência de que a *Selic* é não estacionária, pois rejeitou a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10% de significância.

Para as séries taxa de câmbio efetiva real (TCR), fator comum e índice de *commodities*, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária com os testes ADF e DFGLS. Para o teste KPSS, verifica-se que se rejeita a hipótese nula de estacionariedade das séries. Dessa maneira, consideramos que as séries são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, como se verifica na tabela 1.

4.1 Estimativas *in-sample* da regra de Taylor

Na literatura, existem diversos critérios concorrentes quando o propósito é avaliar o desempenho do modelo dentro da amostra. Os critérios de informação de Akaike (AIC), teste de razão de verossimilhança, Hannan-Quinn e Schwarz bayesiano são

exemplos de critérios de escolha de modelos dentro da amostra (Lütkepohl, 2007¹⁷ *apud* Mendonça, Sachsida e Medrano, 2013, p. 304).

Assim como em Qin e Enders (2008), este estudo utilizará critérios de informação – o AIC e o critério de informação bayesiano (BIC) – para selecionar as especificações dos modelos.

TABELA 2
Estimativas dos modelos dentro da amostra – *in-sample* (2002-2015)

Variável dependente: Selic	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Selic(-1)	1,7194 [0,030]***	1,7014 [0,030]***	1,7227 [0,029]***	1,7206 [0,030]***	1,6961 [0,029]***	1,686 [0,031]***
Selic(-2)	-0,7338 [0,029]***	-0,7198 [0,029]***	-0,7361 [0,028]***	-0,7344 [0,029]***	-0,7138 [0,029]***	-0,7047 [0,030]***
Constante	9,5921 [1,056]***	9,9884 [0,821]***	10,1136 [1,117]***	10,2199 [1,015]***	10,3313 [0,815]***	10,6716 [0,730]***
Desvmeta	1,6252 [0,782]**	1,1962 [0,652]*	0,8564 [0,845]	0,9475 [0,811]	0,5161 [0,637]	0,3199 [0,652]
Hiato	2,0157 [0,397]***	1,804 [0,266]***	2,1404 [0,464]***	2,0369 [0,431]***	1,8502 [0,323]***	1,7328 [0,299]***
Cambio	- -	-1,34529 [0,287]***	- -	- -	-1,5756 [0,292]***	-1,6244 [0,273]***
Dcommodity	- -	- -	-0,49911 [0,245]**	- -	-0,5763 [0,192]***	- -
DF1	- -	- -	- -	27,48835 [13,704]**	- -	39,12796 [10,859]***
$(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$	0,0144	0,0184	0,0134	0,0138	0,0177	0,0187
AIC	0,3323	0,3402	0,3438	4,6781	0,3525	0,3529
BIC	0,4301	0,4575	0,4611	0,3445	0,4894	0,4898
Q-Stat (24) (p-valor)	0,9120	0,8770	0,9700	0,9740	0,9270	0,9250
J-Stat (p-valor)	0,9545	0,9143	0,9481	0,9523	0,8995	0,9142

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os modelos da regra de Taylor são estimados pelo GMM.

2. Estatísticas *t* robustas para heterocedasticidade e autocorrelação, Newey-West.

3. Significância estatística a: *** 1% ; ** 5%; e * 10%.

A tabela 2 traz os resultados de seis especificações da regra de Taylor *forward-looking*. Os modelos foram estimados pelo GMM, utilizando-se como instrumentos

17. Lütkepohl, H. (Ed.). *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer Publishing Company, 2007.

variáveis defasadas da Selic, do hiato do produto e do IPCA.¹⁸ Os resultados do teste J e Q indicam adequação dos modelos e ausência de autocorrelação nos resíduos. Os coeficientes: desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, preços das *commodities* e seu fator comum mostraram ser significativos a 1%, 5% e 10%. Os coeficientes do desvio da meta para os modelos 1 e 2 são maiores que 1 e significativos a 5% e 10%, respectivamente, enquanto para os modelos 3, 4, 5 e 6 são menores que 1 e não são significativos. Por sua vez, os coeficientes do hiato do produto mostraram-se significativos e maiores que 1 para todos os modelos, evidenciando que o BCB tem reagido a mudanças no hiato do produto.

Os coeficientes dos fatores comuns e da taxa de câmbio sugerem que aumentos nos preços das *commodities* geram aumentos dos preços domésticos, levando ao aumento da taxa de juros. Por seu turno, aumentos dos preços das *commodities* podem alterar os termos de troca do Brasil entre os bens *tradables* e *non tradables*, fazendo com que haja uma apreciação da taxa de câmbio real, o que compensa os efeitos do aumento dos preços das *commodities*.

Essa relação pode ser percebida no modelo 6, no qual a inclusão da taxa de câmbio e DF1 (fator) apresenta um coeficiente da taxa de câmbio significativo e com uma relação negativa. O coeficiente DF1 mostrou sinal positivo e significativo. Este resultado, aparentemente controverso a literatura, como colocado por Nogueira e León-Ledesma (2009), Mendonça e Tiberto (2017), entre outros, pode ser explicado na medida em que, nesse período, o *boom* dos preços das *commodities* provocou uma apreciação da taxa de câmbio real,¹⁹ assim havendo o ERPT reverso da taxa de câmbio, o que contribuiu para uma redução da inflação. Dessa forma, houve uma relação inversa entre preços das *commodities* e taxa de câmbio no período. Com relação ao termo de suavização da taxa de juros $(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$, este apresentou resultados pouco significativos, sendo os valores baixos, conforme a tabela 2.

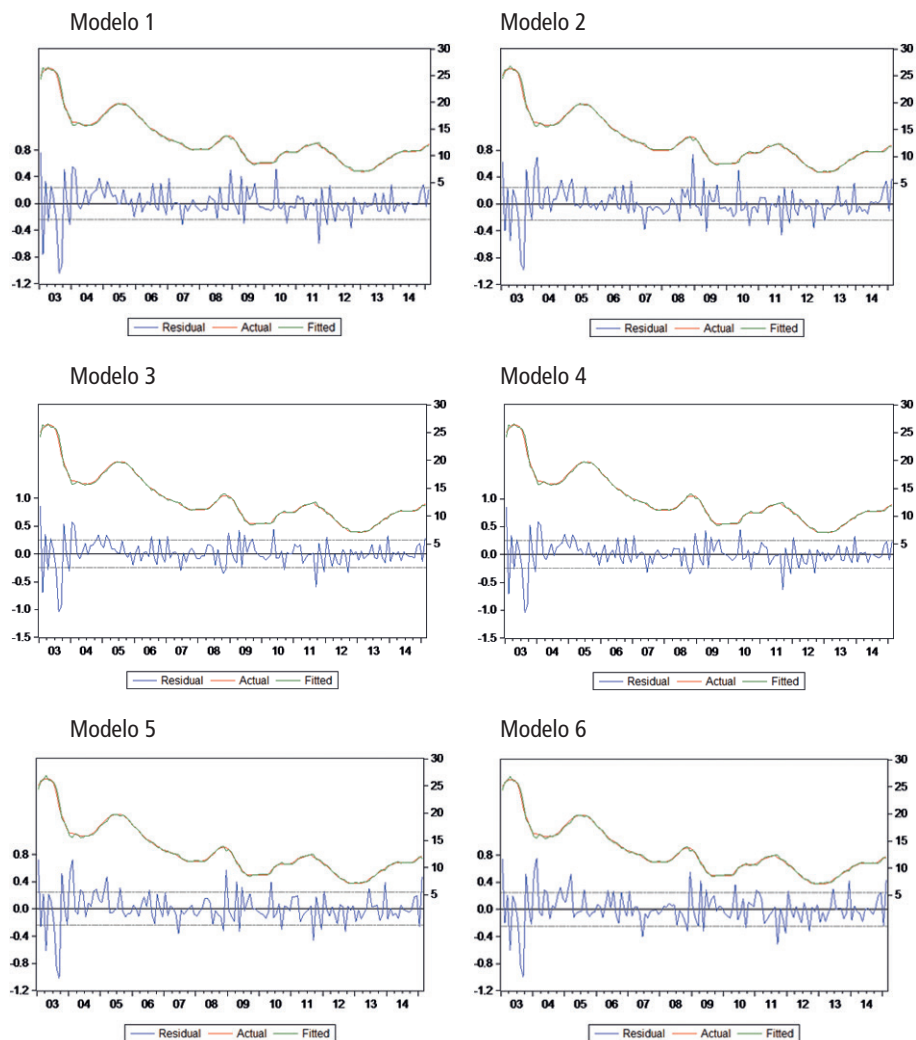
Verifica-se que, quando as variáveis *dcommodity* ou *DF1* são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*desvmeta*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis *não* adicionam conteúdo informacional à estimação da regra de Taylor para o período analisado. E, de fato, observando-se os gráficos do grau de ajustamento da Selic estimada a partir desses modelos e a

18. Clarida, Galí e Gertler (1997) escolhem como instrumentos valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos do hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços das *commodities*, taxa de juros nominal e diferença logarítmica da taxa de câmbio real da moeda do país em relação ao dólar americano.

19. Para mais detalhes, ver a teoria da *commodity currency*. Para uma abordagem desta literatura, ver Souza (2016), que descreve, no primeiro ensaio de sua tese, o arcabouço teórico no qual esta teoria foi desenvolvida, e faz uma revisão da literatura internacional e nacional sobre o assunto.

observada, verifica-se que todos os modelos parecem representar bastante bem o comportamento da Selic.²⁰

GRÁFICO 1
Previsão *in-sample* para os modelos



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

20. As estimativas *backward-looking* foram realizadas em uma primeira versão do presente artigo, e foram apresentadas no 43º Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), em dezembro de 2015. O artigo citado está disponível para *download* em: <<https://bit.ly/40q3uyQ>>.

4.2 Estimativas *out-of-sample* da regra de Taylor

Embora a análise do desempenho de previsão *in-sample* de diferentes regras de Taylor seja importante, o desempenho de previsões *out-of-sample* pode ser uma ajuda útil para selecionar o melhor modelo. As previsões fora da amostra (*out-of-sample*) são utilizadas para determinar se um dos principais indicadores propostos é potencialmente útil para previsão de uma variável-alvo.²¹

Este trabalho utiliza aproximadamente 50% do tamanho da amostra – no caso, 76 observações, para previsões fora da amostra –, e, como critério de acurácia dos modelos, a RMSE e o Mape. Os resultados das estimativas dos modelos *out-of-sample*, para 1, 2, 3 e 4 passos à frente, estão na tabela 3.

TABELA 3
Previsões fora da amostra (*out-of-sample forecasts*) para $h = 1, 2, 3$ e 4 passos à frente (2002-2015)

		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$
Modelo 1	RMSE	0,36198	0,9273	1,648	2,4716
	Mape	3,3636	9,0725	16,391	24,805
Modelo 2	RMSE	0,34783	0,88946	1,5842	2,3859
	Mape	3,2076	8,6594	15,706	23,892
Modelo 3	RMSE	0,37942	0,97848	1,7370	2,5977
	Mape	3,5411	9,5303	17,266	26,031
Modelo 4	RMSE	0,37951	0,97743	1,7311	2,584
	Mape	3,5211	9,4542	17,109	25,767
Modelo 5	RMSE	0,36697	0,9456	1,6824	2,5255
	Mape	3,3941	9,1085	16,579	25,128
Modelo 6	RMSE	0,36782	0,94637	1,6792	2,5153
	Mape	3,3734	9,0238	16,41	24,848
Modelo selecionado por RMSE	-	2	2	2	2
Modelo selecionado por Mape	-	2	2	2	2

Elaboração dos autores.

Obs.: O período de estimação total da amostra é de 2002(3)-2015(2), sendo que o período de inicialização é 2002(3)-2008(8), com 76 observações reservadas para as projeções fora da amostra e o período de teste 2008(9)-2015(2).

A tabela 3 mostra os resultados das previsões *out-of-sample* 1, 2, 3 e 4 passos à frente dos seis modelos de regra de Taylor.²² O modelo 2 é o que apresentou os menores RMSE e Mape para todos os períodos de previsão, mostrando evidências de que a inclusão da taxa de câmbio real melhorou a acurácia do modelo em comparação

21. Para uma discussão detalhada, ver Makridakis, Wheelwright e Hyndman (1998) e Clements e Hendry (1998).

22. Como os coeficientes dos modelos com o termo de suavização da taxa de juros eram parecidos com os modelos lineares, foram utilizados, na previsão fora da amostra, somente os modelos lineares.

ao segundo melhor, o modelo 1. Os modelos 3 e 4 não se mostraram satisfatórios, na medida em que apresentaram RMSE e Mape maiores que as especificações mais básicas da regra de Taylor, mostrando que a inclusão somente do índice de *commodities* e dos seus fatores no modelo básico da regra de Taylor não melhorou sua acurácia. Os modelos 5 e 6 mostraram resultados interessantes: o modelo 5 apresentou um melhor RMSE para os dois primeiros períodos, enquanto o modelo 6 mostrou um melhor RMSE para os dois períodos finais.

Em termos da medida de acurácia Mape, o modelo 2 apresentou melhores resultados para todos os períodos, mostrando evidências de que a inclusão da taxa de câmbio real na função de reação possibilita melhorar o poder de acurácia do modelo. Outro resultado observado é em relação ao uso do índice de *commodities* ou do seu fator. Os modelos 5 e 6 mostram evidências de que o uso de fatores comuns melhora o poder de acurácia do modelo, em detrimento do uso do índice de *commodities* pela medida de acurácia Mape.

Na análise de robustez dos resultados, utilizamos um dos modelos considerado *naïve* para comparar o ajustamento. O modelo *naïve* seria uma regra de Taylor *forward-looking* simples, na qual se incorporam simplesmente as variáveis desvio da meta de inflação e hiato do produto. Consideramos o modelo 1 como esse modelo simples.

Para uma melhor análise comparativa entre os modelos, fez-se a diferença entre o RMSE do modelo da regra de Taylor com especificação *forward-looking* simples – representado pelo modelo 1 – em relação aos outros modelos. Dessa forma, procurou-se verificar quanto outras especificações de modelos, nas quais se incorporam outras variáveis, poderiam melhorar o poder de previsão e o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Outro exercício realizado foi comparar o modelo 4, no qual se acrescentam fatores comuns na especificação básica da regra de Taylor, com outros modelos. Este exercício pretendia verificar se a inclusão dos fatores comuns do índice de *commodities* melhoraria o desempenho dos modelos de previsão, tendo como base o RMSE.

O resultado dessa diferença entre o RMSE do modelo de referência e outros modelos é dado por d . Assim, quando $d > 0$, deduz-se que o RMSE do modelo base é maior que o do modelo ao qual ele está sendo comparado; portanto, o modelo apresenta mais poder de previsão do que o modelo básico. Logo, o mesmo raciocínio é aplicado para $d > 0$, em que, se o RMSE do modelo básico é menor que o modelo com o qual está sendo comparado, isso significa que o modelo básico ostenta um melhor poder de previsão. A tabela 4 exhibe os resultados de d .

TABELA 4
Análise comparativa do RMSE entre os modelos ($d > 0$) ($d < 0$)

	Modelos 1 (regra de Taylor simples) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)			
(1-2)	0,01415	0,03784	0,0638	0,0857
(1-3)	-0,01744	-0,05118	-0,089	-0,1261
(1-4)	-0,01753	-0,05013	-0,0831	-0,1124
(1-5)	-0,00499	-0,0183	-0,0344	-0,0539
(1-6)	-0,00584	-0,01907	-0,0312	-0,0437
	Modelos 4 (inclusão de fatores) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)			
(4-2)	0,03168	0,08797	0,1469	0,1981
(4-3)	0,00009	-0,00105	-0,0059	-0,0137
(4-5)	0,01254	0,03183	0,0487	0,0585
(4-6)	0,01169	0,03106	0,0519	0,0687

Elaboração dos autores.

Obs.: Para $d > 0$, os modelos são melhores que o *naïve* e do que o de fatores. No caso de $d < 0$, os modelos *naïve* e o de fatores apresentaram melhor poder de previsão.

Quando se comparou a regra de Taylor simples (modelo 1) a outras especificações, verificou-se que somente a comparação com o modelo 2 (o qual inclui a variável taxa de câmbio real) gera valores de $d > 0$; para as demais comparações, o valor de $d < 0$, mostrando que o RMSE do modelo 1 é menor do que o das outras especificações.

O modelo 4 (inclusão de fatores comuns na regra de Taylor simples), quando comparado a outras especificações, apresentou valor de $d > 0$, com exceção do modelo 3 (inclui índice de *commodities* na regra de Taylor). Este resultado mostra evidências de que, em uma comparação entre o modelo 4 (inclui fatores) e o modelo 3 (índice de *commodities*), o primeiro tem um melhor poder de previsão para todos os horizontes, com exceção de $h = 1$, assim apoiando o uso de fatores comuns em vez do índice de *commodities*.

Outra medida de acurácia usada para comparação entre os modelos é a estatística U de Theil. Esta foi calculada com base na razão entre o RMSE dos modelos em comparação ao RMSE do modelo base (*naïve*).

$$\text{Estatística U Theil} = \frac{\text{RMSE da Previsão}}{\text{RMSE da Previsão naïve}}. \quad (2)$$

Primeiramente, foi calculado o U de Theil, tendo como modelo base a especificação simples da regra de Taylor. Posteriormente, foi calculado o U de Theil, comparando-se o RMSE dos modelos 1, 2, 3, 5 e 6 em relação à regra de Taylor, tendo sido incluído o fator comum do índice de *commodities* na sua especificação.

TABELA 5
Estatística U de Theil

RMSE – Modelos/RMSE do modelo 1 (regra de Taylor simples <i>forward-looking</i>)				
Modelo 2	0,960909	0,959193	0,961286	0,965326
Modelo 3	1,048179	1,055192	1,054005	1,05102
Modelo 4	1,048428	1,05406	1,050425	1,045477
Modelo 5	1,013785	1,019735	1,020874	1,021808
Modelo 6	1,016133	1,020565	1,018932	1,017681
RMSE – Modelos/RMSE do modelo 4 (regra de Taylor simples <i>forward-looking</i> + fator comum)				
Modelo 1	0,953809	0,948712	0,951996	0,956502
Modelo 2	0,916524	0,909999	0,915141	0,923336
Modelo 3	0,999763	1,001074	1,003408	1,005302
Modelo 5	0,966957	0,967435	0,971868	0,977361
Modelo 6	0,969197	0,968223	0,970019	0,973413

Elaboração dos autores.

Obs.: Se $U = 1$, o método naïve é tão bom quanto o outro modelo de previsão. Se $U < 1$, a técnica de previsão usada é melhor do que a naïve. Se $U > 1$, a técnica não é melhor que a naïve.

A tabela 5 exibe o resultado da estatística de Theil, comparando-se o modelo 1 aos modelos 2, 3, 4, 5 e 6. A estatística de Theil apresentou valor $U < 1$ somente para o modelo 2, confirmando os resultados anteriores. Quando comparado o modelo 4 em relação a outras especificações, tem-se que o $U < 1$ para os modelos 1, 2, 5 e 6. Em relação ao modelo 3, apresentou um valor $U < 1$ somente para o $h = 1$; para todos os outros horizontes de previsão, apresentou um valor de $U > 1$, evidenciando que o uso de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos. Portanto, os resultados apontam que as inclusões da taxa de câmbio real e do fator comum melhoram o poder de acurácia dos modelos. Este resultado condiz com os encontrados para as previsões *in-sample*.

Como estratégia para se verificar a validade dos resultados encontrados, foi realizado exercício de robustez, para isto aplicando-se uma estratégia recursiva sequencial. Os procedimentos adotados para o exercício econométrico são os mesmos, todavia agora, em vez de uma janela fixa, esta é ampliada adicionando-se sequencialmente cada observação da amostra. A amostra começa a partir de um número mínimo de observações e estatísticas, sendo recalculadas adicionando-se uma observação de cada vez. No presente trabalho, a amostra inicial começou utilizando cerca de um quinto da amostra total;²³ no caso, 31 observações. Os resultados obtidos pela análise recursiva exibiram os mesmos RMSE e Mape

23. Felício e Rossi Júnior (2014) utilizam uma amostra inicial de um quinto, sendo que o tamanho da amostra total é de 152 observações.

da previsão estatística, e, portanto, da estatística U de Theil, apresentados para as previsões estáticas, confirmando os resultados encontrados.²⁴

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou, mediante diversas especificações *forward-looking* da regra de Taylor e previsões dentro e fora da amostra, verificar se a inclusão do índice de *commodities* e de uso de fatores comuns melhora o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Os principais resultados para dentro da amostra são trazidos a seguir.

- 1) Pelo critério de informação AIC, o modelo 1 (que inclui as variáveis desvio da meta e hiato do produto) apresentou o melhor resultado.
- 2) Pelo critério de informação BIC, o modelo 4 (que inclui as variáveis desvio da meta, hiato do produto e fator comum) apresentou o melhor resultado.
- 3) Quando as variáveis *dcommodity* ou *DF1* (fator) são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*desvmeta*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis *não* adicionam conteúdo informacional à estimação da regra de Taylor para o período analisado.

Considerando-se as previsões fora da amostra, o modelo 2 é o que apresentou os menores valores do RMSE e do Mape, revelando-se o melhor modelo. Para analisar se a inclusão de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos, comparou-se o modelo 4 às outras especificações. Nesse caso, todos os valores de *d* foram superiores a zero, com exceção da comparação ao modelo 3, no qual se incluiu a variável índice de *commodities*.

As estatísticas de Theil corroboraram os resultados obtidos, confirmando a supremacia do modelo 2. Os resultados foram ainda confirmados quando se realizaram previsões recursivas. Em síntese, os resultados nos sugerem fortemente que, em uma especificação *forward-looking*, a taxa de câmbio é uma variável que deve ser incluída nas estimações da regra de Taylor para o Brasil. Os potenciais efeitos preditivos dos índices de *commodities*, seja em sua totalidade, seja em termos de carga de variabilidade, não se mostraram relevantes nas nossas estimativas, apesar da condição do Brasil como grande exportador de *commodities*. Esperava-se que essa condição pudesse se refletir na função de reação do BCB, dado que choques externos – como alterações dos preços das *commodities* – podem levar a uma mudança nos termos de troca entre bens *tradable* e *non tradables*, tendo como consequência, por um lado, uma apreciação da taxa de câmbio real, e, por outro, um repasse dos

24. Como os resultados das previsões recursivas apresentaram os mesmos RMSE e Mape das previsões estáticas, os resultados não foram apresentados. Todavia, podem ser obtidas com o autor.

preços das *commodities* para os preços domésticos. É certo que esses efeitos podem se compensar entre si, na medida em que um aumento dos preços das *commodities* pode ser compensando por uma apreciação da taxa de câmbio real (*pass-through* reverso). As especificações da regra de Taylor estimadas neste trabalho sugerem que alterações no índice de *commodities* fazem parte da informação amostral do BCB, potencialmente via variações na taxa de câmbio, como evidenciado pelo poder preditivo do modelo em que essa variável é incorporada.

REFERÊNCIAS

- AWOKUSE, T. O.; YANG, J. The information role of commodity prices in formulating monetary policy: a re-examination. **Economics Letters**, v. 79, n. 2, p. 219-224, May 2003.
- BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the US, French and German central banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.
- BLOOMBERG, S. B.; HARRIS, E. S. The commodity-consumer prices connection: fact or fable? **Economic Policy Review**, v. 1, n. 3, p. 21-38, Oct. 1995.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 2, p. 379-408, May 2002. Disponível em: <<https://bit.ly/3G1dnuR>>. Acesso em: 29 mar. 2020.
- CARVALHO, A. de; MOURA, M. L. **What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America?** São Paulo: Insper, 2008. (Insper Working Paper, n. 134).
- CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, n. 1, p. 239-268, Oct. 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3zd4Zo2>>. Acesso em: 29 mar. 2020.
- CECCHETTI, S.; MOESSNER, R. Commodity prices and inflation dynamics. **BIS Quarterly Review**, p. 55-66, Dec. 2008.
- CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K. Commodity currencies. **Journal of International Economics**, v. 60, n. 1, p. 133-160, May 2003.
- CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K.; ROSSI, B. **Can exchange rates forecast commodity prices?** Cambridge, United States: NBER, Mar. 2008. (Working Paper, n. 13901). Disponível em: <<http://bit.ly/3KeJju2>>. Acesso em: 20 maio 2014.
- CHEUNG, C. **Are commodity prices useful leading indicators of inflation?** Ottawa: Bank of Canada, Jan. 2009. (Working Paper, n. 5). Disponível em: <<https://bit.ly/40qWPVd>>. Acesso em: 2 dez. 2013.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER M. **Monetary policy rules in practice: some international evidence.** Cambridge, United States: NBER, Nov. 1997. (Working Paper, n. 6254).

_____. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, Dec. 1999.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, Feb. 2000.

CLEMENTS, M. P.; HENDRY, D. F. (Ed.). **Forecasting economic time series.** Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 1998.

CODY, B. J.; MILLS, L. O. The role of commodity prices in formulating monetary policy. **Review Economics Statistics**, v. 73, n. 2, p. 358-365, May 1991. Disponível em: <<http://bit.ly/3M0utwK>>. Acesso em: 4 nov. 2013.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: evidence from the United Kingdom and the United States. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 8, n. 1, p. 1-31, 2008.

FELÍCIO, W. R. de O.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Common factors and the exchange rate: results from the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 1, p. 49-71. jan-mar. 2014.

FERNANDEZ, C. Y. H. **Câmbio real e preços de commodities: relação identificada através de mudança de regime cambial.** 2003. 86 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA A. **Inflation targeting in emerging market economies.** Cambridge, United States: NBER, Oct. 2003. (Working Paper, n. 10019). Disponível em: <<https://bit.ly/3JTmPBw>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

FREIRE, A. C. B. **Previsão de câmbio e preços de commodities: uma análise empírica do caso brasileiro.** 2009. 113 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

GARNER, C. A. Commodity prices and monetary policy reform. **Economic Review**, v. 70, p. 7-22, Feb. 1985.

_____. Commodity prices: policy target or information variable? **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 21, n. 4, p. 508-514, Nov. 1989. Disponível em: <<http://bit.ly/3lNO4oY>>. Acesso em: 4 nov. 2013.

GERLACH, S. **Asymmetric policy reactions and inflation.** Bank of International Settlements, 2000. Mimeografado.

GERLACH, S. Recession aversion, output and the Kydland-Prescott Barro-Gordon model. **Economics Letters**, v. 81, n. 3, p. 389-394, Dec. 2003.

GEWEKE, J. The dynamic factor analysis of economic time series. *In*: AIGNER, D. J.; GOLDBERGER, A. S. (Ed.). **Latent variables in socio-economic models**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1977.

GOODHART, C. Central bankers and uncertainty. **Bank of England Quarterly Bulletin**, v. 39, p. 102-115, 1999.

HAMPSHIRE, B. N. **O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities**: uma análise empírica. 2008. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting**. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 8., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: Anpec-Sul, 2005.

HUANG, A.; MARGARITIS, D.; MAYES, D. Monetary policy rules in practice: evidence from New Zealand. **Multinational Finance Journal**, v. 5, n. 3, p. 175-200, 2001.

JOHNSTON, J. **Econometric methods**. 3rd. ed. Singapore: McGraw-Hill Book Co, 1984.

KOHLSCHEEN, E. Emerging floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 8, p. 1580-1595, Dec. 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zbZDCR>>. Acesso em: 20 dez. 2015.

LEVIN, A.; WIELAND, V.; WILLIAMS, J. C. Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty. *In*: TAYLOR, J. B. (Ed.). **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999. p. 263-299.

MAKRIDAKIS, S.; WHEELWRIGHT, S. C.; HYNDMAN, R. C. **Forecasting: methods and applications**. 3rd. ed. New York: John Wiley and Sons, 1998.

MARQUIS, M. H.; CUNNINGHAM, S. R. Is there a role for commodity prices in the design of monetary policy? Some empirical evidence. **Southern Economic Journal**, v. 57, n. 2, p. 169-209, Oct. 1990.

MENDONÇA, H. F.; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: an assessment for developing countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 50, p. 196-244, July 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3TVIHC8>>.

MENDONÇA, J. C. de; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Um modelo econométrico para previsão de impostos no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 2, p. 295-329, 2013.

MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil**: constructing credibility under exchange rate volatility. Brasília: BCB, July 2003. (Working Paper Series, n. 77).

MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil**: lessons and challenges. Brasília: BCB, Nov. 2002 (Working Paper Series, n. 53).

MODENESI, A. **Convenção e rigidez na política monetária**: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2008. (Texto para Discussão, n. 1351).

MOHANTY, M. S.; KLAU, M. **Monetary policy rules in emerging market economies**: issues and evidence. Basel: BIS, Mar. 2004 (Working Paper, n. 149).

MONTES, G. C.; FERREIRA, C. F. Effect of monetary policy credibility on the fear of floating: evidence from Brazil. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 5, p. 981-1004, Sept.-Oct. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3KegSiT>>.

NOGUEIRA, R.; LEÓN-LEDESMA, M. Fear of floating in Brazil: did inflation targeting matter? **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 20, n. 3, p. 255-266, 2009.

ORPHANIDES, A. Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 5, p. 983-1022, July 2003.

QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 1, p. 428-443, Mar. 2008.

REGAZZI, A. J. (Org.). **INF 766**: análise multivariada. Viçosa, Minas Gerais: Universidade Federal de Viçosa, 2001. 166 p.

REIS, E. (Org.). **Estatística multivariada aplicada**. Lisboa: Editora Silabo, 1997.

RHEE, C.; LEE, H. **Commodity price movements and monetary policy in Asia**. Basel: BIS, Feb. 2013. (Papers n. 70). Disponível em: <<https://bit.ly/3LVxP3X>>. Acesso em: 20 out. 2013.

ROSOLEN, D.; ARAÚJO, M. V.; LYRIO, M. Previsão do preço de *commodities* por meio das taxas de câmbio. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 813-830, out.-dez. 2013.

RUGE-MURCIA, F. J. A prudent central banker. **IMF Staff Papers**, v. 49, n. 3, p. 456-469, 2002.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

SOUZA, R. G. de. Análise da dinâmica entre preços das *commodities* e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 a 2014:02. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 42., 2014, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: Anpec, 2014.

_____. **Três ensaios sobre política monetária:** preços de *commodities*, taxa de câmbio real e inflação. 2016. 138 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

SOUZA, T. A.; VERÍSSIMO, M. P. O papel das *commodities* para o desempenho exportador brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 293-335, 1999.

_____. Forecasting using principal components from a large number of predictors. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 460, p. 1167-1179, 2002.

SURICO, P. **Inflation targeting and nonlinear policy rules:** the case of asymmetric preferences. Saint Louis: Wustl, Feb. 2004. (Working Paper, n. 0210002).

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preços de *commodities*: uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa no Brasil. **Revista de Economia Política**, Brasília, v. 13, n. 1, p. 93-130, 2012.

WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. **The Manchester School**, v. 67, n. S1, p. 1-35, 1999.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALMEIDA, G.; ALVES, P.; LIMA, E. **Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil:** um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos. Brasília: Ipea, fev. 2012. (Texto para Discussão, n. 1711).

BAI, J. S.; NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, v. 70, n. 1, p. 191-221, 2002.

_____. Forecasting economic time series using targeted predictors. **Journal of Econometrics**, v. 146, n. 2, p. 304-317, 2008.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, jun. 1999. v. 1. n. 1.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, mar. 2015. v. 17. n. 1.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, jun. 2015. v. 17. n. 2.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, set. 2015. v. 17. n. 3.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, dez. 2015. v. 17. n. 4.

BARCELOS NETO, P. C. F. de. Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro. *In*: PRÊMIO BANCO CENTRAL DE MONOGRAFIAS EM POLÍTICA MONETÁRIA, 1., 2003, Brasília, Distrito Federal. **Anais...** Brasília: BCB, 2003.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage, 2008. v. 1. 299 p.

ENDERS, W. (Ed.). **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. **Why are Brazil's interest rates so high?** Milano: Università Bocconi, 2002. (Working Paper, n. 224).

GREENE, W. H. (Ed.). **Econometric analysis**. 6th. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, June 2007. (Texto para Discussão, n. 1285a).

MACROECONÔMICO. **Ipeadata**, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/40MtdRE>>. Acesso em: 3 mar. 2014.

MENDONÇA, H. F. de; TOSTES, F. S. The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy. **Open Econ Rev**, v. 26, p. 787-816, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3M5Dh4t>>.

APÊNDICE A
QUADRO A.1
Descrição dos dados

Variáveis	Descrições	Transformação	Símbolo	Fonte
Taxa básica de juros	Taxa básica de juros acumulada no mês, anualizada	Nível	Selic	BCB (4189) ¹
Expectativa de inflação (IPCA)	Expectativa de inflação obtidas pelo relatório <i>Focus</i> (IPCA – inflação acumulada para os próximos doze meses – variação %; valor mensal como média das medianas diárias)	Nível	Inf_e (EXIPCA)	BCB
IPCA	IPCA em doze meses Período	Nível	IPCA	IBGE (13522) ¹
Desvio esperado da meta	Desvio da inflação esperada em relação à média, considerando-se a ponderação das metas corrente e do ano seguinte, com base na expressão de Minella <i>et al.</i> (2002)	Nível	Desvmeta	BCB
Produto	Índice dessazonalizado da produção industrial (média 2012 = 100)	Nível	IBC-Br	IBGE
Hiato do produto	Diferença entre a produção industrial e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP).	Nível	Hiato	IBGE e BCB
Taxa de câmbio	Taxa de câmbio efetiva real (IPCA)	Primeira diferença	TCR	BCB (11752) ¹
Fator comum	Análise fatorial, na qual os fatores foram obtidos através da análise de componentes principais.	Primeira diferença	F1 (componente 1)	Elaboração própria a partir dos dados do FMI
Preços de todas as <i>commodities</i>	Índice de preços de todas as <i>commodities</i> , 2005 = 100; inclui tanto o índice de preços de combustível quanto o de não combustível.	Primeira diferença	Commodity	FMI
Preços não combustível	Índice de preços não combustível, 2005 = 100; inclui alimentos e bebidas e índice de preços industrial.	Nível	PNCB	FMI
Preços de alimento e bebidas	Índice de preços de alimentos e bebidas de 2005 = 100; inclui índice de preços de alimentos e bebidas.	Nível	PAB	FMI
Preços de alimentos	Índice de preços de alimentos de 2005 = 100; inclui índice de preços de cereais, óleos vegetais, carne, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas.	Nível	PA	FMI

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Preços de bebidas	Índice de preços de bebidas, 2005 = 100; inclui café, chá e cacau.	Nível	PB	FMI
Preços de insumos industriais	Índice de preços de insumos industriais de 2005 = 100; inclui índice de preços de matérias-primas agrícolas e índice de preços de metais.	Nível	PIND	FMI
Preços de matérias-primas agrícolas	Índice de matérias-primas agrícolas, 2005=100; inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borraça e couro cru.	Nível	PMP	FMI
Preços de metais	Índice de preços de metais, 2005 = 100; inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio.	Nível	PMET	FMI
Preços de energia	Índice de combustível (energia), 2005 = 100; inclui índice de preços de óleo cru (petróleo), gás natural e carvão.	Nível	Pene	FMI
Preços do petróleo	Índice de preços de petróleo bruto (petróleo), 2005 = 100; média simples dos três preços à vista – Datação Brent, West Texas Intermediate e Dubai.	Nível	PPET	FMI

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Refere-se ao número das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB).

APÊNDICE B

QUADRO B.1

Estudos empíricos sobre estimativas da regra de Taylor – Brasil

Autor	Países e períodos	Principais variáveis	Metodologia	Principais resultados
Minella <i>et al.</i> (2002)	Dados mensais (jul. 1999-jun. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA), média ponderada dos desvios da meta de inflação e produção industrial (ajustada sazonalmente).	Mínimos quadrados ordinários (MQO)	As metas de inflação têm funcionado como importante coordenador de expectativas; o Banco Central do Brasil (BCB) reage à inflação, e a redução da volatilidade da inflação e o repasse dos preços administrados são maiores.
Favero e Giavazzi (2002)	Dados mensais (fev. 1999-mar. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA).	MQO	Constata-se que o comportamento do Banco Central do Brasil é mais bem descrito pelas expectativas.
Figueiredo e Ferreira (2002)	Dados mensais (abr. 1999-set. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos doze meses e meta de inflação.	MQO	Encontrou evidências de que o BCB reage com mais intensidade à inflação livre do que à administrada.
Minella <i>et al.</i> (2003)	Dados mensais (jul. 1999-dez. 2002 e jan. 2000- dez. 2002)	Expectativa de inflação, meta de inflação, variação da taxa de câmbio nominal, produção industrial (ajuste sazonal) como <i>proxy</i> para o produto e hiato do produto, usando filtro Hodrick Prescott (HP).	MQO	Alto grau de suavização da taxa de juros, os coeficientes das expectativas de inflação são maiores que 1 e significativamente diferentes de zero em todas as especificações.
Muinhos (2004)	Dados trimestrais (abr. 1994-fev. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), taxa de câmbio nominal.	MQO e previsões dentro e fora da amostra	Com a inclusão da taxa de câmbio na regra de Taylor, a volatilidade do produto aumenta após um choque negativo no fluxo de capitais.
Holland (2005)	Dados mensais (jul. 1999-jan. 2005)	Taxa Selic, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice de produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial (filtro HP e tendência linear), hiato do produto, taxa de câmbio real (R\$/US\$).	Método dos momentos generalizados (GMM).	O coeficiente da taxa de câmbio não se mostrou significativo e foi interpretado como prova de que o BCB não sofre com o medo de flutuar. Ou seja, o Brasil não sofre com o <i>fever of floating</i> .
Bueno (2005)	Dados trimestrais para EUA (jan. 1960-abr. 2003) Dados trimestrais e mensais para o Brasil (fev. 1991-abr. 2003 e fev. 1990-dez. 2003 respectivamente)	Taxa de juro nominal (Selic), índice de preços ao consumidor, expectativa da taxa de inflação, produção industrial, hiato do produto e consumo de energia.	Markov Switching	Os resultados mostraram que o parâmetro de inflação da regra de Taylor dos Estados Unidos é menor do que 1 em muitos períodos, contrastando fortemente com o trabalho de Clarida, Gali e Geller (2000).
Soares e Barbosa (2006)	Dados mensais (maio 2000-2005)	Taxa de juros, IPCA, expectativa de inflação, produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial, taxa de câmbio efetiva real (índice) e taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo.	Estimação por método de mínimos quadrados em dois estágios.	Um dos principais resultados é que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estaria compreendida entre 8% e 10% ao ano, os coeficientes de longo prazo para inflação possuem valores no intervalo entre 1,57 e 3,57, de forma que o BCB reagiu agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra.
Mendonça (2007)	Dados mensais (jul. 1999-nov. 2004)	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos doze meses, meta de inflação, IPCA, taxa de câmbio, taxa de desemprego e produção física industrial.	MQO modelo autorregressivo vetorial (VAR)	Apresentou evidências de que o BCB reage com mais intensidade à inflação livre do que à administrada.

(Continua)

(Continuação)	Autor	Países e períodos	Principais variáveis	Metodologia	Principais resultados
	Lima, Maka e Mendonça (2007)	Dados mensais (jul. 1996-jan. 2006)	Taxa de inflação medida pelo IPCA, taxa de juros nominal (Selic), taxa de câmbio nominal, compra no fim do período, produção industrial e reservas cambiais.	Markov Switching	Como resultados, os parâmetros de inflação da regra de Taylor dos Estados Unidos são inferiores a 1 em muitos períodos.
	Cavalho e Moura (2008)	Dados mensais (jan. 1999-jan. 2008)	A inflação é uma média móvel de doze meses do índice de preços ao consumidor para cada país; taxa de inflação esperada acumulada, produção industrial e seu hiato e taxa de câmbio nominal.	Estimação MQO e previsões fora da amostra.	A comparação indica que as regras <i>backward-looking</i> superam as <i>forward-looking</i> nas taxas de juro de previsão, insinuando que a inflação passada ainda é um importante determinante da inflação esperada em países emergentes.
	Pagano e Rossi Júnior (2009)	Dados mensais (jul. 2000-ago. 2008)	Dados em tempo real: meta para a taxa de juros, Selic anualizada definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), do último dia de cada mês, expectativa de inflação para os doze meses seguintes (<i>Focus</i>), desvio da inflação em relação à meta, produção industrial mensal dessazonalizada.	Estimação linear (MQO), modelos não lineares (Modelos de transição suave (STR), estimação através do ciclo de modelagem (<i>modelling cycle</i>))	Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de não linearidade na função de reação do BCB. Além disso, os resultados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que, dada uma estrutura econômica novekeynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas à recessão.
	Qin e Enders (2008)	Dados trimestrais (1 ^a quadrim. 1967-2 ^a quadrim. 1979; 3 ^a quadrim. 1979-4 ^a quadrim. 1995; e 4 ^a quadrim. 1987- 4 ^a quadrim. 2005)	Dados em tempo real, taxa de inflação, taxa de juros e hiato do produto.	Estimação por mínimos quadrados não lineares (NLS) para os primeiros dois períodos e GMM para o último período. Previsões dentro e fora da amostra.	Os autores apresentaram evidências de que a inflação passada pode ser uma boa <i>proxy</i> para a inflação futura, principalmente em países emergentes, nos quais a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.
	Nogueira Júnior e León-Ledesma (2009)	Dados mensais (jan. 1995-dez. 2007)	Taxa de juros, variação da taxa de câmbio, taxa de inflação, variação dos preços dos bens importados, crescimento do produto.	MQO (OLS) e vetor autorregressivo estrutural (SVAR)	Os autores chegam à conclusão de que, no caso da economia brasileira, estas intervenções realizadas pelo BCB podem ser interpretadas mais como "medo da inflação" do que "medo da flutuação".
	Mendonça e Tiberto (2017)	Dados de 114 países, dados anuais (1990-2013)	Taxa de inflação doméstica, volatilidade da inflação doméstica, <i>NP</i> /produto, grau de abertura financeira dos países, variáveis <i>dummy</i> , abertura comercial, <i>proxy</i> para medida de incerteza global, <i>gap</i> do produto e risco da política fiscal.	Dados em painel	O principal resultado obtido pelos autores é que as expectativas se revelam importantes para atenuar os efeitos do ERPT sobre a inflação e sua volatilidade nos países emergentes.
	Montes e Ferreira (2019)	Dados mensais (jul. 2002-dez. 2015)	Taxa básica de juros nominal e real (Selic), taxa de câmbio, desvio da inflação em relação à meta, <i>gap</i> do produto e todas as suas correspondentes expectativas doze meses à frente e uma variável <i>dummy</i> para verificar o período de 2008 a 2012. Ademais, quatro índices de credibilidade monetária.	Estimação por MQO e Método dos Momentos Generalizados (GMM).	Como resultado, verificou-se que os coeficientes corroboram os resultados encontrados na literatura da regra de Taylor. No que diz respeito aos coeficientes da taxa de câmbio, estes se mostraram positivos e significativos, mostrando evidências de que o BCB reage a variações na taxa de câmbio.
	Montes e Ferreira (2020)	Dados trimestrais (1 ^a quadrim. 2000-4 ^a quadrim. 2017)	Amostra de 47 países (dos quais 32 são países em desenvolvimento, 26 são países de metas de inflação e dezessete são países em desenvolvimento com metas de inflação). Variáveis: taxa de câmbio, taxa de juros, desvio da inflação em relação à meta, <i>gap</i> do produto, variação da taxa de câmbio e índice de credibilidade.	Dados em painel <i>Generalized Method of Moments</i> (S-GMM).	O principal resultado encontrado pelos autores é que a credibilidade da política monetária é capaz de mitigar o chamado "medo de flutuar" (variações cambiais num regime de câmbio flutuante). Os autores mostram também que, nos países em desenvolvimento que adotam o regime de metas de inflação, o "medo de flutuar" mostra-se mais intenso, o que pode ser explicado pelo receio a aumentos da inflação doméstica.

Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS

- BUENO, R. de L. da S. The Taylor rule under inquiry: hidden states. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA, 32., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal, 2005.
- CARVALHO, A. de; MOURA, M. L. **What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America?** São Paulo: Insper, 2008. (Working Paper, n. 134).
- 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, Feb. 2000.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Why are Brazil's interest rates so high?** Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, 2002. (Working Paper, n. 224).
- FIGUEIREDO, F. M. R.; FERREIRA, T. P. **Os preços administrados e a inflação no Brasil.** Brasília: BCB, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 59).
- HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting.** *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 8., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: Anpec-Sul, 2005.
- LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil.** Rio de Janeiro: Ipea, June 2007. (Texto para Discussão, n. 1285a).
- MENDONÇA, H. F. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3 (107), p. 431-451, jul.-set. 2007.
- MENDONÇA, H. F.; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: an assessment for developing countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 50, p. 196-244, July 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3TVIHC8>>.
- MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges.** Brasília: BCB, Nov. 2002. (Working Paper Series, n. 53).
- _____. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.** Brasília: BCB, July 2003. (Working Paper Series, n. 77).
- MONTES, G. C.; FERREIRA, C. F. Effect of monetary policy credibility on the fear of floating: evidence from Brazil. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 5, p. 981-1004, Sept.-Oct. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3KegSiT>>.

_____. Does monetary policy credibility mitigate the fear of floating? **Economic Modelling**, v. 84, p. 76-87, Jan. 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3M0yBNa>>.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 34, n. 2, p. 269-296, abr.-jun. 2004.

PAGANO, T. de A.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Uma análise da não-linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: avesso a inflação ou a recessão?** São Paulo: Insper, 2009. (Working Paper, n. 188).

QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 1, p. 428-443, Mar. 2008.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. **Biometrika**, London, v. 71, n. 3, p. 599-607, Dec. 1984.

SCHALING, E. **The non-linear Phillips curve and inflation forecast targeting.** London: Bank of England, 1999. (Working Paper, n. 98).

_____. The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting: symmetric versus asymmetric monetary policy rules. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 36, n. 3, p. 361-386, June 2004. Disponível em: <<http://bit.ly/3Zpvlhl>>. Acesso em: 21 maio 2015.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

Originais submetidos em: abr. 2017.

Última versão recebida em: jan. 2021.

Aprovada em: jan. 2021.

IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO PROJETO JOVEM DE FUTURO¹

Sandra Valéria Araújo Macedo²

Ricardo Brito Soares³

Alessandra de Araujo Benevides⁴

Este artigo avalia o impacto de uma intervenção educacional público-privada denominada Projeto Jovem de Futuro (PJF) do Instituto Unibanco (IU). Focando na gestão escolar por resultados (GEpR) e na autonomia das escolas, o projeto tem por objetivo aumentar a proficiência dos alunos e reduzir a evasão escolar nas escolas públicas estaduais de ensino médio regular. Este estudo investiga os efeitos distributivos nos escores individuais de língua portuguesa e matemática dos estudantes de 123 escolas beneficiadas pelo projeto no Ceará, com uso do método experimental. Efeitos heterogêneos foram observados ao longo da distribuição das notas nas duas disciplinas, ao se utilizar modelos de efeitos de tratamento quantílicos – EQTs (Firpo, 2007). Efeitos comparativamente maiores do programa foram observados em matemática para quantis mais altos, enquanto na prova de português o diferencial maior ocorreu para estudantes do quantil mais baixo da distribuição.

Palavras-chave: economia da educação; avaliação de impacto; qualidade da educação no ensino médio; gestão escolar.

DISTRIBUTIONAL IMPACTS OF THE JOVEM DE FUTURO PROGRAM

This article evaluates the distributional impacts of an educational public-private partnership intervention called Jovem de Futuro (Youth of Future). By focusing on a results-based management model (RBM) and school autonomy, the program aims to improve high-school academic achievement and dropout rates in state public schools. We investigate the effects of the program on language and math scores for students from 123 treated schools in the state of Ceara. We report heterogeneous treatment effects across the score distribution for both disciplines using quantile treatment effects (QTE) models (Firpo, 2007). While treatment effects of the program were comparatively higher for top quantiles in math, the impact was bigger in bottom quantiles of the score distribution of language tests.

Keywords: economics of education; impact evaluation; education quality in high school; school management.

JEL: I21; D02; C31; H75.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, apesar de considerável expansão no acesso à educação, o Brasil não conseguiu desenvolver um sistema educacional público capaz de alcançar o nível de proficiência necessário para alavancar seu desenvolvimento e promover equidade. O nível de proficiência dos estudantes brasileiros avaliado pelo Programa

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art5>

2. Candidata a PhD na Universidade de East Anglia, Reino Unido. *E-mail:* <s.macedo@uea.ac.uk>.

3. Professor associado no curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* <ricardosoares@caen.ufc.br>.

4. Professora adjunta no campus de Sobral da UFC. *E-mail:* <alessandra@ufc.br>.

Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) está entre os piores do mundo, bem atrás dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Em 2018, na última edição do Pisa, 68,1% dos estudantes de 15 anos não alcançaram o nível 2 de proficiência em matemática, considerado o nível mínimo para uma participação cidadã. Em relação ao letramento em leitura, 50% dos discentes não chegaram ao nível 2, o que significa que os alunos têm grande dificuldade quando se deparam com material pouco familiar ou um pouco mais extenso e não conseguem envolver-se com um texto.

No âmbito nacional, as escolas públicas estaduais do ensino médio são as que apresentam o pior desempenho. O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) da 3ª série do ensino médio da rede pública estadual em 2017 ficou dois pontos abaixo da pontuação média das escolas particulares. Esse resultado está estagnado nos últimos doze anos, no qual o pior desempenho se encontra na região Nordeste. As desigualdades educacionais detêm forte relação com as desigualdades salariais e as diferenças regionais (Barros e Mendonça, 1997; Barros, 2011).

Além da insuficiente proficiência dos estudantes, outro problema são as elevadas taxas de repetência, evasão e abandono escolar nessa etapa de ensino. Em 2018, somente 63% dos jovens de 15 a 17 anos estavam matriculados no ensino médio, 21% ainda cursavam o ensino fundamental, e cerca de 8% – ou seja, 787 mil jovens – não estudavam e não tinham concluído o ensino médio (Cruz e Monteiro, 2019). Esses dados contrastam com os da população na faixa etária de 6 a 14 anos, em que a matrícula está acima de 90%, o que indica que a escola perde atratividade quando o jovem ingressa no ensino médio.

Uma vez que o ensino médio é a ponte para a universidade e o mercado de trabalho e representa o nível mínimo de qualificação requerido para colocação profissional, esses resultados têm fortes implicações para o futuro dos jovens (OECD, 2018). Dos 7,7 milhões de estudantes cursando o ensino médio em 2018, 6,8 milhões são oriundos de escolas públicas (Cruz e Monteiro, 2019), nas quais a grande maioria buscará oportunidades no ensino superior ou no mercado de trabalho em condição de desvantagem. O *Relatório Brasil no Pisa 2018* (Inep, 2020) aponta que a diferença de proficiência em leitura entre estudantes da rede privada e da rede pública estadual é de 106 pontos. Esse fosso educacional é a ainda maior se as escolas privadas são comparadas à rede municipal (180 pontos). Jovens que abandonaram os estudos têm mais probabilidade de enfrentar desemprego crônico e assumir trabalhos precários. Eles também terão saúde mais frágil, maiores índices de mortalidade e demandarão mais assistência do governo (Rumberger e Lim, 2008). A situação dos “nem-nem” deriva desse fenômeno e tem sido apresentada como uma preocupação crescente na América Latina (de Hoyos, Rogers e Székely, 2016).

Barros *et al.* (2017) discorrem sobre os diversos motivos para essa perda de aderência do jovem ao sistema escolar, que estão relacionados tanto ao desenvolvimento natural etário (gravidez na adolescência e trabalho precoce), como a fatores de oferta do sistema (qualidade do ensino, clima, reprovação e falta de políticas de incentivo). Eles avaliam que os custos privados e sociais do baixo engajamento escolar dos jovens se acercam aos R\$ 100 bilhões, quantia maior que o total de investimentos em educação no país. Bruns, Evans e Luque (2012), por sua vez, estimaram que os custos de reprovação representam quase 12% do orçamento da pasta.

Nesse contexto, o maior desafio no campo educacional é formular e implementar políticas educacionais efetivas para melhorar o desenvolvimento humano dos jovens. Hanushek (2003) mostra que as políticas baseadas em aumentos quantitativos de recursos escolares não apresentam efeitos significantes no desempenho do aluno. Atualmente, pesquisadores estão mais preocupados com a forma que esses recursos são usados e em como as escolas se organizam (Glewwe e Kremer, 2006; Tavares, 2015; Wößmann, 2016; Menezes-Filho, 2007). O papel de uma gestão escolar eficiente e de intervenções de múltipla ação que atuem nos vetores cognitivos e socioemocionais do jovem tem sido crescentemente destacado (Bassi *et al.*, 2012; Cunha e Heckman, 2007; Heckman e Rubinstein, 2001). As parcerias público-privadas (PPPs) também ganham destaque. Patrinos, Bareera-Osorio e Guáqueta (2009) mostram a tendência crescente dessas parcerias nos sistemas educacionais e o papel do setor privado nos processos de gestão escolar.

O Projeto Jovem de Futuro (PJF) do Instituto Unibanco (IU) contempla todas essas propostas. Com ações orientadas para a gestão escolar por resultados (GÉpR), esse projeto tem por objetivo aumentar a proficiência dos alunos e reduzir a evasão escolar nas escolas públicas estaduais que ofertam o ensino médio regular. Em formato de PPP, o projeto fornece apoio técnico e financeiro para ajudar as escolas a desenvolverem e implementarem seus planos de melhoria de qualidade (Bruns, Evans e Luque, 2012). O escopo do PJF contempla diversos canais reconhecidos cientificamente por estimularem de forma positiva o desempenho acadêmico dos estudantes, tais como: qualidade e incentivos ao docente (Chetty, Friedman e Rockoff, 2014a; 2014b; Lavy, 2015; Hanushek e Rivkin, 2006; Meyer, 1997; Lazear, 2003); práticas pedagógicas (Bruns e Luque, 2015) e frequência do professor (Duflo, Hanna e Ryan, 2012); *accountability* (Deming *et al.*, 2016; Rockoff e Turner, 2010); gestão e autonomia da escola (Bloom *et al.*, 2015; Barros e Mendonça, 1997; Tavares, 2015); incentivos aos alunos (Jackson, 2010; Fryer, 2010); efeitos dos pares (Hanushek *et al.*, 2003; Hoxby, 2000; Duflo, Dupas e Kremer, 2015); uso de avaliação em larga escala (Fernandes e Gremaud, 2009); e existência de colegiados com participação de pais e comunidade (Sheldon, 2007; Gertler, Patrinos e Rubio-Codina, 2012; Barros e Mendonça, 1997).

O projeto inova ao incorporar, desde sua concepção, um desenho experimental que favorece metodologicamente a avaliação de impacto rigorosa do programa.⁵ Os potenciais efeitos do PJJ foram analisados pela equipe de avaliação do programa (Barros *et al.*, 2012; 2017) e, de forma independente, por outros pesquisadores (Silva, 2010; Ferreira, 2014; Takeuti, 2014; Rosa, 2015; Finamor, 2017). Todos esses estudos⁶ encontraram efeitos médios positivos do projeto para diversos contextos e indicadores de resultado. No entanto, à exceção de Barros *et al.* (2017), todos se centraram na fase-piloto do projeto, denominada primeira geração. Este artigo, por sua vez, analisa a segunda geração, segunda fase do projeto, quando o PJJ passou a ser implementado em larga escala em cinco estados da Federação,⁷ entre eles, o Ceará.

O estudo visa investigar se a implementação no Ceará foi bem-sucedida, em termos de desempenho acadêmico dos estudantes, nos diversos quantis de distribuição. Até o momento da elaboração deste artigo, esta era a primeira avaliação dessa fase do programa que utilizou microinformações do aluno, o que confere mais poder estatístico ao teste. A avaliação do PJJ no Ceará contribui com a literatura por apresentar um estudo em contexto diferente dos pilotos e após implementação em larga escala em um estado da Federação.

O estudo de caso ganha destaque pelo uso de informações de acompanhamento dos mesmos alunos do primeiro e últimos anos do ensino médio,⁸ e pela aplicação de modelos de efeitos de tratamento quantílicos (EQTs) de Firpo (2007), em contraste com a regressão quantílica (RQ) tradicional (Koenker e Bassett Junior, 1978). A grande vantagem de usar esse método é que as estimativas de impacto do tratamento permanecem assintoticamente eficientes quando as variáveis de controle são adicionadas à regressão linear. Essa propriedade não ocorre em RQs tradicionais, quando os efeitos estimados são todos condicionados aos controles, o que afeta a interpretação dos resultados. Firpo (2007) propôs um modelo semiparamétrico de regressão quantílica, a fim de adequar os parâmetros de efeitos não condicionados de tratamentos em cada quantil à teoria do modelo de resultados potenciais. Por isso, este é mais adequado para estimar o tratamento exógeno de uma variável de política ou projeto social, como é o caso do PJJ, que o modelo tradicional de Koenker e Bassett Junior (1978).

5. Essa ferramenta usa a técnica de experimentos com controle aleatório (RCT – em inglês, *randomized controlled trials*). Para mais informações, ver Duflo, Glennester e Kremer (2007).

6. No apêndice B, é possível encontrar um resumo desses estudos.

7. Os estados da segunda geração são: Ceará; Piauí; Goiás; Pará; e Mato Grosso.

8. Embora as informações sejam de painel, as análises de desempenho são realizadas apenas para os alunos do 3º ano do ensino médio, quando encerra o ciclo de atuação do programa. Esse procedimento também foi realizado em Barros *et al.* (2012). No entanto, o uso das notas dos alunos do primeiro ano como controles adicionais nas regressões quantílicas aumenta o poder estatístico do teste e, também, é uma contribuição do estudo.

As variáveis de interesse são os escores individuais de matemática e português nos testes padronizados aplicados em larga escala pela Secretaria de Educação do Ceará (Seduc),⁹ em lugar dos testes aplicados na fase-piloto do programa pelo IU. A amostra é composta pelos estudantes matriculados (N = 14k) nas 148 escolas que fizeram parte do grupo de avaliação do ciclo 2 do PJF no Ceará, no período 2013-2015.¹⁰

Os resultados confirmam a hipótese de que existem efeitos heterogêneos na distribuição de notas, tanto em português quanto em matemática; porém, o comportamento não é o mesmo nas duas disciplinas. Enquanto na primeira o efeito foi maior nos quantis inferiores; na segunda, ocorreu o inverso.

Adicionalmente, este estudo pretende contribuir com a literatura ao proporcionar uma revisão dos estudos de avaliação de impacto do PJF, com uma síntese de seus principais achados.

Além desta introdução, este artigo detalha na segunda seção a descrição e uma revisão das avaliações do programa realizadas até o momento. Na terceira seção, descrevem-se as bases de dados utilizadas e as estatísticas descritivas iniciais do plano de avaliação experimental. Na quarta seção, abordam-se a estratégia empírica e o modelo de avaliação de impacto. Na quinta seção, expõem-se os resultados encontrados. Na sexta seção, realiza-se a conclusão do estudo.

2 O PROJETO JOVEM DE FUTURO

O PJF é uma tecnologia educacional desenvolvida pelo IU, em associação às secretarias estaduais de educação, em resposta ao desafio de aumentar a taxa de conclusão e melhorar a qualidade da educação no ensino médio. Trata-se de proposta que introduz nas escolas um modelo de gestão escolar participativa e voltada para resultados (GEpR), que concentra todos os esforços da comunidade escolar na aprendizagem do aluno.

O instituto oferece apoio técnico e financeiro às escolas, enquanto as secretarias de educação operacionalizam o programa no âmbito estadual. O apoio técnico consiste na capacitação de todos os agentes escolares em processos administrativos e pedagógicos, para que as escolas possam adequar os recursos, os processos e as práticas, a fim de desenvolver o interesse do aluno pela escola e aumentar seu envolvimento no processo de aprendizagem. Diretores, coordenadores e supervisores também recebem treinamento em práticas e ferramentas de gestão por resultados.

9. Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (Spaece).

10. Cada ciclo é composto pelos três anos de duração, tempo esperado para conclusão do ensino médio.

O projeto viabiliza o suporte financeiro por meio de orçamento adicional no valor de R\$ 100,00/aluno,¹¹ que visa auxiliar a escola a implementar seu plano de melhoria de qualidade. Contudo, esse recurso deve atender às regras de aplicação em três áreas-chave: melhorias em infraestrutura (até 40%); ações de incentivos aos professores (mínimo de 20%); e incentivos aos alunos (mínimo 20%), cada uma contemplando atividades como as citadas a seguir.

- 1) Incentivos para professores: sistema de premiação por pontualidade; assiduidade e resultados de seus alunos; acesso à capacitação; e fundos para projetos pedagógicos.
- 2) Incentivos para alunos: bolsas-monitoria; fundos para atividades; acesso a atividades culturais; premiação por desempenho; e fundo de necessidades especiais.
- 3) Melhorias na infraestrutura: aquisição de equipamentos; recursos pedagógicos e materiais didáticos; e pequenos reparos no ambiente físico (IU, 2009).

Para serem elegíveis ao benefício, as escolas participantes devem assinar um termo formal assumindo algumas obrigações. O grande compromisso destas é desenvolver e implementar um plano de melhoria de qualidade para cada ciclo de três anos, contendo todas as estratégias e ações a serem executadas ao longo do período, com o objetivo de alavancar os resultados da escola, seguindo o “circuito de gestão”¹² do programa. Outra obrigação relevante é a criação de um grupo gestor formado por representantes da comunidade escolar, que contempla, além de diretor, coordenadores e professores, estudantes, funcionários da escola, pais e a comunidade local. Esse grupo é responsável por algumas decisões da gestão escolar, incluindo o controle e a prestação de contas do orçamento do projeto (IU, 2012).

O planejamento começa com o diagnóstico, elaborado pelos integrantes do grupo gestor, no qual se retrata a situação geral da escola e são identificados os fatores que impactam negativamente os resultados. O diagnóstico é o principal insumo para a construção do plano de melhoria de qualidade. Com base nas demandas identificadas, cada escola define suas metas e prioridades, bem como as iniciativas e as atividades para alcançá-las, alocando os recursos financeiros a cada uma destas. Esse conjunto de estratégias forma a matriz lógica de planejamento que é a principal ferramenta para atingir os objetivos do projeto (IU, 2011). Nessa fase, o instituto disponibiliza as ferramentas e um leque de metodologias e intervenções para auxiliar as escolas a desenvolverem suas próprias matrizes de planejamento.

11. Inicialmente, esse montante era proporcional ao total de matrículas da escola, mas o parâmetro foi revisado na segunda etapa da fase-piloto, passando a considerar apenas o total de matrículas no ensino médio.

12. Inspirado no modelo do PDCA, envolve os quatro passos do processo de melhoria contínua de produtos e serviços: P (*plan* – planejar); D (*do* – fazer); C (*check* – verificar); e A (*act* – agir). Esse modelo é a base da gestão por resultados.

Os gestores têm autonomia para escolher as que mais se adequam à realidade dos alunos e são livres para adotar suas próprias metodologias.

A escola deve ainda estar integrada a uma rede educacional, criada para promover a troca de experiências e conhecimentos entre os membros e estimular o apoio mútuo na execução do plano em cada estado. Participam dessa rede todos os envolvidos no PJJ, desde consultores do IU, gestores das escolas, coordenadores, supervisores e professores, incluindo-se os supervisores das unidades regionais e as equipes de técnicos das secretarias de educação.

O projeto é monitorado durante toda a sua execução nos três anos do ensino médio, e correções podem ser realizadas ao longo do processo. Uma avaliação de impacto rigorosa é realizada após a implementação, graças ao plano experimental incorporado ao projeto. O experimento com controle aleatório (RCT) é considerado o “padrão-ouro” das técnicas de avaliação, porque gera resultados não enviesados e auferir resultados mais confiáveis sobre a efetividade das intervenções (Duflo, Glennester e Kremer, 2007). O método permite inferir sobre as cadeias causais envolvidas, gerando evidências que poderão validar ou não as teorias de mudança que serviram de base para a intervenção.¹³

A proposta do projeto parte da premissa de que toda educação de qualidade é fruto de uma gestão de qualidade. Portanto, quando a escola recebe a devida capacitação e aloca bem os recursos, comprometendo-se com o aprendizado do aluno e estimulando a integração dos diversos atores envolvidos no ambiente escolar, por meio dos incentivos corretos, é possível elevar o nível de proficiência média dos alunos e reduzir as desigualdades educacionais (IU, 2009).

O primeiro experimento “laboratorial” foi implementado em 2007, em quatro escolas públicas de São Paulo (IU, 2010). Essa foi a fase de teste para a estruturação da proposta com o sistema público e desenvolvimento dos pilotos, que foram implementados no ano seguinte. Na sequência, a fase-piloto foi realizada em duas etapas: a primeira, em 2008, envolveu vinte escolas da Região Metropolitana (RM) de Belo Horizonte-MG e 22 da RM de Porto Alegre-RS; a segunda, em 2009, envolveu 45 escolas do estado de São Paulo (RM e Vale do Paraíba – VP) e quinze escolas da cidade do Rio de Janeiro. Após avaliação dos pilotos, com os bons resultados auferidos, o projeto foi validado pelo Ministério da Educação (MEC) para aplicação em larga escala. A partir de 2012, foi iniciada a fase de disseminação da tecnologia para outros estados, quando o PJJ se associou a dois programas do

13. Ver Duflo, Glennester e Kremer (2007), para mais informações.

MEC,¹⁴ tornando-se uma política pública (IU, 2012). Essa nova fase do projeto ficou conhecida como a segunda geração.¹⁵

A parceria com o Ceará ocorreu desde o início da segunda geração, em 2012. O primeiro ciclo de implementação do PJJ (ciclo 1) beneficiou cem escolas distribuídas em todo o estado durante os três anos do ensino médio. A seleção das escolas do primeiro ciclo baseou-se no critério dos cinquenta melhores e cinquenta piores resultados do Spaece de 2011. Em 2013, foi iniciado o segundo ciclo (ciclo 2), o que beneficiou um novo grupo de 123 escolas, oriundas de todas as coordenadorias regionais de desenvolvimento da educação (Credes) e as superintendências das escolas estaduais de Fortaleza (Sefors).¹⁶ Em 2014, participaram mais 124 escolas (ciclo 2), e, nos anos subsequentes, novas escolas iam ingressando no projeto. Em 2015, havia um total de 439 escolas participantes – ou seja, quase 70% da rede estadual; a partir de 2017, todas as escolas da rede estadual aderiram ao programa.

Enquanto as escolas do primeiro ciclo foram escolhidas pelo seu desempenho (melhores e piores), as do segundo ciclo foram selecionadas por sorteio, atendendo ao desenho de seleção aleatória contido no modelo de avaliação de impacto. Quando as escolas se inscreveram no programa, estas aceitaram participar do sorteio e a condição de que poderiam não receber o benefício durante os três anos de implementação do ciclo 2. Antes do sorteio, as escolas foram agrupadas por características semelhantes,¹⁷ a fim de garantir que os grupos de avaliação fossem os mais parecidos possíveis, condição necessária para gerar estimativas não enviesadas do impacto do projeto no final do período. As escolas não sorteadas aceitaram participar do grupo de controle, como contrafactual, mediante a promessa de receberem o benefício depois de encerrado o ciclo de avaliação. O grupo de avaliação foi formado por um conjunto de 148 escolas, das quais 123 foram selecionadas para o grupo de tratamento e as 25 restantes, para o grupo de controle.

Após assinatura do termo de compromisso, as escolas beneficiadas construíram seus planos de melhoria de qualidade de forma coletiva, com a participação do grupo gestor e o apoio de técnicos da Seduc, agentes do PJJ e supervisores das respectivas

14. Programa Ensino Médio Inovador (Pro-EMI) e Programa Dinheiro Direto na Escola (PDDE), este último responsável pelo repasse dos recursos financeiros.

15. A segunda geração ficou conhecida como Pro-EMI/JF e sofreu algumas alterações em relação aos pilotos. Os recursos financeiros passariam a ser repassados pelo MEC, via PDDE – mantendo as mesmas diretrizes de uso –, com a contrapartida dos governos estaduais – no Ceará, o estado custeou as bolsas de monitoria e de tutoria. A avaliação seria baseada nos resultados dos testes dos sistemas estaduais de avaliação, e não mais nos testes elaborados pelo IU. No entanto, esse instituto continuaria monitorando o projeto e prestando assessoria técnica e formativa às escolas.

16. Credes são entidades ligadas à Seduc que dão apoio aos municípios de determinado território; enquanto as Sefors têm o mesmo papel, porém na zona municipal de Fortaleza. Ao todo, há três Sefors na capital e vinte Credes no restante do estado.

17. O pareamento dos grupos utilizou os seguintes parâmetros: total de alunos no ensino fundamental; total de alunos no ensino médio; taxa de aprovação; taxa de reprovação; taxa de abandono; notas em língua portuguesa e matemática para as três séries do ensino médio (Spaece); distância geográfica da capital (latitude e longitude); existência de biblioteca; e laboratório de informática e de ciência – informação obtida com um dos responsáveis pelo setor de pesquisas do IU.

Credes ou Sefors. Durante o processo, as escolas escolheram as metodologias ofertadas pelo programa a partir de um cardápio de opções. Segundo o *Guia de Escolhas das Metodologias Jovem de Futuro* de 2013, as metodologias foram classificadas de acordo com seus objetivos, conforme resumido adiante (IU, 2013).

- 1) Metodologias pedagógicas – contribuem para o processo de aprendizagem. São estas: Agente Jovem; Jovem Cientista; Entre Jovens (1ª ou 3ª série/ língua portuguesa ou matemática); Introdução ao Mundo do Trabalho; Entendendo o Meio Ambiente Urbano; e Valor do Amanhã na Educação.
- 2) Metodologias de mobilização e articulação – fomentam a participação comunitária e fortalecem o relacionamento com o entorno. Incluem a SuperAção na Escola, monitoria, a campanha Estudar Vale a Pena, sistema de reconhecimento e fundos concursáveis. Além das metodologias citadas, as escolas também podiam planejar atividades sem metodologia específica.

2.1 Estudos de avaliação do PJF

Os estudos de avaliação de impacto foram apresentados pela equipe do projeto em Barros *et al.* (2012) e Barros *et al.* (2017). Ambos atestaram impactos positivos do PJF.

Barros *et al.* (2012) conduziram uma avaliação parcial do projeto nos estados de Minas Gerais e do Rio Grande do Sul, utilizando as notas das avaliações diagnósticas e somativas¹⁸ aplicadas pelo IU nos dois primeiros anos de implementação. Os resultados mostraram impactos significativamente maiores no nível de proficiência do grupo de tratamento em relação ao grupo de controle nas duas disciplinas com um incremento médio em torno de 15 a 20 pontos na escala do Saeb. Os autores também evidenciaram que os investimentos em estratégias para aumentar a frequência dos professores tiveram efeitos positivos no desempenho dos alunos.

O estudo de Barros *et al.* (2012) ainda investigou, por simples comparação de médias, efeitos distributivos do programa, entre os alunos da parte de baixo (25%) e de cima (25%) da distribuição de notas. O intuito dessa análise, similar ao deste estudo, foi verificar se os efeitos do programa seriam mais fortes entre os alunos de mais baixo desempenho. “Em termos ideais, seria desejável que o impacto do projeto fosse maior entre os alunos que inicialmente eram mais fracos” (*op. cit.*, p. 9). No entanto, os resultados encontrados para matemática não evidenciaram isso; em Porto Alegre, ocorreu o oposto. Em português, os resultados foram mais

18. A prova diagnóstica é aplicada antes da implementação do projeto – ou seja, é o teste de linha de base. A prova somativa é aplicada anualmente nas três séries, até o fim do ciclo, para medir a evolução da aprendizagem. O modelo das provas segue a escala do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e o formato de teoria de resposta ao item (TRI).

de acordo com diferenciais de efeitos do programa, sendo maiores em alunos da parte de baixo da distribuição, tanto em Porto Alegre quanto em Belo Horizonte.

Quatro anos depois, Barros *et al.* (2017) realizaram uma nova avaliação, dessa vez considerando as escolas dos grupos de avaliação da primeira e segunda gerações e os resultados dos testes de proficiência dos sistemas de avaliação de sete estados.¹⁹ O estudo identificou impactos positivos nas escolas tratadas em todos os estados participantes. O impacto médio auferido foi de 5 pontos na escala de proficiência dos testes em língua portuguesa e em matemática, variando entre 1 e 10 pontos nos estados. No Ceará, a variação foi a mesma que a média geral do estudo (5 pontos). Não foram encontradas evidências de efeitos heterogêneos entre os estados da primeira e segunda gerações, exceto na RM de São Paulo. Vale destacar que as análises foram realizadas por comparação de médias, tendo as escolas como unidades de medida e os efeitos distributivos não foram investigados. A análise desses possíveis efeitos é a proposta deste artigo, que ainda se diferencia de Barros *et al.* (2017) por utilizar microinformações dos alunos e metodologia de RQ (Koenker e Bassett Junior, 1978; Firpo, 2007).

Além das avaliações realizadas pelo IU, a literatura contém outros estudos com abordagens variadas.²⁰ Silva (2010) fez uma análise parcial do PJJ em Minas Gerais e no Rio Grande do Sul, após seu primeiro ano de implementação (2008), e observou que em apenas um ano o projeto teve impactos positivos e significantes nos escores das duas disciplinas em ambos os estados. Efeitos heterogêneos foram observados (turno, sexo, idade, leitura de livros, notas diagnósticas de cada disciplina etc.), para os quais o maior impacto ocorreu nas escolas e nos alunos de pior desempenho, evidenciando que houve redução da desigualdade na distribuição das notas dos estudantes da mesma escola.

Ferreira (2014) analisou os estados de São Paulo (RM e VP) e do Rio de Janeiro, na segunda fase do piloto, e também encontrou impactos positivos significantes para as duas disciplinas nas escolas tratadas das regiões do VP em São Paulo e do Rio de Janeiro. Tal como em Barros *et al.* (2012), a unidade de medida utilizada foi a média por escola dos testes de proficiência aplicados pelo IU.

Takeuti (2014) investigou os canais de sucesso do PJJ por meio das informações dos questionários socioeconômicos aplicados pelo IU, nos estados de Minas Gerais e Rio Grande do Sul após um ciclo completo (2008-2010). As variáveis investigadas foram o clima escolar, a satisfação do aluno e a violência na escola. A autora verificou que, além do aumento da proficiência, o projeto promoveu mudanças nas práticas pedagógicas, maior envolvimento dos professores,

19. São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Pará, Ceará, Goiás e Mato Grosso do Sul.

20. Um resumo desses estudos pode ser encontrado no apêndice B.

maior uso de recursos tecnológicos nas aulas, maior esforço (presença) e mais indicação de livros. Os alunos, por sua vez, aumentaram o interesse pela leitura. Houve também melhoria no clima escolar, com redução de brigas e do consumo de drogas e bebidas pelos alunos.

Oliva (2014) mensurou o impacto do PJJF nas cinco áreas de implantação dos pilotos (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo e VP) em diversas variáveis de interesse, tais como: infraestrutura das escolas; atração de professores mais capacitados; rotatividade do docente e atração de alunos de escolas particulares em dois conjuntos de estimações, em um usando a escola como unidade de análise; em outro, o par professor/escola. Não encontrando impactos significantes em quaisquer desses itens, o autor concluiu que o projeto elevou o desempenho dos alunos, sem alteração dos insumos existentes.

Rosa (2015) avaliou o impacto do PJJF em todos os estados da primeira geração do PJJF, após o ciclo completo, usando as notas individualizadas por aluno como variável dependente. O impacto auferido foi positivo e significativo nas duas disciplinas em quase todos os estados – exceto Minas Gerais –, com destaque para o Rio de Janeiro. Foram observados efeitos heterogêneos relacionados às características das escolas, sendo mais intensos nas melhores escolas. O estudo também observou uma redução nas taxas de evasão e abandono das escolas tratadas, mas somente nos estados da primeira fase do piloto (Minas Gerais e Rio Grande do Sul); ou seja, lugares que estabeleceram metas para esses indicadores, o que indica que o projeto tem mais chance de ser efetivo quando há metas claramente determinadas.

Por último, Finamor (2017) investigou o impacto do projeto nas decisões de investimento em capital humano dos estudantes, seja na escolha de continuar os estudos em uma universidade, seja optando por trabalhar no mercado formal, seja decidindo fazer as duas coisas. Como fonte de dados, utilizou as informações de mercado de trabalho disponíveis na Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho, bem como no Censo Escolar do Ensino Superior e nos resultados do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem),²¹ ambos do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep), por um período de até cinco anos posteriores à conclusão do ensino médio. O autor constatou impactos positivos do projeto nas notas do Enem e maior acesso dos alunos tratados em universidades públicas. Observou ainda que o projeto contribuiu para reduzir o número de jovens que somente trabalham, aumentando o daqueles que estudam *full-time* e trabalham/estudam.

21. O autor argumenta que os resultados dos exames elaborados pelo próprio instituto, na fase-piloto, embora seguissem a escala do Saeb, são mais vulneráveis, não livres de viés. Além disso, a participação dos alunos nos testes foi amostral; por isso, usaram-se os resultados do Enem para medir a proficiência dos estudantes e das escolas. Vale lembrar que os resultados dos sistemas estaduais de avaliação somente foram usados nas análises de impacto da segunda geração do programa.

Este trabalho pretende contribuir com essa literatura com algumas diferenciações. Em Barros *et al.* (2012), investigam-se os efeitos distributivos do PJE. No entanto, a análise é aplicada para outro estudo de caso (Ceará) e ciclo do projeto (segundo ciclo). Este artigo ainda se diferencia de Barros *et al.* (2017) por utilizar uma base longitudinal com microinformações dos alunos, e metodologia de regressão que permite investigar efeitos em distintos percentis de distribuição (Koenker e Bassett Junior, 1978; Firpo, 2007).

A educação pública do estado do Ceará tem se destacado nacionalmente por seus resultados no ensino fundamental. Entretanto, esses avanços não são constatados ao longo do ensino médio. Portanto, é necessário investigar se essa política pública (PJE) tem o potencial de impactar o desempenho dos estudantes do ensino médio e como esses impactos são distribuídos entre os alunos de diferentes níveis iniciais de desempenho.

3 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

3.1 Base de dados

Os dados utilizados para as análises de impacto são oriundos de duas grandes fontes. A primeira é composta pelos microdados²² do Spaece, disponibilizados pela Seduc, com os resultados individuais dos testes de proficiência em língua portuguesa e matemática, bem como características dos alunos e das turmas, formando a base principal, associados às respostas aos questionários contextuais de alunos e diretores. A segunda engloba os microdados do Censo Escolar, produzidos pelo Inep, com informações dos alunos (matrículas), professores e escolas.

Informações adicionais foram obtidas com a coordenação do PJE no IU e na Seduc, bem como os indicadores educacionais do Inep, que também foram usados para a especificação dos modelos.

Os testes do Spaece são aplicados pela Seduc anualmente desde 1992, mas somente depois de 2004 foram universalizados para as escolas das redes públicas do estado (estaduais e municipais). Em 2013, o Spaece foi censitário para a 2ª e 5ª séries do ensino fundamental, o 1º ano do ensino médio e a educação de jovens e adultos (EJA) – fundamental e médio – e amostral para a 9ª série do ensino fundamental e as 2ª e 3ª séries do ensino médio, contando com um total de quase 660 mil participantes. Em 2015, o exame foi censitário para todas as séries (2ª série do ensino fundamental, 5ª série do ensino fundamental, 9ª série do ensino fundamental, 1ª série do ensino médio, EJA e 3ª série do ensino médio); porém,

22. Sobre as informações do Spaece, destaca-se que se trata de dados não públicos, cujo acesso é concedido mediante assinatura de um termo de confidencialidade. Os dados para os outros estados que participaram do segundo ciclo do programa não foram disponibilizados.

no 3º ano do ensino médio, participaram somente as escolas do grupo de avaliação do 2º ciclo do PJJ (controle e tratamento). Nessa edição, 449 mil estudantes realizaram os exames em todo o estado. O foco desse trabalho são os alunos que cursaram o 3º ano do ensino médio em 2015, que completaram os três anos de intervenção da política – ou seja, aqueles beneficiados pelo tratamento em dose completa.

O grupo de avaliação de impacto do segundo ciclo do Ceará do PJJ foi formado por 150 escolas; destas, 124 escolas foram beneficiadas, compondo o grupo de tratamento, e 26 remanescentes dos sorteios, formando o grupo de controle. Contudo, durante o período de implementação, uma escola do grupo de tratamento foi municipalizada e uma escola do grupo de controle não fez os exames de proficiência; portanto, ambas foram excluídas do estudo. É importante ressaltar que nos estados da segunda geração não foram aplicados testes diagnósticos (pré-tratamento), como aconteceu com os pilotos. Todo o processo de monitoramento e avaliação do projeto pelo IU foi baseado nas notas por escola nos testes padronizados dos sistemas de avaliação estaduais, tanto para a linha de base (2012), quanto ao fim do tratamento (2015), visto que a aleatorização foi realizada em *clusters* – ou seja, por escola, e não por aluno.

A tabela 1 apresenta o total de estudantes matriculados nas escolas participantes do grupo de avaliação do projeto (controle e tratamento), com participação no Spaece. Em 2013, no início do ciclo 2 no Ceará, havia 37.393 estudantes matriculados na 1ª série do ensino médio regular nas escolas do grupo de avaliação, dos quais 79% foram avaliados pelo Spaece nessa etapa de ensino. Em 2015, o número de matrículas na 3ª série do ensino médio nessas escolas era 24.046 e 85% desse total realizaram os testes de proficiência. Vale destacar que os percentuais de participação no Spaece foram os mesmos para o grupo de controle e o de tratamento, tanto em 2013, quanto em 2015, e que a avaliação das escolas por parte da secretaria estadual é feita com base nesta amostra.

TABELA 1
Quantitativo de alunos e escolas nos anos inicial e final do Pro-EMI/JF – Ceará (2013 e 2015)

	Número de escolas ¹	2013			2015		
		Alunos – 1ª série ² (A)	Spaace 1ª série ³ (B)	(B)/(A) (%)	Alunos – 3ª série ⁴ (C)	Spaace 3ª série ⁵ (D)	(D)/(C) (%)
Tratamento	123	29.861	23.687	79	19.262	16.302	85
Controle	25	7.532	5.898	78	4.784	4.078	85
Total	148	37.393	29.585	79	24.046	20.380	85

Fontes: Spaace 2013 e 2015 e Censo Escolar 2015.

Notas: ¹ Escolas participantes do grupo de avaliação do Pro-EMI/JF no Ceará.

² Alunos matriculados na 1ª série do ensino médio (etapa 25) nas escolas do grupo de avaliação (Censo Escolar 2013).

³ Total de alunos da 1ª série do ensino médio avaliados (Spaace 2013).

⁴ Alunos matriculados na 3ª série do ensino médio (etapa 25) nas escolas do grupo de avaliação (Censo Escolar 2015).

⁵ Alunos da 3ª série do ensino médio avaliados, com questionário contextual respondido (Spaace 2015).

Obs.: 1. Os microdados do Spaace foram gentilmente cedidos pela Seduc. Vale destacar que se trata de dados não públicos, cujo acesso é concedido mediante assinatura de um termo de confidencialidade. Os dados para os outros estados que participaram do segundo ciclo do programa não foram acessíveis.

É interessante observar que o número de estudantes que cursavam a 3ª série em 2015 corresponde a apenas 64% do total de alunos matriculados na 1ª série em 2013. Rosa (2015) também apontou uma redução ainda mais significativa nos estados da primeira geração do PJJ, mostrando que esse atrito é comum nas escolas públicas do ensino médio no país. São muitos os motivos para que os estudantes não cheguem até o final do ciclo no período esperado. Eles podem ter sido reprovados ou transferidos para outras escolas, estados ou etapas – como o EJA, por exemplo –, ou podem ter abandonado a escola ao longo dos três anos do ciclo 2. Barros *et al.* (2017) mostram que 2,8 milhões de jovens de 15 a 17 anos não concluem suas etapas de ensino por falta de engajamento com a escola (reprovação e evasão).

Para esta avaliação, foi considerado e acompanhado o coorte de alunos que efetivamente participou do experimento durante o ciclo 2 – ou seja, os estudantes das escolas do grupo de avaliação (tratamento e controle) matriculados na 3ª série do ensino médio em 2015, com resultados de desempenho no Spaace em 2015 e 2013. A abordagem adotada foi “de trás para frente”, e optou-se por considerar 2013 como a linha de base – ou de controle –, tendo em vista que o IU (2015) mostrou que não houve impacto estatisticamente significativo no fim da 1ª série (2013) no nível de escola e devido à grande perda de informações individuais de acompanhamento da transição entre o 9º ano do fundamental e o ensino médio.

Essa foi a mesma linha de raciocínio utilizada por Barros *et al.* (2017), em sua avaliação do PJJ, para estimar o impacto mais próximo do que eles denominaram de “impacto pleno” do projeto – ou seja, aquele medido depois de o estudante cursar as três séries do ensino médio, que é o ciclo completo. Sendo impossível garantir que todos os estudantes tenham passado pelos três anos do ensino médio

sem reprovação, definiu-se uma amostra que assegurasse que os estudantes estariam pelo menos três anos expostos ao tratamento, independentemente da série que estavam cursando no primeiro ano de implementação do projeto.

Com o código de identificação do Inep, dos 20.380 alunos que realizaram o Spaece em 2015, foi possível fazer o *matching* das informações do Censo Escolar e do Spaece desse mesmo ano, bem como do Spaece de 2013. Esse procedimento permitiu rastrear as características do aluno e de sua escola no censo e obter as notas da linha de base (primeiro ano do PJJ); isso garantiu que as informações fossem dos mesmos indivíduos. Buscou-se rastrear todos os alunos que fizeram o Spaece em 2013 e estudaram nas escolas do grupo de avaliação (controle e tratamento), independentemente da série; pois é possível ter alunos reprovados ao longo do período, cursando a 2ª ou 3ª séries em 2013. O importante é que o aluno tenha sido exposto ao projeto desde o primeiro ano e chegado até a 3ª série em 2015, incluídos os casos de alunos que iniciaram o ciclo em uma escola e concluíram em outra, contanto que sejam escolas de um mesmo grupo (controle ou tratamento).

Além dos estudantes que não terminaram a 3ª série por reprovação ou evasão, outra fonte de atrito foi a impossibilidade de fazer o cruzamento integral das bases de dados, devido às inconsistências nas informações,²³ o que demandou um grande esforço e atenção na fase de tratamento e preparação dos dados. Por isso, do total de alunos da 3ª série que fizeram Spaece em 2015, somente foi possível rastrear as notas, de 2013, de 14.945 estudantes que compõem a amostra final deste estudo. Trata-se de base relativamente grande que representa 73% dos alunos avaliados pelo Spaece nas escolas do grupo de avaliação. Esses percentuais são os mesmos observados tanto no grupo de controle, quanto no grupo de tratamento, conforme ilustrado na tabela 2.

TABELA 2
Base de dados do estudo – Spaece (2015)

	Total	Tratamento	Controle
Alunos avaliados no Spaece 2015 (3ª série do ensino médio)	20.380	16.302	4.078
Notas rastreadas em 2013 e identificação no Censo Escolar	14.945	11.934	3.011
Alunos rastreados <i>versus</i> alunos avaliados Spaece (%)	73	73	74
Média da nota de matemática em 2015 sem rastreamento	256,83	257,35 ¹	254,79
Média da nota de matemática em 2015 com rastreamento	257,84	258,39 ¹	255,33

Fontes: Spaece 2013 e 2015 e Censo Escolar 2015.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Diferença entre os grupos significante a 5%.

Obs.: 1. Os microdados do Spaece foram gentilmente cedidos pela Seduc. Vale lembrar que se trata de dados não públicos, cujo acesso é concedido mediante assinatura de um termo de confidencialidade. As informações para os outros estados que participaram do segundo ciclo do programa não foram disponibilizadas.

23. Casos de mesmo código para alunos diferentes, alunos sem código Inep, mesmo aluno com códigos diferentes ou mais de um resultado de proficiência para um mesmo aluno, entre outras.

É importante ressaltar que o desenho experimental do projeto foi baseado no perfil e na característica das escolas, e, como não houve diminuição no número destas na amostra final, não houve atrito nesse nível de informação. No nível dos alunos, além da representatividade quantitativa da amostra (73%), o atrito foi igual para os dois grupos e não causou variações significativas em estatísticas pontuais básicas, como se observa na tabela 2.²⁴ Dessa forma, não houve desbalançamento nem prejuízo de representatividade por conta do atrito, o que nos permite inferir a validade externa dos resultados encontrados no âmbito do programa e da localidade. Contudo, é prudente aumentar a consistência dos estimadores de impacto controlando as características dos alunos, principalmente quando são investigados efeitos do programa ao longo de cada decil da distribuição (Firpo, 2007).

3.2 Análise das estatísticas descritivas

A descrição das variáveis utilizadas no modelo encontra-se no quadro 1, que inclui as variáveis dependentes, as indicadoras de tratamento, as notas defasadas e os cofatores de controle.

QUADRO 1
Variáveis do modelo

Variáveis dependentes (Y_t)		
Variável	Descrição	Fonte
nota_MT2015	Nota de matemática do aluno i em 2015	Spaace 2015
nota_LP2015	Nota de língua portuguesa do aluno i em 2015	Spaace 2015
	Variável de tratamento (T)	
Tratado	<i>Dummy</i> : indica se o aluno está matriculado no grupo de tratamento (1) ou controle (0)	IU/Seduc
Notas defasadas (Y_{t-1})		
nota_LP_2013	Nota de língua portuguesa do aluno i em 2013	Spaace 2013
nota_mat_2013	Nota de matemática do aluno i em 2013	Spaace 2013
Variáveis explicativas (X')		
duracao_turma	Tempo de aula por dia (em minutos)	Censo Escolar 2015
idade_aluno	Idade do aluno em 2015	Censo Escolar 2015
noturno_2015	<i>Dummy</i> : turno das aulas em 2015 igual a 1 se noturno e igual a 0 se for outros	Spaace 2015

(Continua)

24. Além de não encontrar diferenças pontuais expressivas na nota média de matemática entre a amostra total e a amostra final com rastreamento, também não houve diferença no percentual de mulheres entre estas. Esses resultados mostram que o atrito não afetou de forma significativa a variável de resultado ou as explicativas.

(Continuação)

Variáveis dependentes (Y_i)		
Variável	Descrição	Fonte
Variáveis explicativas (X')		
nivel_complex	Indica o nível de complexidade de gestão da escola (indicador Inep – range 1 a 6)	Inep 2015
mae_estudou	<i>Dummy</i> : indica se a mãe concluiu o ensino médio e superior (1) ou se concluiu até o ensino fundamental (0) em 2015	Spaace contextual aluno 2015
exper_diretor	<i>Dummy</i> : indica se o diretor tem mais de cinco anos de experiência na função de diretor (1) ou não (0)	Censo Escolar 2015
homem	<i>Dummy</i> : indica se o aluno é do sexo masculino (1) ou feminino (0)	Censo Escolar 2015 e Spaace
recebe_bf	<i>Dummy</i> : indica se a família do aluno recebe Bolsa Família (1) ou não (0)	Spaace contextual aluno 2015
sem_pos_MT ou sem_pos_LP	<i>Dummy</i> : indica se o professor de matemática ou língua portuguesa da turma do aluno não tem nenhuma pós-graduação (1) e se tem (0)	Censo Escolar 2015
grad_prof_MT ou grad_prof_LP	<i>Dummy</i> : indica que o professor de matemática ou de língua portuguesa da turma do aluno tem mais de dez anos de graduação (1) ou não (0)	Censo Escolar 2015
FORTALEZA	<i>Dummy</i> : indica se a escola se localiza no município de Fortaleza (1) ou não (=0)	Censo Escolar 2015

Elaboração dos autores.

As variáveis explicativas referidas anteriormente foram escolhidas por serem tradicionalmente usadas em pesquisas empíricas e visam melhorar a identificação do efeito de tratamento. A inclusão das notas defasadas do aluno nas duas disciplinas é importante para controlar a condição inicial do aluno não capturada pelo balanceamento no nível da escola. Silva (2010), Rosa (2015) e Finamor (2017) também usaram as notas do ano-base (diagnósticas) nos seus modelos.

A tabela 3 mostra que algumas características médias dos alunos não estão balanceadas totalmente entre os grupos, o que reforça o controle destes para aferição dos efeitos distributivos do programa.

TABELA 3
Estatísticas das variáveis de controle: características de estudantes e escolas (2015)

Variável	Controle			Tratados		
	Obs.	Média	Desvio-padrão	Obs.	Média	Desvio-padrão
duracao_turma	3.011	267,91	82,96	11.934	254,80	34,91
Idade_aluno	3.011	18,04	2,50	11.934	18,19	2,71
noturno_2015	3.011	0,20	0,40	11.934	0,20	0,40
nivel_complex	3.011	4,37	0,72	11.934	4,29	0,65
mae_estudou	2.461	0,25	0,43	9.828	0,25	0,43
exper_diretor	2.960	0,36	0,48	11.719	0,58	0,49
Homem	3.011	0,44	0,49	11.934	0,46	0,50
recebe_bf	2.940	0,61	0,49	11.637	0,63	0,48
sem_pos_LP	3.004	0,49	0,50	11.885	0,48	0,50
sem_pos_MT	2.729	0,68	0,46	10.635	0,58	0,49
grad_prof_LP	2.863	0,38	0,48	11.497	0,41	0,49
grad_prof_MT	2.729	0,36	0,48	10.635	0,42	0,42
FORTALEZA	3011	0,22	0,41	11.934	0,18	0,39

Fonte: Spaece 2015.

Obs.: 1. Os microdados do Spaece foram gentilmente cedidos pela Seduc. Vale lembrar que se trata de dados não públicos, cujo acesso é concedido mediante assinatura de um termo de confidencialidade. As informações para os outros estados que participaram do segundo ciclo do programa não foram disponibilizadas.

Para averiguar o balanceamento entre grupos no primeiro ano de implementação do programa, foram estimados gráficos das distribuições Kernel das notas de matemática e de português para 2013 (gráfico 1), bem como realizados testes de dominância de Kolmorov-Smirnov (KS). Verificou-se a similaridade das distribuições para 2013, porém com uma leve diferença na nota de português.²⁵

25. Para a nota de matemática, o teste KS de dominância do grupo de controle apresentou valor de 0,0231 não sendo significante a qualquer nível. Para a nota de português, o teste apresentou valor de 0,0265 com significância apenas de 10%.

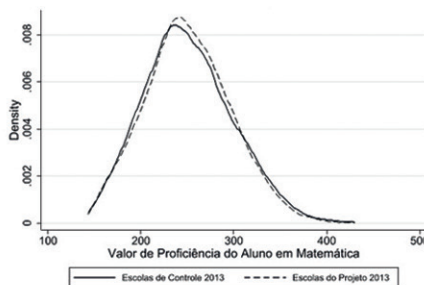
GRÁFICO 1

Distribuição das notas de língua portuguesa e matemática (2013)

1A – Língua portuguesa



1B – Matemática



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Esse resultado também foi observado no teste de comparação de médias na tabela 4. Porém, vale destacar que o diferencial foi pequeno e favorecia as escolas do grupo de controle, o que sugere que os diferenciais de desempenho encontrados em 2015 sejam evidências pontuais de efeito do programa.

TABELA 4

Teste de diferença entre médias de proficiência do Spacec: língua portuguesa e matemática (2013 e 2015)

	Língua portuguesa		Matemática	
	2013	2015	2013	2015
Controle	253,26 (42,21)	253,58 (49,40)	250,73 (47,90)	255,19 (48,99)
PJF	251,51 (40,91)	256,01 (46,38)	250,83 (46,37)	258,39 (47,71)
Diferença	1,74*	-2,43*	-0,10	-3,20*

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

2.* Significante a 5%.

Apesar disso, para gerar estimadores de impacto mais consistentes e ao longo da distribuição das notas, é preciso utilizar uma metodologia de RQ que controle as condições iniciais e permita estimar os efeitos de tratamento.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Uma vez que os grupos de tratamento e controle foram definidos por seleção aleatória, a equação utilizada para a estimação do impacto poderia ser dada por:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que Y_i representa os resultados individuais dos alunos (i) nos testes de proficiência em língua portuguesa ou matemática, T_i é a *dummy* de tratamento, que assume valor igual a 1, se o aluno pertencer à escola que recebeu o projeto e igual a 0, se pertencer ao grupo de controle, e ε_i é o erro estocástico. No entanto, esse modelo de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) mede apenas o efeito médio do tratamento, e o interesse deste estudo é captar o impacto do projeto nos pontos distintos da distribuição dos níveis de desempenho educacional dos estudantes; por isso, propôs-se utilizar o método de RQ.

A regressão quantílica foi desenvolvida por Koenker e Bassett Junior (1978) com o objetivo de estudar o comportamento de indivíduos que não possuem características médias ou típicas. Esse método permite estimar funções quantílicas condicionais, gerando modelos específicos para cada quantil da distribuição da variável dependente contínua, dadas as variáveis explicativas. Dessa forma, a RQ determina várias retas que representam diferentes quantis da distribuição da variável dependente. Nesse aspecto, a RQ é uma extensão de um modelo linear que vai além do MQO, pois este, segundo os autores, é extremamente sensível à influência dos extremos, o que o torna um estimador fraco para as distribuições não normais, principalmente se caracterizadas por caudas longas. A RQ, portanto, possui uma série de vantagens em relação ao MQO por avaliar a distribuição completa, ao explorar melhor a heterogeneidade dos dados e a presença de *outliers*, especialmente nos casos de violação das suposições do modelo tradicional, como a heterocedasticidade e a ausência de normalidade do termo de erro, que permitem trabalhar com variáveis mais realistas.

Nesse contexto, a forma funcional do modelo linear a ser estimado para cada quantil é dado por:

$$Y_{it}(\tau) = \alpha(\tau) + \beta T(\tau) + \varphi Y_{i(t-1)}(\tau) + X(\tau)\theta + \varepsilon_i(\tau), \quad (2)$$

em que $T(\tau)$ é a variável que indica o grupo de tratamento e, portanto, β é o parâmetro de interesse no modelo estimado. O vetor X inclui as variáveis de controle ou explicativas, que retratam as características dos estudantes, turmas, escolas, diretor e professores no fim do ciclo de avaliação; e $Y_{i(t-1)}$, as notas defasadas – do primeiro ano em 2013 – dos alunos. O vetor ε_i apresenta os erros idiossincráticos. Os parâmetros da regressão são estimados para cada um dos quantis (τ) selecionados.

Entretanto, a inclusão de variáveis de controle em regressões quantílicas modifica o uso do parâmetro β como efeito médio de tratamento, a exemplo de (3). Este

mesmo se torna um indicador de impacto condicionado aos controles, o que desvia da teoria dos resultados potenciais aplicados a modelos quantílicos, que deveriam capturar efeitos de tratamento não condicionados.

$$QTE = Y_i^T(\tau) - Y_i^C(\tau). \quad (3)$$

Para mitigar esse problema, Firpo (2007) criou um estimador de efeitos de tratamento não condicionados em regressões quantílicas, mediante o uso de ponderação pelo inverso da probabilidade de tratamento (IPW). Esse método visa corrigir eventual viés de seleção decorrente de diferenças nas características observáveis entre os grupos de tratamento e controle que podem afetar os resultados potenciais. Apesar do desenho experimental do PJF, pode ser necessário controlar por essas características, em virtude da randomização por escolas, não por indivíduos, e pela existência de atrito. O problema de inferência com uso de covariadas em regressões quantílicas decorre que a lei de expectativas iteradas não se aplica a modelos não lineares. Essa metodologia aplica nas regressões quantílicas os pesos (ω) calculados com base no inverso da probabilidade estimada de cada indivíduo receber o tratamento, dadas as variáveis de controle, ($\hat{p}|X$). Sob as hipóteses de ignorabilidade e suporte comum entre os escores de propensão de tratados e não tratados, os parâmetros estimados correspondem aos efeitos de tratamento nos quantis da distribuição das notas do Spaece. Hirano, Imbens e Ridder (2003) utilizaram metodologia similar para analisar efeitos médios de tratamento. Trata-se de proposta mais eficiente em relação aos modelos de *matching* convencionais.

Para cada grupo, os pesos são definidos, conforme:

$$\omega_{i,0} = \frac{1-T_i}{1-\hat{p}|X} \text{ e } \omega_{i,1} = \frac{T_i}{\hat{p}|X}, \quad (4)$$

em que $\omega_{i,0}$ se refere aos pesos de cada aluno do grupo de controle; $\omega_{i,1}$, aos pesos de cada aluno do grupo de tratamento; e ($\hat{p}|X$) é o escore de propensão. Dessa forma, os estudantes com menor propensão a participar do PJF, de acordo com suas características e de sua escola, terão peso maior na estimação dos quantis dos tratados e vice-versa.

Como as variáveis de controle não entram diretamente na RQ, a não ser por meio dos pesos calculados em (4), os coeficientes estimados, β^{ETQ} , correspondem aos efeitos de tratamento não condicionados no percentil τ .

Este trabalho compara os estimadores de efeitos do PFJ das regressões condicionadas (Koenker e Bassett Junior, 1978) e das não condicionadas (Firpo, 2007).²⁶ O procedimento de Firpo (2007) também foi utilizado em outros

26. Os modelos baseados em Firpo (2007) foram estimados no pacote "ivqte" para Stata, produzido por Frolich e Melly (2010), e "qreg", para os modelos Koenker e Bassett Junior (1978).

estudos, tais como Bitler, Gelbach e Hoynes (2006), Andrews, Li e Lovenheim (2016) e Marinelli, Berlinski e Busso (2021).

5 RESULTADOS

5.1 Impacto do PJJ nos testes de proficiência no Ceará

Os efeitos com as variáveis explicativas extraídas do modelo quantílico condicional estão expostos no apêndice A (tabelas A.1 e A.2), que também incluem os estimadores de MQO para fins de comparação. Os valores de impacto obtidos com uso do MQO foram de 5 pontos em matemática e 4,2 pontos em português, compatíveis com a média achada por Barros *et al.* (2017) para o Ceará.²⁷

Os efeitos específicos de tratamento do programa em todos os quantis e para os modelos de Koenker e Bassett Junior (1978) e de Firpo (2007) estão separados na tabela 5, na qual se observa que o efeito médio encontrado nos modelos de MQO não se replicam ao longo dos quantis de distribuição, tanto na prova de matemática quanto na de português.

TABELA 5
Efeitos do PJJ por metodologias de regressão quantílica (2015)

	Quantil de distribuição				
	10%	25%	50%	75%	90%
Notas de matemática					
Koenker e Bassett Junior (1978)	2,671 (1,914)	3,381** (1,192)	3,819*** (1,042)	4,417*** (1,126)	8,137*** (1,466)
Firpo (2007)	4,407** (1,822)	5,129*** (1,63)	6,214*** (1,664)	7,245*** (2,232)	2,651 (3,157)
Notas de língua portuguesa					
Koenker e Bassett Junior (1978)	7,059*** (1,894)	4,4216*** (0,985)	2,950*** (0,994)	2,728** (1,009)	3,547** (1,423)
Firpo (2007)	9,653*** (2,325)	6,054*** (2,205)	7,395*** (2,086)	1,103 (1,870)	-1,395 (2,02)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores em parênteses referem-se aos erros-padrão.

2. Regressão quantílica estimada com cem replicações de *bootstrap* e fixação de semente aleatória.

3. Significância: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Entre os modelos quantílicos, encontramos valores pontuais diferenciados, como esperado e evidenciado em outras análises (Bitler, Gelbach e Hoyes, 2006; Andrews, Li e Lovenheim, 2016; Marinelli, Berlinski e Busso, 2021). Nas duas

27. O Spaece segue o modelo de teoria da resposta ao item, com escala de 0 a 500.

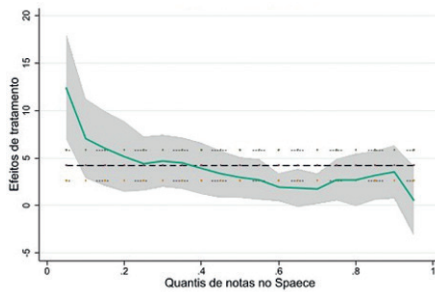
especificações, no entanto, é possível observar uma tendência de efeitos crescentes com os quantis de distribuição na nota de matemática e decrescentes na de português. Ou seja, com o programa, os alunos mais defasados em português acabaram recebendo maior impacto de mudança, enquanto os melhores alunos em matemática tiraram proporcionalmente maior proveito do programa, embora nas estimativas com o modelo não condicionado não houve impacto para o quantil 90, tanto em português quanto em matemática. Esse padrão de resultado foi encontrado apenas em Barros *et al.* (2012) para o caso de Porto Alegre, na primeira geração do programa.

Essa tendência diferenciada de movimento do efeito de tratamento ao longo dos quartis pode ser mais facilmente observada quando diminuimos a análise no nível dos percentis e colocamos no gráfico seus respectivos efeitos (figura 2).²⁸ Estes estão representados pela linha contínua, enquanto as áreas sombreadas são seus respectivos intervalos de confiança. A linha horizontal tracejada no centro em preto representa a estimativa por MQO, e as linhas horizontais mais claras demarcam seu respectivo intervalo de confiança.

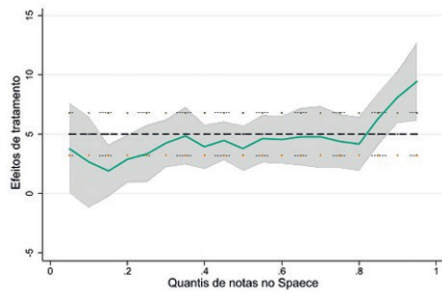
GRÁFICO 2

Coefficientes da variável tratada por percentil de distribuição (2015)

2A – Língua portuguesa



2B – Matemática



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Esse perfil de efeitos nas duas notas revelam uma tendência de diminuição das desigualdades entre alunos em português, mas de aumento na disciplina de matemática. Parece existir maior dificuldade para aumentar o aprendizado dos alunos nas faixas mais baixas das notas de matemática que de português; fato que pode estar relacionado às funções cognitivas diferenciadas, o que reflete também em suas produtividades. Cunha e Heckman (2007) afirmam que, quando a habilidade

28. Estimativas por meio do modelo de RQ condicionado.

cognitiva dos estudantes é muito baixa, a produtividade marginal do investimento, se realizado apenas na adolescência, também é baixo, ao contrário do investimento realizado nos estágios iniciais da vida escolar do estudante, que contribuem mais efetivamente para o desenvolvimento de habilidades cognitivas – entre estas, o raciocínio lógico – e favorecem o aprendizado nos estágios superiores de questões mais complexas.

Interessante observar, nos efeitos das variáveis de controle (tabelas A.1 e A.2 do apêndice A), que não houve grandes diferenças entre os quartis para as notas defasadas dos alunos. Tanto em português quanto em matemática, o conteúdo absorvido do primeiro ano (2013) de português e matemática permanece sem muitas modificações ao longo dos quartis. As exceções de destaques são o efeito da nota defasada de matemática na nota atual da disciplina no primeiro quartil, bem como da nota defasada de português na nota atual dessa disciplina no percentil 90. Se entendermos esses efeitos como taxa de absorção de conteúdo passado, estes reforçam o padrão de heterogeneidade encontrada nos efeitos do programa de efeitos menores para os piores em matemática e para os melhores em português.

A importância da magnitude do impacto do PJJ é apresentada por Barros *et al.* (2016), em que mostram que 5 pontos na escala do Saeb correspondem a 15% do desvio-padrão dos resultados de proficiência no país, na ordem de 33 pontos, impacto maior que o de estudar com um professor mais experiente (10%). Os autores ressaltam ainda que, entre 2003 e 2013, somente quatro Unidades da Federação (UFs) elevaram a proficiência do ensino médio público em 5 pontos – ou seja, o projeto teve desempenho melhor que o obtido por 85% dos estados brasileiros em dez anos. Jacob e Lefgren (2004) observam que a adoção de uma política de recuperação do aluno pela escola por meio de reforço causa um impacto de 10% a 14% de um desvio-padrão, percentuais próximos aos auferidos pelo projeto. No contexto educacional do Ceará, o impacto médio é relativamente menor, em vista da maior variabilidade dos dados; contudo, ainda assim, pode ser considerado relevante, por situar-se entre 7% e 17% de um desvio-padrão nos quantis, bem como em média entre 10% e 11%. Os resultados de avaliação do Banco Mundial, realizada por Bruns, Costa e Cunha (2018), para uma intervenção envolvendo mudanças na supervisão escolar e nas práticas pedagógicas do ensino médio do Ceará, tiveram impacto de 5% de um desvio-padrão das notas dos alunos em português e 8% de um desvio-padrão em matemática, também coerentes com o impacto do PJJ.

A evidência de impactos da magnitude de 9,6 pontos no quartil mais baixo da prova de português e de 7,2 pontos no terceiro quartil da prova de matemática mostra que o programa teve efeitos bem significantes e além do esperado quando se utiliza um modelo de regressão linear com efeito médio de tratamento (Barros

et al., 2017). Esses resultados conferem reforço a esse tipo de intervenção monitorada em alunos do ensino médio (PJF) e a remodelagens ou ênfases diferenciadas nos serviços do programa (monitorias, grupos de estudos, bolsas de incentivos etc.), enquanto os efeitos deste são desproporcionais nos alunos em suas funções cognitivas.

6 CONCLUSÃO

Os resultados da avaliação de impacto do PJF no Ceará corroboram achados das avaliações anteriores, atestando que o projeto contribuiu para aumentar as habilidades cognitivas dos alunos. Partindo-se de uma análise quantílica para identificar os efeitos heterogêneos do projeto nos diversos quartis de distribuição dos escores dos alunos, foi possível observar que estes são distintos nas duas disciplinas. Em matemática, os efeitos são maiores nos quantis mais altos da distribuição, enquanto em língua portuguesa nos quantis inferiores. Esse resultado atesta o uso de modelos que assegurem efeitos heterogêneos, como também reforça a hipótese de efeitos diferenciados para distintas funções cognitivas de aprendizado.

A intervenção do programa nesse caso, embora esteja sendo positiva em média para todos os alunos, está levando a um perfil de desempenho com mais desigualdade em matemática e tendência de agrupamento em português. A maior dificuldade entre os que mais necessitam no caso de matemática já advém do ensino fundamental. Enquanto o desempenho insuficiente²⁹ nessa disciplina abarca 32,2% dos alunos do 9º ano que fizeram a Prova Brasil 2015, na prova de português essa classificação envolve 18,7% destes. Com o menor efeito de absorção da política, esse resultado aponta para a necessidade de mudança tecnológica e focalização do ensino de matemática que pode demandar mudanças em nível e no tipo de serviços (metodologias) de intervenção utilizados na escola.

No caso do Programa Jovem de Futuro, parece haver a necessidade de dar mais peso às intervenções que melhoram a atratividade, a capacitação de ensino, os recursos de aprendizagem e os incentivos específicos para essa disciplina. Embora o programa cubra todas essas tarefas com metodologias pedagógicas como grupos de estudos de contraturno (Entre Jovens – matemática) e monitorias (bolsa de monitoria), bem como metodologias de incentivos ao engajamento de alunos e professores (SuperAção na Escola, fundos concursáveis e campanha Estudar Vale a Pena), é preciso intensificar esforços para mudança tecnológica de conteúdo e forma. Nesse sentido, é importante complementar este estudo com outros que focam na intensidade e na qualidade de implementação dos subprogramas que compõem do PJF.

Outro aspecto importante de referência do programa é seu planejamento experimental com escolas aceitando participar de grupos de controle e tratamento por

29. Alunos com notas inferiores a 225 pontos na escala da Prova Brasil.

ordem de sorteios aleatórios, o que confere boa prática de avaliação *ex post*. No entanto, ainda se verificou uma perda de informações considerável entre anos de avaliação quando o nível de informação é o aluno. Nesse caso, um processo de identificação dos alunos mais simples entre anos/pesquisas, nas bases de informações dos sistemas de avaliações estaduais e compatível com as outras bases de informações nacionais, aumentaria substancialmente as possibilidades de análises e, conseqüentemente, as possibilidades de monitoramentos e sugestões.

Finalmente, um dos principais aspectos do PJJ é sua capacidade de replicação em larga escala nas escolas públicas o que foi delineado pelo MEC em um formato de PPP com o nome de Programa Ensino Médio Inovador. Esse programa tem por objetivo apoiar os sistemas estaduais para o desenvolvimento de propostas curriculares inovadoras, voltadas para promover a formação integral dos estudantes, sua permanência na escola e o protagonismo juvenil. Espera-se, no entanto, que as contrapartidas ao estado (compromissos com resultados) sejam tão ou mais incentivadas do que as que vinham ocorrendo nos compromissos com o terceiro setor.

REFERÊNCIAS

- ANDREWS, R.; LI, J.; LOVENHEIM, M. Quantile treatment effects of college quality on earnings. **Journal of Human Resources**, v. 51, n. 1, p. 200-238, 2016.
- BARROS, A. R. (Org.). **Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **O impacto da gestão escolar sobre o desempenho educacional**. Research Department Publications 3000. Washington: BID, 1997. (Série Documentos de Trabajo de la Rede de Centros/BID, 301).
- _____. **Uma análise dos determinantes do desempenho educacional no Brasil: série Estudos**, n. 8. Brasília: MEC, 2000.
- BARROS, R. P. de. *et al.* Impacto do Projeto Jovem de Futuro. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 23, n. 51, p. 214-226, 2012.
- _____. Impacto do Projeto Jovem de Futuro sobre a aprendizagem em escolas públicas. *In*: IU – INSTITUTO UNIBANCO. **Caminhos para a qualidade da educação pública: impactos e evidências**. São Paulo: IU, 2017. p. 38-57. Disponível em: <<https://bit.ly/3NKE4ID>>.
- _____. (Org.). **Políticas públicas para redução do abandono e evasão escolar de jovens**. São Paulo: Fundação Brava, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3M6uBuk>>.
- BASSI, M. *et al.* (Org.). **Disconnected: skills, education, and employment in Latin America**. Washington: IDB, 2012.

BITLER, M.; GELBACH, J.; HOYNES, H. What mean impacts miss: distributional effects of welfare reform experiments. **American Economic Review**, v. 96, n. 4, p. 988-1012, Sept. 2006.

BLOOM, N. *et al.* Does management matter in schools? **The Economic Journal**, v. 125, n. 584, p. 647-674, May 2015.

BRUNS, B.; COSTA, L.; CUNHA, N. Through the looking glass: can classroom observation and coaching improve teacher performance in Brazil? **Economics of Education Review**, v. 64, p. 214-250, June 2018.

BRUNS, B.; EVANS, D.; LUQUE, J. **Achieving world-class education in Brazil: the next agenda**. Washington: World Bank, 2012.

BRUNS, B.; LUQUE, J. (Org.). **Professores excelentes: como melhorar aprendizagem dos estudantes na América Latina e no Caribe**. Washington: World Bank, 2015.

CHETTY, R.; FRIEDMAN, J. N.; ROCKOFF, J. E. Measuring the impacts of teachers I: evaluating bias in teacher value-added estimates. **American Economic Review**, v. 104, n. 9, p. 2593-2632, Sept. 2014a.

_____. Measuring the impacts of teachers II: teacher value-added and student outcomes in adulthood. **American Economic Review**, v. 104, n. 9, p. 2633-2679, Sept. 2014b.

CRUZ, P.; MONTEIRO, L. (Org.). **Anuário Brasileiro da Educação Básica 2019**. São Paulo: Todos pela Educação; Moderna, 2019.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. The technology of skill formation. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 31-47, May 2007.

DE HOYOS, R.; ROGERS, H.; SZÉKELY, M. **Ninis en América Latina: 20 millones de jóvenes en busca de oportunidades**. Washington, World Bank, 2016.

DEMING, D. J. *et al.* School accountability, postsecondary attainment and earnings. **Review of Economics and Statistics**, v. 98, n. 5, p. 848-862, Dec. 2016.

DUFLO, E.; DUPAS, P.; KREMER, M. School governance, teacher incentives, and pupil-teacher ratios: experimental evidence from Kenyan primary schools. **Journal of Public Economics**, v. 123, p. 92-110, Mar. 2015.

DUFLO, E.; GLENNESTER, R.; KREMER, M. Using randomization in development economics research: a toolkit. *In*: SCHULTZ, T. P.; STRAUSS, J. (Ed.). **Handbook of development economics**. Amsterdam: North Holland, 2007. v. 4. p. 3895-3962.

DUFLO, E.; HANNA, R.; RYAN, S. Monitoring works: getting teachers to come to school. **American Economic Review**, v. 102, v. 4, p. 1241-1278, June 2012.

FERNANDES, R.; GREMAUD, A. Qualidade da educação básica: avaliação, indicadores e metas. In: VELOSO, F. *et al.* (Org.). **Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009. p. 213-238.

FERREIRA, R. **Alocação de recursos financeiros e a função de produção escolar**. 2014. 73 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2014.

FINAMOR, L. **Quality of education and human capital decisions: experimental evidence from Brazil**. 2017. 56 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2017.

FIRPO, S. Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects. **Econometrica**, v. 75, n. 1, p. 259-276, Jan. 2007.

FROLICH, M.; MELLY, B. Estimation of quantile treatment effects with Stata. **The Stata Journal**, v. 10, n. 3, p. 423-457, 2010.

FRYER, R. G. Financial incentives and student achievement: evidence from randomized trials. **Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n. 4, p. 1755-1798, Nov. 2010.

GERTLER, P.; PATRINOS, H. A.; RUBIO-CODINA, M. Empowering parents to improve education: evidence from rural Mexico. **Journal of Development Economics**, v. 99, n. 1, p. 68-79, Sept. 2012.

GLEWWE, P.; KREMER, M. Schools, teachers and education outcomes in developing countries. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of economics of education**. Amsterdam: North Holland, 2006. v. 2. p. 945-1017.

HANUSHEK, E. A. The failure of input-based schooling policies. **The Economic Journal**, v. 113, n. 485, p. 64-98, Feb. 2003.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teacher quality. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006. v. 2. p. 1052-1080.

HANUSHEK, E. A. *et al.* Does peer ability affect student achievement? **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 5, p. 527-544, Sept.-Oct. 2003.

HECKMAN, J.; RUBINSTEIN, Y. The importance of non-cognitive skills: lessons from the GED Testing Program. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 145-149, May 2001.

HIRANO, K.; IMBENS, G.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, July 2003.

HOXBY, C. **Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation**. Cambridge, United States: NBER, Aug. 2000. (Research Working Paper, n. 7867).

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados do Censo Escolar da Educação Básica 2015**. Brasília: Inep, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3B2wEZZ>>.

_____. **Relatório Brasil no Pisa 2018**. Brasília: Inep, 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3pejaYh>>.

IU – INSTITUTO UNIBANCO. **Relatório de atividades 2008**. São Paulo: IU, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/3NOk5cj>>.

_____. **Relatório de atividades 2009**. São Paulo: IU, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3NOk5cj>>.

_____. **Relatório de atividades 2010**. São Paulo: IU, 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3VEPOys>>.

_____. **Relatório de atividades 2011**. São Paulo: IU, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3VEPOys>>.

_____. **Guia de escolha das metodologias Jovem de Futuro**: Proemi/JF 2013. São Paulo: IU, 2013. Disponível em: <<http://bit.ly/3M2YFao>>.

_____. **Jovem de Futuro**: indicadores educacionais – Ceará. São Paulo: IU, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3G7kYYM>>.

JACKSON, C. K. **The effects of an incentive-based high-school intervention on college outcomes**. Cambridge, United States: NBER, Feb. 2010. (Working Paper, n. 15722).

JACOB, B. A.; LEFGREN, L. Remedial education and student achievement: a regression-discontinuity analysis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 226-244, 2004.

KOENKER, R.; BASSETT JUNIOR, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

LAVY, V. **Teachers' pay for performance in the long-run: effects on students' educational and labor market outcomes in adulthood**. Cambridge, United States: NBER, Feb. 2015. (Working Paper, n. 20983).

LAZEAR, E. P. Teacher incentives. **Swedish Economic Policy Review**, v. 10, n. 2, p. 179-214, 2003.

MARINELLI, H. A.; BERLINSKI, S.; BUSSO, M. Remedial education: evidence from a sequence of experiments in Colombia. **The Journal of Human Resources**, n. 0320-10801R2, Oct. 2021. Disponível em: <<https://bit.ly/41nBhIQ>>.

MEYER, R. Value-added indicators of school performance: a primer. **Economics of Education Review**, v. 16, n. 3, p. 282-301, June 1997.

MENEZES-FILHO, N. F. **Os determinantes do desempenho escolar no Brasil**. São Paulo: Instituto Futuro Brasil, 2007.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance**. Paris: OECD Publishing, 2018.

OLIVA, B. T. **Três ensaios de economia de educação**. 2014. 110 f. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2014.

PATRINOS, H. A.; BARRERA-OSORIO, F.; GUÁQUETA, J. (Org.). **The role and impact of public-private partnerships in education**. Washington: The World Bank, 2009.

ROCKOFF, J. E.; TURNER, L. Short run impacts of accountability on school quality. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 2, n. 4, p. 119-147, Nov. 2010.

ROSA, L. S. N. **Avaliação de impacto do Programa Jovem de Futuro**. 2015. 78 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

RUMBERGER, R.; LIM, S. A. **Why students drop out of school: a review of 25 years of research**. Santa Barbara: California, 2008. (California Dropout Research Project Report, n. 15).

SHELDON, S. B. Improving student attendance with school, family and community partnerships. **The Journal of Educational Research**, v. 100, n. 5, p. 267-275, May-June 2007.

SILVA, S. P. R. **Análise dos efeitos de programas educacionais: o caso Projeto Jovem de Futuro do Instituto Unibanco**. 2010. 78 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2010.

TAKEUTI, C. **Os efeitos da gestão escolar com autonomia financeira**. 2014. 67 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2014.

TAVARES, P. A. The impact of school management practices on educational performance: evidence from public schools in São Paulo. **Economics of Education Review**, v. 48, p. 1-15, Oct. 2015.

WÖßMANN, L. The importance of school systems: evidence from international differences in student achievement. **Journal of Economic Perspectives**, v. 30, n. 3, p. 3-32, Summer 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3LLh8GM>>.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Impacto do Projeto Jovem de Futuro¹ na proficiência em matemática: modelo com controles (2015)

	Regressão linear (1)	RQ – modelo com variáveis de controle por quantil (2)				
		10%	25%	50%	75%	90%
Tratado	5,010* (0,903)	2,671 (1,914)	3,381** (1,192)	3,819*** (1,042)	4,417*** (1,126)	8,137*** (1,466)
nota_mat_2013	0,498* (0,010)	0,366*** (0,021)	0,450*** (0,015)	0,527*** (0,013)	0,558*** (0,014)	0,563*** (0,015)
nota_LP_2013	0,210* (0,012)	0,220*** (0,029)	0,231*** (0,016)	0,220*** (0,015)	0,204*** (0,015)	0,1813*** (0,017)
duracao_turma	0,087* (0,010)	0,079*** (0,024)	0,079*** (0,013)	0,096*** (0,012)	0,081*** (0,012)	0,068*** (0,012)
Idade	-0,696* (0,136)	-0,592* (0,287)	-0,543* (0,250)	-0,534** (0,186)	-0,681*** (0,161)	-0,779*** (0,199)
noturno_2015	-2,851* (1,146)	-0,800 (2,546)	-2,260 (1,537)	-1,952 (1,428)	-3,493** (1,336)	-6,424*** (1,824)
nivel_complex	-0,608 (0,560)	-0,277 (1,042)	-0,539 (0,717)	-0,905 (0,721)	-0,558 (0,617)	-0,323 (0,915)
mae_estudou	0,209 (0,884)	-0,516 (1,552)	0,602 (1,114)	-0,449 (1,021)	0,617 (1,041)	2,702 (1,491)
exper_diretor	-0,0331 (0,736)	0,258 (1,270)	0,780 (1,002)	-0,0045 (0,843)	0,792 (0,857)	-0,029 (1,133)
Homem	3,892* (0,753)	-0,296 (1,304)	2,254* (1,961)	4,028*** (0,844)	5,742*** (0,943)	7,550*** (1,153)
recebe_bf	1,376 (0,756)	2,272 (1,332)	2,888** (0,931)	0,7308 (0,843)	0,310 (0,860)	2,437 (1,266)
Fortaleza	-5,542* (0,955)	-7,984*** (1,466)	-6,094*** (1,252)	-5,704*** (1,222)	-4,082*** (1,196)	-2,853* (1,452)
sem_pos_MT	-0,178 (0,785)	1,124 (1,371)	-0,911 (1,057)	-0,000 (0,936)	0,042 (1,074)	-0,173 (1,262)
grad_prof_MT	0,255 (0,78)	0,300 (1,411)	1,063 (1,114)	0,904 (0,900)	-0,914 (1,097)	-1,076 (1,297)
Constante	68,85* (5,462)	52,92*** (10,17)	50,46*** (7,838)	56,29*** (5,733)	80,37*** (5,791)	106,20*** (6,765)
R2	0,418	0,146	0,194	0,238	0,292	0,317
P-valor F	0,000					
Número de observações	10.747	-	-	-	-	-

Fonte: Spaece 2015.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Projeto Jovem de Futuro – PJF.

Obs.: 1. Regressão linear com erros robustos.

2. Os valores em parênteses referem-se ao erro-padrão.

3. Estimativa dos erros-padrão com técnica de *bootstrap* (cem replicações).

4. Significância: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

TABELA A.2
Impacto do PJF na proficiência em língua portuguesa: modelo com controles (2015)

	Regressão linear (1)	RQ – modelo com variáveis de controle por quantil (2)				
		10%	25%	50%	75%	90%
Tratado	4,239*** (0,856)	7,059*** (1,894)	4,4216*** (0,985)	2,950*** (0,994)	2,728** (1,009)	3,547** (1,423)
nota_mat_2013	0,217*** (0,009)	0,205*** (0,019)	0,227*** (0,015)	0,224*** (0,010)	0,222*** (0,011)	0,227*** (0,013)
nota_LP_2013	0,556*** (0,011)	0,601*** (0,021)	0,618*** (0,017)	0,595*** (0,011)	0,561*** (0,013)	0,492*** (0,017)
duracao_turma	0,0410*** (0,008)	0,049** (0,020)	0,052*** (0,013)	0,032*** (0,0077)	0,0332*** (0,0093)	0,0200 (0,016)
Idade	-0,593*** (0,137)	-0,294 (0,283)	-0,546** (0,202)	-0,629*** (0,170)	-0,592*** (0,164)	-0,658*** (0,175)
noturno_2015	-7,956*** (1,049)	-8,395** (2,563)	-6,405** (2,037)	-7,722*** (1,009)	-6,986*** (1,315)	-8,203*** (1,683)
nivel_complex	-0,707 (0,490)	0,192 (1,275)	-1,212 (0,725)	-1,230* (0,536)	-0,974 (0,523)	0,394 (0,770)
mae_estudou	1,242 (0,805)	-2,715 (1,788)	0,960 (1,255)	2,308** (0,851)	2,714** (0,889)	3,934** (1,248)
exper_diretor	-0,338 (0,661)	-2,206 (1,445)	0,043 (0,778)	0,391 (0,752)	0,948 (0,821)	0,748 (0,955)
Homem	-7,569*** (0,678)	-14,92*** (1,519)	-9,921*** (0,899)	-5,734*** (0,728)	-4,841*** (0,731)	-2,573* (1,015)
recebe_bf	0,505 (0,680)	2,336 (1,655)	1,745 (0,919)	1,210 (0,744)	-0,173 (0,853)	-1,094 (1,098)
Fortaleza	-3,894*** (0,946)	-10,46*** (1,891)	-6,263*** (1,234)	-3,679** (1,131)	-0,846 (0,869)	2,040 (1,640)
sem_pos_LP	-0,421 (0,695)	-1,953 (1,412)	-0,573 (0,956)	-0,857 (0,850)	0,324 (0,853)	0,765 (1,048)
grad_prof_LP	1,434* (0,689)	2,867 (1,529)	2,600* (1,052)	1,227 (0,853)	0,234 (0,716)	0,468 (1,052)
Constante	66,89*** (5,008)	6,48 (11,15)	26,84*** (7,131)	61,39*** (5,192)	87,91*** (4,932)	120,10*** (8,051)
R2/pseudo R2	0,467	0,226	0,293	0,317	0,298	0,270
p-valor F	0,000					
Número de observações	11.523	-	-	-	-	-

Fonte: Spaece 2015.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Regressão linear com erros robustos.

2. Os valores em parênteses referem-se ao erro-padrão.

3. Estimação dos erros-padrão com técnica de *bootstrap* (cem replicações).

4. Significância: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

APÊNDICE B

QUADRO B.1

Resumo dos estudos de avaliação do Projeto Jovem de Futuro¹

	Período de análise/ abrangência	Variáveis dependentes/unidade de análise	Método(s)	Impactos/achados
Barros <i>et al.</i> (2012)	Minas Gerais e Rio Grande do Sul – 2008-2009 (anos do projeto)	Resultados das provas diagnóstica e somativas aplicadas pelo Instituto Unibanco (IU).	Diferença entre as médias das escolas de cada grupo (controle e tratamento). Regressão para efeito dos recursos do projeto por eixo de investimento.	Positivo e significativo, mínimo de 15 pontos em língua portuguesa e matemática nos dois estados. Impacto positivo dos gastos para aumentar a frequência dos professores.
Barros <i>et al.</i> (2017)	Estados da primeira e segunda geração (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Vale do Paraíba (VP) em São Paulo, Rio de Janeiro, Ceará, Pará, Mato Grosso do Sul e Goiás) – 2008-2015	Resultados dos testes padronizados dos sistemas estaduais de avaliação em língua escala. Unidade de análise: média por escola das notas dos alunos tratados – expostos ao projeto.	Diferenças em diferenças (DD).	Impactos positivos e significantes em todos os estados, variando entre 1 e 10. Impacto médio ponderado de 5 pontos (15% do desvio-padrão) nos testes de língua portuguesa e matemática. Maior impacto em língua portuguesa que em matemática.
Silva (2010)	Minas Gerais e Rio Grande do Sul, 2008 (primeiro ano do projeto)	Resultado das provas diagnóstica (linha de base) e somativa (fim de 2008). Dados individualizados por aluno.	Modelo de efeitos mistos.	Minas Gerais: impacto de 11 pontos (0,23 desvios-padrão) em matemática e 15 pontos (0,30 desvios-padrão) em português. Rio Grande do Sul: impacto de 21 pontos (0,46 desvios-padrão) em matemática e 24 pontos (0,47 desvios-padrão) em língua portuguesa. Redução da desigualdade na distribuição das notas dos alunos. Impactos positivos dos três tipos de investimentos – maior dos incentivos a professores em Minas Gerais e alunos no Rio Grande do Sul. Efeitos heterogêneos observados: maiores efeitos em escolas e alunos de baixo rendimento.
Ferreira (2014)	Rio de Janeiro e São Paulo (região metropolitana – RM e Vale do Paraíba – VP) – 2010-2012 (segunda fase do piloto)	Notas das provas diagnósticas e somativas aplicadas nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Unidade de medida: média das escolas.	Mínimos quadrados ordinários (MQO) e modelo de efeitos fixos. Função de produção escolar; otimização sujeita a restrições nas escolas assistidas.	Impactos positivos em matemática e língua portuguesa na média geral e em São Paulo – VP (16 pontos em matemática e 13 em língua portuguesa) e Rio de Janeiro (16 pontos em matemática e 22 pontos em língua portuguesa), mas não significativo na RM de São Paulo. Maior efeito dos gastos de infraestrutura no longo prazo e incentivos a alunos, no curto prazo. Concluiu que os diretores alocam recursos de forma eficiente.

(Continua)

(Continuação)	Período de análise/abrançagem	Variáveis dependentes/unidade de análise	Método(s)	Impactos/achados
Oliveira (2014)	Minas Gerais e Rio Grande do Sul – 2008-2010. RJ e SP – 2010-2012. Toda a fase-piloto.	Resultados das escolas nas provas de IU e média da dupla professor/escola. Rotatividade de professores novos: com graduação e com pós e novos alunos de escolas particulares. Unidade de análise: escola e dupla professor/escola.	DD com efeitos fixos.	Pouca evidência de impacto nas variáveis associadas à função escolar (infraestrutura, qualificação dos professores, esforço do professor, atração de alunos de escolas particulares e retenção do professor). Concluiu que a gestão escolar e o sistema de incentivos elevam o desempenho dos alunos, sem alteração dos insumos existentes.
Takeuti (2014)	Minas Gerais e Rio Grande do Sul – 1ª etapa do piloto (2008-2010)	Notas das provas de proficiência aplicadas pelo IU (diagnóstica e somativa). Variáveis de interesse oriundas do questionário socioeconômico e de pesquisa de clima escolar aplicada pelo IU (satisfação com a escola, práticas pedagógicas, indicação de livros, atividades culturais, consumo de drogas e bebidas etc.). Unidade de análise: aluno e escola.	Teste de igualdade das médias antes e depois (controle e tratamento) para os resultados de clima escolar. Modelo de DD para impacto em proficiência e no clima, com clusterização por escola e controle de variáveis explicativas. Análise de heterogeneidade.	Impacto em proficiência em matemática e língua portuguesa e aumento de variáveis de interesse: professores – mudanças nas práticas pedagógicas, mais envolvimento, maior uso de recursos tecnológicos nas aulas, mais presença, esforço e indicação de livros; aluno – mais interesse pela leitura, melhor clima escolar e redução de brigas, drogas e bebidas, mais satisfação com atividades extracurriculares (culturais, excursões etc.), gestão escolar e uso da sala de informática.
Rosa (2015)	Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, RM de São Paulo e SP. -VP – toda a fase-piloto (primeira geração)	Notas das provas de proficiência aplicadas pelo IU (diagnóstica e somativa), evasão. Unidade de análise: aluno e escola.	DD – painel de dados (notas diagnósticas e notas finais, em períodos diferentes) e modelo binário <i>probit</i> para evasão e repetência.	Impactos positivos e significantes – exceto Minas Gerais –, em matemática e língua portuguesa, sendo o maior impacto no Rio de Janeiro. Efeitos heterogêneos maior nas escolas de maior desempenho. Fluxo: impacto negativo e significante nos estados da primeira fase do piloto (Minas Gerais e Rio Grande do Sul), nos outros não conclusivo. Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) simulado: impacto positivo para proficiência, e não para fluxo. Exame Nacional do Ensino Médio (Enem): positivos em língua portuguesa, matemática e ciências.
Finamor (2017)	Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Rio de Janeiro – estados da primeira geração	Resultados das notas do Enem. Indicadores do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) e resultados do Enem. Resultados de empregabilidade da Relação Anual de Informações Sociais (Rais). Unidade de análise: alunos da 1ª série (ITT)	Regressão múltipla (MQO)	Impactos positivos nas notas do Enem e maior probabilidade dos alunos tratados de entrar em universidades públicas e cursos de maior qualidade. Diminui o número de jovens que somente trabalham (maior impacto em homens). Impacta as decisões individuais de investimento em capital humano.

Elaboração dos autores.

Nota: 1 Projeto Jovem de Futuro – PJF.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. de. *et al.* Impacto do Projeto Jovem de Futuro. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 23, n. 51, p. 214-226, 2012.

_____. Impacto do Projeto Jovem de Futuro sobre a aprendizagem em escolas públicas. *In*: IU – INSTITUTO UNIBANCO. **Caminhos para a qualidade da educação pública: impactos e evidências**. São Paulo: IU, 2017. p. 38-57. Disponível em: <<https://bit.ly/3B46TIz>>.

FERREIRA, R. **Alocação de recursos financeiros e a função de produção escolar**. 2014. 73 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014.

FINAMOR, L. **Quality of education and human capital decisions: experimental evidence from Brazil**. 2017. 56 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2017.

OLIVA, B. T. **Três ensaios de economia de educação**. 2014. 110 f. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014.

ROSA, L. S. N. **Avaliação de impacto do Programa Jovem de Futuro**. 2015. 78 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

SILVA, S. P. R. **Análise dos efeitos de programas educacionais: o caso Projeto Jovem de Futuro do Instituto Unibanco**. 2010. 78 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2010.

TAKEUTI, C. **Os efeitos da gestão escolar com autonomia financeira**. 2014. 67 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014.

Originais submetidos em: jul. 2019.

Última versão recebida em: jul. 2020.

Aprovada em: jul. 2020.

A DINÂMICA DA ECONOMIA BRASILEIRA EM UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO DINÂMICO COM BANCOS E EMPREENDEDORES^{1,2}

Celso J. Costa Junior³

Thadeu L. Accoroni Theodoro⁴

Este trabalho busca contribuir para uma melhor compreensão de como fricções financeiras influenciam no surgimento de novas de empresas e, conseqüentemente, na dinâmica da economia brasileira. Para tanto, usou-se um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE), seguindo Poutineau e Vermandel (2015), estimado com dados trimestrais do Brasil para o intervalo que abrange os anos de 2008 a 2016. Os resultados obtidos neste estudo confirmam as conclusões de Poutineau e Vermandel (2015) de que as fricções financeiras podem desempenhar um papel crítico na replicação do comportamento do mundo real, concluindo também que os choques financeiros produzem um efeito cumulativo na economia. Por outro lado, verifica que, no caso do Brasil, os fatores financeiros são relevantes, mas não preponderantes, para a criação de empresas no período mais curto da análise, apresentando uma consistente relevância no longo prazo.

Palavras-chave: fricções financeiras; modelos DSGEs; empreendedores.

THE DYNAMICS OF THE BRAZILIAN ECONOMY IN A DSGE MODEL WITH BANKS AND ENTREPRENEURS

This paper seeks to contribute to a better understanding of how financial frictions influence the emergence of new companies and, consequently, the dynamics of the Brazilian economy. For this, a DSGE model was used, following Poutineau and Vermandel (2015), estimated with quarterly data from Brazil for the range from 2008 to 2016. The results obtained in this study confirm the conclusions of Poutineau and Vermandel (2015) that financial frictions can play a critical role in replicating real-world behavior, also concluding that financial shocks have a cumulative effect on the economy. On the other hand, it finds that, in the case of Brazil, financial factors are relevant, but not preponderant, for the creation of companies in the shorter period of analysis, presenting a consistent relevance in the long term.

Keywords: financial frictions; DSGE models; entrepreneurs.

JEL: E30; C11; E59.

1 INTRODUÇÃO

Com base na abordagem de Poutineau e Vermandel (2015), este trabalho busca contribuir para uma melhor compreensão do papel de fricções financeiras e choques financeiros no surgimento de novas empresas e, conseqüentemente, na dinâmica da economia brasileira. Os destaques dessa abordagem são os bancos e a atividade

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art6>

2. Agradecemos à instituição Caixa Econômica Federal o incentivo financeiro para o desenvolvimento deste trabalho.

3. Professor adjunto da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG). *E-mail:* <cjcjunior@uepg.br>.

4. Caixa Econômica Federal. *E-mail:* <thadeu_theodoro@gmail.com>.

empreendedora, configurados de forma inovadora em um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE), que é estimado com dados (trimestrais) do Brasil para o intervalo que abrange os anos de 2008 a 2016.

A compreensão de como os fatores financeiros influenciam no surgimento de novas empresas é importante para entender os ciclos de negócios, que, apesar de ser um tema bastante debatido, a maior parte da literatura negligencia os bancos e os empreendedores como atores importantes para essa dinâmica. Poutineau e Vermandel (2015) utilizam um modelo DSGE que combina a determinação endógena do número de empresas e fricções financeiras, dando origem a um acelerador financeiro, que é o ponto de destaque na criação de novas empresas. Para introduzir um mecanismo de aceleração financeira, os referidos autores assumem que os empreendedores são otimistas sobre as previsões de lucratividade de seus projetos bem como sobre suas próprias habilidades.

De acordo com o mesmo modelo, a decisão de criar uma nova unidade de produção emana de famílias e empresários. Como as novas empresas precisam ser constituídas um período antes da produção dos novos bens, os empreendedores devem tomar empréstimos bancários para financiar parte das despesas para iniciar o novo negócio.

Diferente de modelos DSGEs com fricções financeiras mais tradicionais, o modelo-base deste trabalho expande a restrição financeira dos empreendedores, permitindo que eles decidam investir no capital das empresas existentes ou no financiamento de novas linhas de produção. Como consequência, tanto a acumulação de capital (que determina a margem intensiva) quanto a entrada de novas empresas (que determina a margem extensiva) são afetadas por choques e fricções financeiras.

As análises são realizadas da forma descrita a seguir.

- 1) Os efeitos das fricções financeiras são estudados por meio de choques não financeiros (produtividade, gastos do governo, custos e política monetária) de forma comparativa no modelo estimado com e sem fricções financeiras.
- 2) Os efeitos dos choques financeiros na economia são avaliados com base na dinâmica interna do modelo estimado com fricções financeiras.
- 3) O papel de fatores financeiros para a criação de empresas é examinado por meio de um exercício de decomposição de variância.

Os resultados obtidos neste estudo confirmam as conclusões de Poutineau e Vermandel (2015) de que as fricções financeiras podem desempenhar um papel crítico na replicação do comportamento do mundo real, concluindo também que os choques financeiros produzem um efeito cumulativo na economia. Por outro lado, verifica que, no caso do Brasil, os fatores financeiros são relevantes, mas não preponderantes, para a criação de empresas no período mais curto da análise, apresentando uma consistente relevância no longo prazo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este trabalho buscou reproduzir para o Brasil uma análise focada nos efeitos de fricções financeiras e choques financeiros no número de empresas da economia. A abordagem conta com empresas entrantes endógenas, combinada com um acelerador financeiro, em um mesmo DSGE.

Ghironi e Melitz (2007) e Colciago e Etro (2010) estudaram a entrada endógena de empresas, fornecendo *insights* sobre como os choques podem ser transmitidos para o equilíbrio macroeconômico. Já Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007) forneceram um novo padrão para o estudo da transmissão de choques reais e monetários, mostrando que expansões econômicas favorecem taxas mais elevadas de empresas entrantes. Destacam também que o atraso de resposta, decorrente do prazo necessário para se estruturar um novo negócio, gera um mecanismo de propagação endógena nos modelos de ciclo de negócios. Adotam como principal equação uma condição de não arbitragem que equaliza o valor de mercado dos potenciais entrantes a um custo irrecuperável, que representa as despesas para início de atividades de um novo empreendimento.

Esse tipo de formulação considera que uma nova empresa só pode fornecer um novo bem ao consumidor um período após a sua entrada no mercado, pois o período inicial é dedicado à estruturação do novo negócio. Tal configuração permite flexibilidade de análise para diversas questões macroeconômicas, conforme Etro (2014).

No modelo de Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007), a oportunidade de introduzir novas variedades de bens para o consumo (com a entrada de novas empresas) é afetada principalmente por fatores reais. Nessa abordagem as despesas de novos negócios são financiadas pelas famílias, por meio do acúmulo de ações de empresas (efeito riqueza). Além disso, o preço das ações flutua endogenamente em resposta a choques. Isso simplifica o lado financeiro, mas pode estar em desacordo com boa parte das situações da vida real, em que os empreendedores enfrentam restrições financeiras para financiar novos projetos.

Etro (2014) destaca que imperfeições do mercado de crédito podem ser introduzidas na dinâmica da economia, afetando a criação de empresas. No Brasil, por exemplo, não é difícil encontrar informações sobre a dificuldade do acesso ao crédito,⁵ além de reclamações sobre elevadas exigências de garantias. Na prática, a obtenção de empréstimos e a captação de recursos no mercado representam importantes obstáculos para a criação de um novo negócio.

5. São recorrentes as notícias sobre o assunto em *sites* e jornais de negócios. Como exemplo, temos a notícia veiculada pela Confederação das Associações Comerciais e Empresariais do Brasil, em 5 de outubro de 2017, sobre a sessão especial do Senado, em que se pontuou a dificuldade de acesso ao crédito como um dos principais obstáculos enfrentados pelas micro e pequenas empresas (MPEs), as quais representavam, naquela data, cerca de 98% dos negócios brasileiros. Disponível em: <<https://bit.ly/3nDPT8C>>.

Diferentes estudos, como Levine (1997), Beck, Levine e Loayza (2000) e Guiso, Sapienza e Zingales (2004), buscaram entender as diferentes maneiras de como o desenvolvimento do sistema financeiro afeta a economia. Levine (1997) pontua que o sistema financeiro é moldado por desenvolvimentos não financeiros que se traduzem em diversos fatores capazes de influenciar a qualidade dos serviços e a estrutura do sistema. Guiso, Sapienza e Zingales (2004), por sua vez, indicam que desenvolvimento financeiro local é relevante tanto para pequenas quanto para grandes empresas.

Dessa forma, alguns trabalhos têm atribuído um papel de destaque aos bancos para a criação de empresas, pois permitem diminuir as restrições financeiras dos empreendedores. La Croce e Rossi (2015) formataram um modelo DSGE com bancos em competição monopolística e entrada endógena de empresas, em um formato que incorpora o papel do setor bancário e sua dinâmica ao setor empresarial. La Croce e Rossi (2014) já haviam utilizado um modelo com entrada endógena de empresas, preços flexíveis, bancos em competição monopolística e taxas de juros rígidas. Ambos os modelos utilizam um custo de entrada associado a unidades de trabalho.

Outro exemplo é o trabalho de Bergin, Feng e Lin (2014), em que empresas podem ter seus custos de entrada financiados por uma combinação de capital e dívida. Destacam que quando a entrada de empresas diminui em resposta a um choque financeiro, as sobreviventes apresentam um maior valor patrimonial, o que as ajuda a relaxar a restrição financeira. Concluem, por fim, que a forma como um choque financeiro se propaga por meio da economia real depende fundamentalmente de como ele afeta a dinâmica empresarial.

Em relação ao mercado brasileiro, Silva Junior e Divino (2013) identificaram que o prêmio de risco é uma variável relevante para explicar o ciclo macroeconômico, pois o aumento na incerteza sobre os empreendimentos privados reduz a oferta de crédito, que, por sua vez, assume um papel relevante na transmissão da política monetária. Adicionalmente, Nunes e Portugal (2018) mostraram que a política de crédito conseguiu mitigar os efeitos recessivos de uma crise financeira na cotação dos ativos privados e no patrimônio dos bancos.

Em consonância com essa literatura crescente, a análise proposta por Poutineau e Vermandel (2015) traz contribuições importantes. Primeiro, permite que o empreendedor aloque parte de sua riqueza líquida, em conjunto com empréstimos bancários, para financiar tanto as operações de empresas existentes quanto a criação de outras (um período antes da produção efetiva de novos bens). Um ponto de destaque dessa abordagem é que os empreendedores adotam um comportamento de otimismo, ou seja, tendem a superestimar a rentabilidade de seus projetos de investimento, produzindo um fator-chave na criação de novas empresas: um acelerador

financeiro, em consonância com Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999). Isso introduz um mecanismo que permite a propagação e a amplificação de choques.

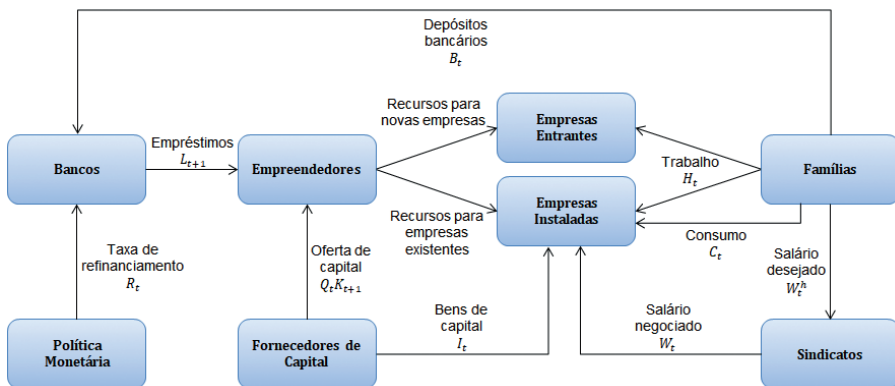
Além disso, a abordagem dos referidos autores combina rigidez de preços, de salários e de taxas de empréstimo; com o sistema bancário assumindo o papel de determinar esta última variável, compatível com Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) e Gerali *et al.* (2010). Assim, os bancos assumem o papel de coletar depósitos das famílias e emprestar aos empreendedores. Adicionalmente, o modelo trabalha com um repasse imperfeito da taxa de juros para a taxa de empréstimo bancário, conforme Gerali *et al.* (2010) e Pari'es, Sørensen e Palenzuela (2011). Para obter uma representação homogênea dos custos de ajuste entre os agentes, supõe-se que os bancos sejam afetados por uma tecnologia original ao ajustar sua taxa de empréstimo, como em Rotemberg (1982).

Por fim, os autores quantificam a contribuição relativa dos choques nas flutuações, como em Smets e Wouters (2003; 2007). Dessa forma, a atribuição de um papel mais realista ao setor financeiro favorece a compreensão de como os choques relacionados ao sistema bancário (pelo canal de juros e garantias) e à bolsa de valores (pela riqueza) afetam a contribuição relativa da atividade empreendedora nas flutuações da produção.

3 O MODELO

A estrutura do modelo é a mesma desenvolvida por Poutineau e Vermandel (2015) e está resumida na figura 1.

FIGURA 1
Desenho esquemático do modelo novo keynesiano com empresas entrantes endógenas e fricções financeiras



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A economia configurada no modelo é povoada por famílias, empresas intermediárias e finais, empreendedores e um sistema bancário. As famílias consomem bens finais e fornecem mão de obra às empresas. O setor intermediário produz bens intermediários, que são utilizados por empresas finais para produzir bens finais. Cada empresa é especializada na produção de um bem específico (intermediário ou final). O número total de empresas (e bens finais) é normalizado para um, enquanto que o número total de empresas (e bens intermediários) é determinado endogenamente no modelo (definindo a margem extensiva).

Cada componente desse modelo é apresentado no apêndice A em mais detalhes.

4 ESTIMAÇÃO E BASES DE DADOS

A estimação do modelo seguiu o mesmo formato aplicado por Poutineau e Vermandel (2015), os quais adotam o método de estimação de modelos novo keynesianos de Smets e Wouters (2007), acrescido de séries financeiras, como em Christiano, Motto e Rostagno (2014), e empresas entrantes, como em Lewis e Stevens (2015), por meio de técnicas de estimação bayesianas.

4.1 Dados

O modelo foi estimado com dados trimestrais do Brasil para o período que vai do primeiro trimestre de 2008 ao quarto trimestre de 2016. O fato de a amostra ser consideravelmente curta é consequência, principalmente, das poucas séries disponíveis no Brasil sobre a criação de empresas. As séries localizadas são descontinuas, despadronizadas e curtas.

De toda forma, foram empreendidos esforços para se utilizar a maior quantidade disponível e confiável de informações. Adicionalmente, outros problemas com os dados precisaram ser contornados, conforme pode ser verificado na descrição e nos comentários sobre as séries, listados a seguir.

4.1.1 Produção

Série trimestral do produto interno bruto (PIB) a preços de mercado (variação real – em relação ao mesmo trimestre do ano anterior) obtida nas bases do Ipeadata, sendo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a fonte original. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado.

4.1.2 Consumo

Série trimestral do consumo final das famílias (variação real – em relação ao mesmo trimestre do ano anterior) obtida nas bases do Ipeadata, sendo o IBGE a fonte original. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado.

4.1.3 Investimento

Série trimestral da formação bruta de capital fixo (variação real – em relação ao mesmo trimestre do ano anterior) obtida nas bases do Ipeadata, sendo o IBGE a fonte original. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado.

4.1.4 Horas de trabalho

Série mensal do índice de horas trabalhadas – indústria (média 2006 = 100) obtida nas bases do Ipeadata, sendo a Confederação Nacional da Indústria (CNI) a fonte original. Trata-se de uma *proxy*, tendo em vista a falta de uma variável com abrangência setorial, padrão e confiabilidade. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado. Para a utilização em bases trimestrais, foi obtido o valor médio de cada trimestre e, em seguida, calculada a taxa de crescimento contra o mesmo trimestre do ano anterior.

4.1.5 Inflação

Série mensal do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de preços livres obtida nas bases do Ipeadata, sendo o Banco Central do Brasil (BCB) a fonte original. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado. Trata-se de uma categoria do índice de preços utilizado como referência para o sistema brasileiro de metas de inflação (com a exclusão de preços controlados). Por ter periodicidade mensal, a variável foi acumulada para cada trimestre⁶ e dessazonalizada pelo E-views®/Census X-13 (opções *transform – none*).

6. O cálculo de acumulação seguiu esta fórmula: $[(1 + \pi_t) \times (1 + \pi_{t-1}) \times (1 + \pi_{t-2}) - 1]$.

4.1.6 Salário (taxa de crescimento)

Série mensal do salário real médio da indústria (São Paulo) – índice (média 2006 = 100) – obtida nas bases do Ipeadata, sendo a Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp) a fonte original. Trata-se de uma *proxy*, tendo em vista a falta de uma variável com abrangência nacional e setorial, além de padrão e confiabilidade. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado. Para a construção de uma taxa de crescimento trimestral, foi utilizado o valor final de cada trimestre contra o valor final do mesmo trimestre no ano anterior.

4.1.7 Taxa juros

Série mensal da taxa *overnight*/Selic obtida nas bases do Ipeadata, sendo o BCB a fonte original. Os dados para essa variável estão disponíveis para um período bem superior ao da amostra, sem nenhuma indicação de mudança metodológica para o período utilizado. Por ter periodicidade mensal, a variável foi acumulada para cada trimestre.⁷

4.1.8 Spread

Série obtida pela composição de duas séries mensais obtidas do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS)/BCB, sendo a de *spread* médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixado) – pessoa jurídica (PJ) total (de janeiro de 2008 a fevereiro de 2011) e a de *spread* médio das operações de crédito com recursos livres – PJ total (a partir de março de 2011). Ambas as séries foram obtidas em pontos percentuais. No intervalo de março de 2011 a dezembro de 2012, as referidas séries coexistiram, por isso foi possível calcular uma relação média entre elas, a qual foi aplicada aos valores da série mais antiga como fator de correção. Para a utilização em bases trimestrais, foi calculada a média de cada trimestre.

Adicionalmente, foi necessário ajustar a série pelo prazo médio para se obter uma relação trimestral. Isso foi feito pela composição de outras duas séries obtidas do SGS/BCB, trazidas adiante.

- 1) Prazo médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixada) – outras operações – PJ – dias (de janeiro de 2008 a fevereiro de 2011).
- 2) Prazo médio da carteira de crédito com recursos livres – PJs – total – meses (a partir de março de 2011).

7. Utilizou-se a mesma fórmula de acumulação referida na nota anterior.

Da mesma forma, no intervalo de março de 2011 a dezembro de 2012, as referidas séries coexistiram, por isso foi possível calcular uma relação média entre elas, a qual foi aplicada aos valores da série mais antiga como fator de correção. Por fim, a variável foi dessazonalizada pelo E-views®/Census X-13 (opções *transform – none*).

4.1.9 Crédito

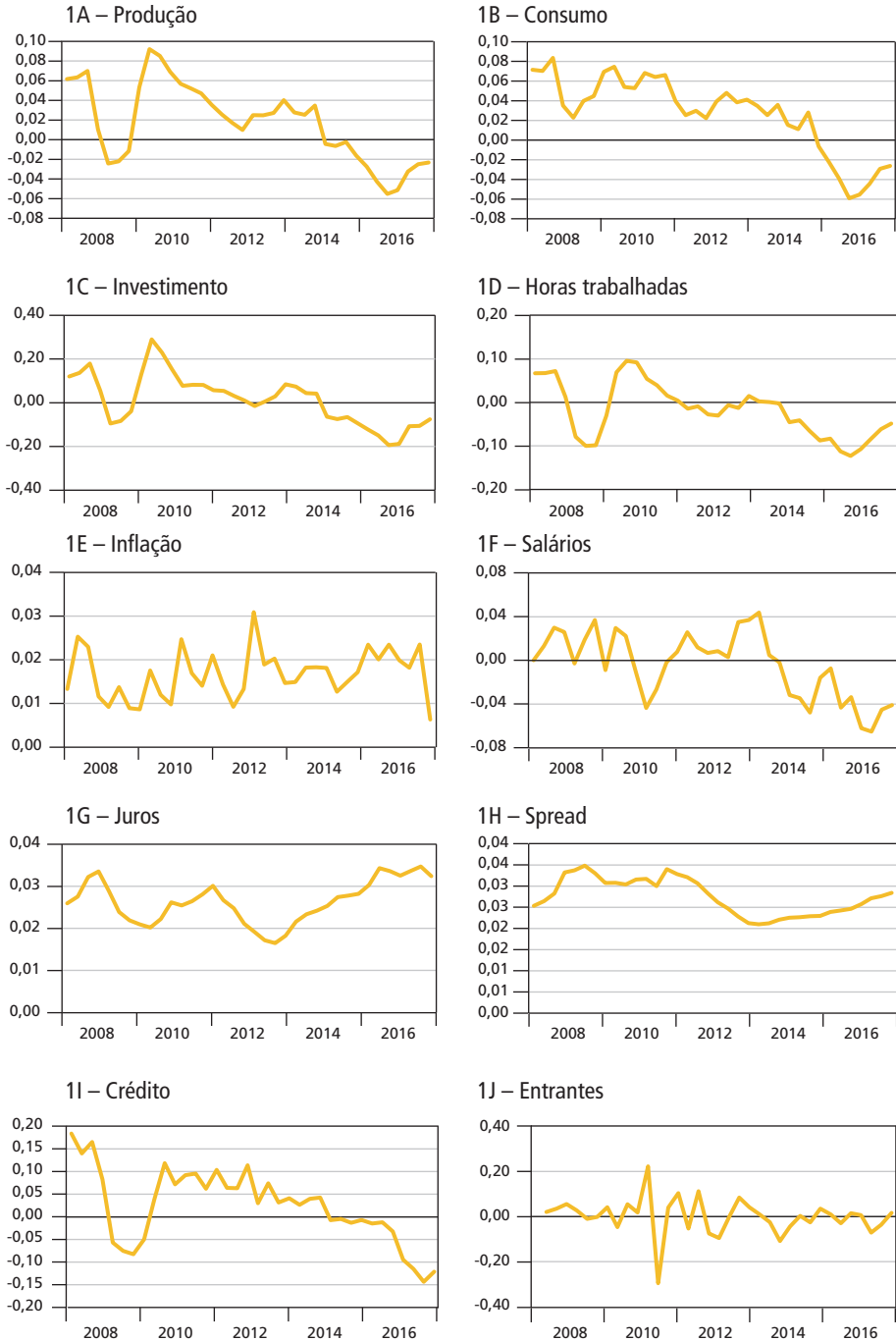
Série obtida pela composição de duas séries mensais obtidas do SGS/BCB, sendo a de concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros – PJ total (de janeiro de 2008 a fevereiro de 2011) e a de concessões de crédito com recursos livres – PJ Total (a partir de março de 2011). Ambas as séries estão em R\$ milhões. No intervalo de março de 2011 a dezembro de 2012, as séries coexistiram, por isso foi possível calcular uma relação média entre elas, a qual foi aplicada aos valores da série mais antiga como fator de correção. Para a utilização em bases trimestrais, foi acumulado o valor de cada trimestre, calculado o crescimento contra o mesmo trimestre do ano anterior.

4.1.10 Entrantes

Série anual de empresas entrantes obtida da publicação do IBGE sobre a demografia das empresas e estatísticas do empreendedorismo – 2016, com dados de 2008 a 2016. Para a transformação em bases trimestrais, utilizou-se como referência a distribuição trimestral de novas empresas publicada pela Serasa Experian para os anos de 2010 a 2016. Nos anos de 2008 e 2009, a distribuição dos trimestres foi obtida pela média de distribuição trimestral de três anos seguintes a cada um destes anos.

O gráfico 1 apresenta o resultado dessa construção, já incorporando os ajustes comentados.

GRÁFICO 1
Séries de dados utilizadas no modelo



Elaboração dos autores.

4.2 Calibração e distribuições prévias (*priors*) dos parâmetros

Parâmetros comuns na literatura de modelos de ciclo real de negócios foram adotados como padrão, seguindo o mesmo exercício implementado por Poutineau e Vermandel (2015). Entretanto, tivemos de efetuar alguns ajustes, que serão destacados adiante.

Adotamos $\beta = 0,98438$, oferecendo uma taxa real anual sem risco de 6,5%, compatível com a economia brasileira, mas diferente daquele adotado para o trabalho com dados dos Estados Unidos. A taxa de depreciação do capital é $\delta = 0,025$, como em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007). Seguindo Smets e Wouters (2007), a elasticidade de substituição entre diferentes variedades de trabalho é configurada como $\epsilon_W = 3$, que implica um *mark-up* de salário de 50%, enquanto os parâmetros de preço são configurados como $\epsilon_P = 3,8$, conforme Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007), entregando um *mark-up* de 35%. A participação do capital foi calibrada em $\alpha = 0,40$ e o custo afundado em $f_E = 5$, como adotado por Poutineau e Vermandel (2015). O gasto sobre o PIB foi adotado em 18%, $G/\bar{Y} = 0,18$, conforme Smets e Wouters (2007). Assume-se que as famílias gastam 33% de seu tempo de trabalho $\bar{H} = 1/3$. Utilizamos o *spread* de títulos corporativos adotado por Poutineau e Vermandel (2015), $(1 + \bar{r}^L)/(1 + \bar{r}) = 1 + 0,98/100$. Seguindo Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999), o estado estacionário da taxa de falência foi fixado em 2,5% ao ano (a.a.), $1 - \bar{\eta} = 2,5/400$, enquanto a taxa de alavancagem foi fixada em 50%, $\bar{L}/\bar{K} = 0,50$. De calibrações prévias, foram deduzidos os parâmetros da distribuição de Pareto. Recapitulando que seguem a distribuição de Pareto $\omega \sim P(k; \omega_{min})$, em que k é um parâmetro da distribuição e ω_{min} é o valor mínimo de $\omega \in [\omega_{min}; +\infty)$. Para se obter o valor de ω_{min} e de k , é necessário resolver o estado estacionário do modelo assumindo mercados sem fricção financeira (ou seja, $\bar{\omega}^C = \omega_{min}$ e $\bar{r}^k = \bar{r}^L$). Da equação (A.2) obtemos o equilíbrio sem fricção, $\omega_{min} = \bar{L}/\bar{K}$, enquanto a condição de primeira ordem da equação (A.3) implica $k = 1/(1 - \omega_{min})$. Dessa forma, é possível obter \bar{r}^k , \bar{m}^C e $\bar{\omega}^C$. Com isso, a calibração da elasticidade de substituição de empréstimos no estado estacionário fica próxima de 1,9, que é um pouco abaixo do valor encontrado por Gerali *et al.* (2010). Em relação à fração antecipada dos salários financiados, Poutineau e Vermandel (2015) buscaram replicar algumas propriedades dinâmicas da entrada de empresas, com $\gamma = 1$.

Para a maioria dos parâmetros dos modelos novo keynesianos ($\rho_C, h, \zeta_P, \zeta_W, \chi_I, \psi, \phi_\pi, \phi_Y, \phi_{\Delta Y}, \rho, u_P, u_W, \rho_{AG}$) e parâmetros de processos de choque ρ_S , bem como desvios-padrão das inovações σ_S de $s = \{A, G, B, I, P, W, L, E, N, R\}$, foram adotadas as *priors* de Smets e Wouters (2003; 2007). No entanto, Poutineau e Vermandel (2015) destacam que em dois aspectos se distanciaram. Em primeiro lugar, o parâmetro de desutilidade do trabalho σ_L deve permanecer abaixo de 1, como na primeira geração de modelos Real Business Cycle (RBC), a fim de amortecer a resposta de horas e entrada (especialmente após um choque monetário). O segundo aspecto visa atenuar as horas trabalhadas e as respostas de entrada de empresas, assumindo que a rigidez nominal dos salários é significativamente maior do que a dos preços.

Importante destacar que tivemos de substituir cinco das dezoito *priors* adotadas por Poutineau e Vermandel (2015), decorrente de um exercício de sensibilidade dinâmica que visou melhorar a aderência do modelo aos dados do Brasil. A tabela 1 resume essas alterações.

TABELA 1
Distribuições prévias (*priors*) substituídasTM

Parâmetros estruturais	Poutineau e Vermandel (2015)			Substituições			
	Distribuição	Média	Desvio-padrão	Distribuição	Média	Desvio-padrão	
Aversão ao consumo	σ_C	N	1,50	0,37	G	1,50	0,37
Rigidez de taxas de crédito	κ_L	N	10,0	2,50	U	20,00	30,0
Custo de investimentos	χ_I	N	4,00	1,50	U	7,50	10,0
Regra de política monetária (MPR) do hiato do produto	Φ_Y	G	0,13	0,05	U	0,40	0,06
Custo de ajuste das entrantes	χ_E	N	0,40	0,10	G	0,40	0,10

Elaboração dos autores.

Obs.: G – distribuição gama; U – distribuição uniforme; e N – distribuição normal.

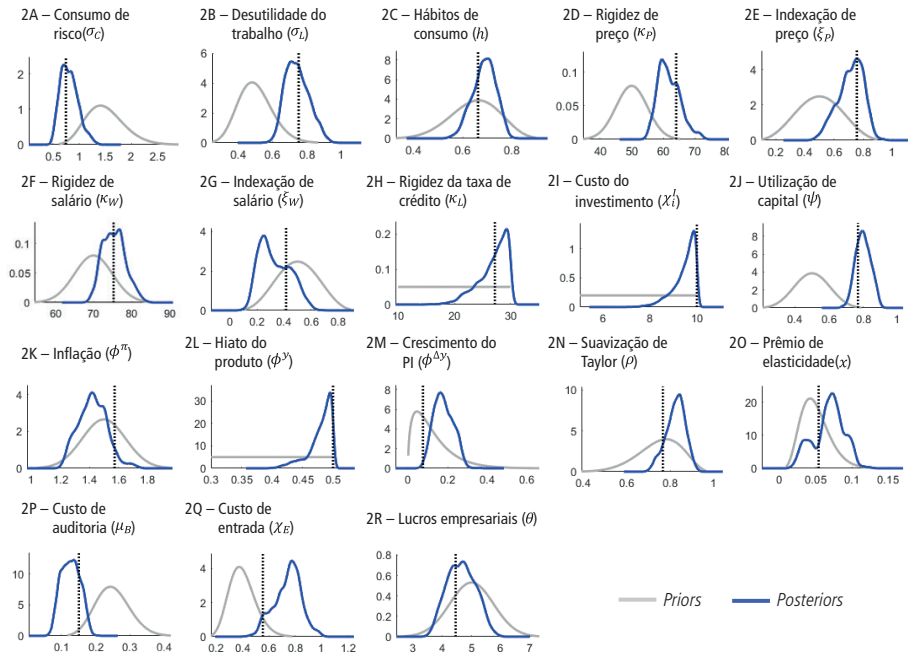
4.3 Estimação das distribuições posteriores (*posteriors*)

Este trabalho adota a metodologia-padrão de estimativas bayesianas em modelos DSGEs.⁸ No gráfico 2, são apresentadas as densidades marginais *priors* e *posteriors* dos parâmetros estruturais do modelo.

8. O exercício foi feito a partir de 100 mil sorteios, em cinco cadeias diferentes, com taxas de aceitação entre 22% e 30%. O número de choques e de variáveis observáveis é o mesmo para se evitar a singularidade estocástica.

GRÁFICO 2

Distribuições prévias (*priors*) e posteriores (*posteriors*) dos parâmetros estruturais



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

De acordo com o gráfico 2, nota-se que os dados trouxeram informações relevantes, ou seja, as distribuições *posteriors* apresentam diferenças significativas em relação às *priors* escolhidas. As tabelas 2 e 3 apresentam um resumo das *priors* e das *posteriors* do modelo.

TABELA 2
Parâmetros estruturais do modelo

Parâmetros estruturais		Distribuição	Distribuições prévias		Distribuições posteriores	
			Média	Desvio-padrão	Média	[5%:95%]
Aversão ao consumo	σ_C	\mathcal{G}	1,50	0,37	0,81	[0,53:1,06]
Desutilidade do trabalho	σ_L	\mathcal{G}	0,50	0,10	0,74	[0,64:0,86]
Consumo inercial	\hat{h}	\mathcal{B}	0,65	0,10	0,69	[0,61:0,76]
Rigidez de preços	κ_P	N	50,00	5,00	61,86	[55,7:67,0]
Indexação de preços	ζ_P	\mathcal{B}	0,50	0,15	0,71	[0,57:0,85]
Rigidez de salários	κ_W	N	70,00	5,00	75,38	[70,5:80,1]
Indexação de salários	ζ_W	\mathcal{B}	0,50	0,15	0,33	[0,16:0,51]
Rigidez de taxas de crédito	κ_L	\mathcal{U}	20,00	30,0	26,86	[22,9:30,0]
Custo de investimentos	χ_I	\mathcal{U}	7,50	10,0	9,46	[8,75:10,0]
Utilização de capital	ψ	\mathcal{B}	0,50	0,10	0,80	[0,73:0,88]
MPR da inflação	Φ_π	N	1,50	0,15	1,42	[1,25:1,56]
MPR do hiato do produto	Φ_Y	\mathcal{U}	0,40	0,06	0,48	[0,45:0,50]
MPR do crescimento da produção	$\Phi_{\Delta Y}$	\mathcal{G}	0,13	0,10	0,18	[0,10:0,26]
MPR suavizada	ρ	\mathcal{B}	0,75	0,10	0,82	[0,75:0,89]
Prêmio de mercado	κ	\mathcal{B}	0,05	0,02	0,07	[0,03:0,10]
Custo de auditoria	μ_B	\mathcal{B}	0,25	0,05	0,13	[0,08:0,17]
Dividendos	$\theta \times 100$	N	5,00	0,75	4,65	[3,87:5,44]
Custo de ajuste das entrantes	χ_E	\mathcal{G}	0,40	0,10	0,74	[0,55:0,89]
Verossimilhança marginal					-763,58	

Elaboração dos autores.

Obs.: \mathcal{G} – distribuição gama; \mathcal{U} – distribuição uniforme; N – distribuição normal; e \mathcal{B} – distribuição beta.

TABELA 3
Outros parâmetros do modelo

Termos AR(1), MA(1)		Distribuições prévias			Distribuições posteriores	
		Distribuição	Média	Desvio-padrão	Média	[5%:95%]
AR – Produtividade	ρ_A	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,56	[0,36:0,76]
AR – Gastos	ρ_G	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,95	[0,90:0,99]
AR – <i>Spread</i>	ρ_B	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,23	[0,07:0,38]
AR – Investimento	ρ_I	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,70	[0,58:0,84]
AR – Elevação de custos	ρ_P	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,45	[0,19:0,72]
AR – Elevação de salários	ρ_W	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,30	[0,10:0,51]
AR – Elevação das taxas de crédito	ρ_L	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,37	[0,21:0,53]
AR – Choque de entrantes	ρ_E	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,76	[0,63:0,95]
AR – Colateral	ρ_N	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,92	[0,83:1,00]
AR – Política monetária	ρ_R	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,66	[0,49:0,81]
Produtividade-gastos	ρ_{AG}	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,64	[0,42:0,81]
MA – Preço	u_P	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,75	[0,52:0,99]
MA – Salário	u_W	\mathcal{B}	0,5	0,2	0,54	[0,39:0,71]
Inovações						
Produtividade	η_i^A	IG	0,1	2,0	0,04	[0,03:0,05]
Gastos	η_i^G	IG	0,1	2,0	0,04	[0,03:0,05]
<i>Spread</i>	η_i^B	IG	0,1	2,0	0,03	[0,02:0,05]
Investimentos	η_i^I	IG	0,1	2,0	0,27	[0,16:0,36]
Elevação de custos	η_i^P	IG	0,1	2,0	0,01	[0,01:0,02]
Elevação de salários	η_i^W	IG	0,1	2,0	0,02	[0,02:0,02]
Elevação das taxas de crédito	η_i^L	IG	0,1	2,0	0,02	[0,02:0,03]
Choque de entrantes	η_i^E	IG	0,1	2,0	0,07	[0,05:0,09]
Colateral	η_i^N	IG	0,1	2,0	0,03	[0,02:0,04]
Política monetária	η_i^R	IG	0,1	2,0	0,01	[0,01:0,02]

Elaboração dos autores.

Obs.: AR – autoregressivo; MA – médias móveis; \mathcal{B} – distribuição beta; e IG – distribuição gaussiana inversa.

5 IMPLEMENTAÇÃO DOS CHOQUES E ANÁLISES DE RESULTADOS

Para avaliar como as fricções financeiras afetam a dinâmica do modelo, foram implementados choques financeiros e não financeiros, buscando-se observar as respostas simuladas das principais variáveis macroeconômicas e financeiras, seguindo o padrão geralmente encontrado na literatura.

Assim como em Poutineau e Vermandel (2015), a avaliação dos choques não financeiros é realizada pela comparação dos resultados do modelo estimado com e sem fricções financeiras. Os choques financeiros, por sua vez, são analisados por meio das funções impulso-respostas (IRFs) das principais variáveis macroeconômicas e financeiras após choques financeiros apenas no modelo com fricções.

Na sequência, as análises são concluídas com simulações dos componentes de política de dividendos e de gastos antecipados com salários, demonstrando a capacidade explicativa do modelo.

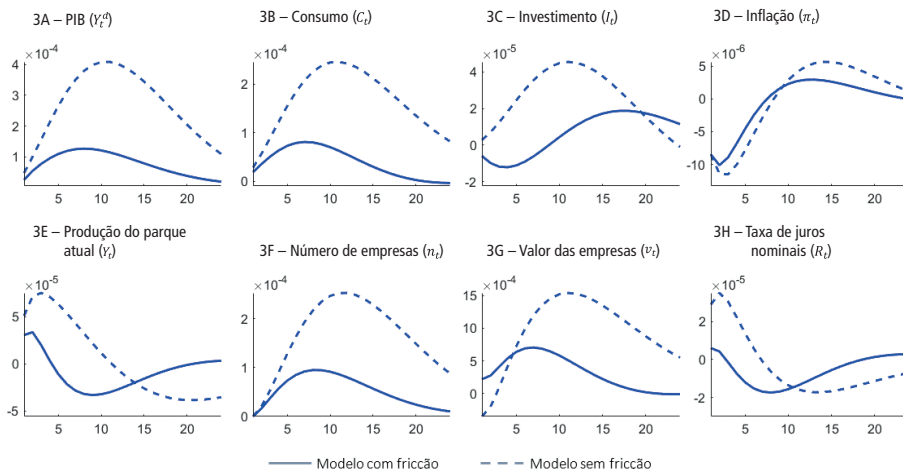
Por fim, é apresentada a decomposição da variância, visando fechar a compreensão da influência de fatores financeiros em relação à entrada de empresas na economia.

5.1 Choque não financeiro: produtividade

O gráfico 3 apresenta as curvas de impulso-resposta de um aumento na produtividade, que se traduz na redução dos custos marginais das empresas, conforme descrito na equação (A.33).

GRÁFICO 3

Resposta do sistema a um choque de produtividade (redução de custos marginais) medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

De acordo com a dinâmica do modelo, a rigidez de preços deve contribuir para a elevação das margens, dos lucros e, conseqüentemente, do valor das empresas. A queda nos custos de entrada e o aumento do valor das empresas favorecem a entrada de novos empreendimentos no mercado. A maior lucratividade das empresas, por sua vez, contribui também com ampliação de investimentos nas plantas existentes. A redução de preços leva a um aumento no consumo e do investimento. Por fim, é esperado que os fluxos de recursos tanto para as empresas existentes quanto para a criação de novas empresas ampliem a elevação do PIB.

Como os empreendedores se deparam com restrições financeiras para obter empréstimos do sistema bancário, tanto para financiar investimentos em empresas

existentes quanto para desenvolver novos negócios, isso deveria afetar a dinâmica das variáveis macroeconômicas, gerando um efeito amortecedor sobre a criação de novas empresas – equação (A.1).

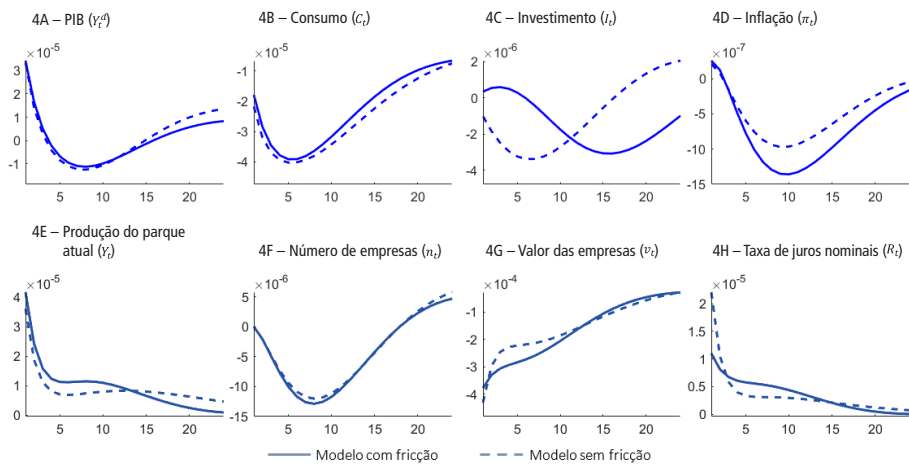
Na estimação de Poutineau e Vermandel (2015), esse efeito não foi significativo durante os cinco primeiros períodos, a partir daí houve uma geração maior de empresas no modelo sem fricção. Com dados do Brasil, os resultados demonstraram o mesmo efeito, conforme gráfico 3 – gráfico do “número de empresas”. Dessa forma, a fricção financeira também se mostra responsável por reprimir novas iniciativas no mercado brasileiro.

Observando outro aspecto relevante, a estimação do modelo com fricção apresentou uma redução do investimento agregado (semelhante ao que ocorreu com o modelo americano). É um efeito contraintuitivo, mas decorre da priorização pela criação de novas empresas, que rivaliza recursos com as empresas existentes. Esse mecanismo reduz a intensidade do crescimento do PIB, comparado ao modelo sem fricção. A queda do investimento, combinada com a intensificação da queda do consumo, após alguns períodos, leva a uma queda na demanda de bens superior à oferta, limitando o efeito positivo produzido pelo choque de produtividade.

5.2 Choque não financeiro: gastos do governo

O gráfico 4 apresenta as curvas de impulso-resposta de um aumento nos gastos do governo.

GRÁFICO 4
Resposta do sistema a um choque de gastos do governo (elevação de gastos) medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

É esperado que esse choque aumente a taxa de inflação da economia, reduzindo o valor real dos dividendos e o consumo das famílias, por conta da elevação de impostos – equação (A.19) –, depreciando o valor de mercado das empresas e tirando a atratividade da criação de novos negócios.

Com base nessas expectativas, esperava-se uma elevação inicial do PIB, a qual seria dissipada pelos efeitos adversos esperados, especialmente no consumo. Adicionalmente, o modelo estimado com dados brasileiros apresentou uma queda mais intensa do PIB. Além disso, os resultados das simulações com e sem fricções financeiras foram mais próximos uns dos outros no modelo brasileiro. De toda forma, os resultados foram observados nas mesmas direções que aqueles apresentados no modelo americano.

Ao que tudo indica, os empreendedores favorecem os investimentos nas empresas existentes pela não atratividade de novos negócios. Isso, por sua vez, faz com que os resultados do parque atual se destaquem, nos períodos iniciais, em relação ao modelo sem fricções. Períodos adiante, a combinação dos efeitos da entrada de novas empresas com o do parque atual conduz a uma melhora no desempenho da atividade.

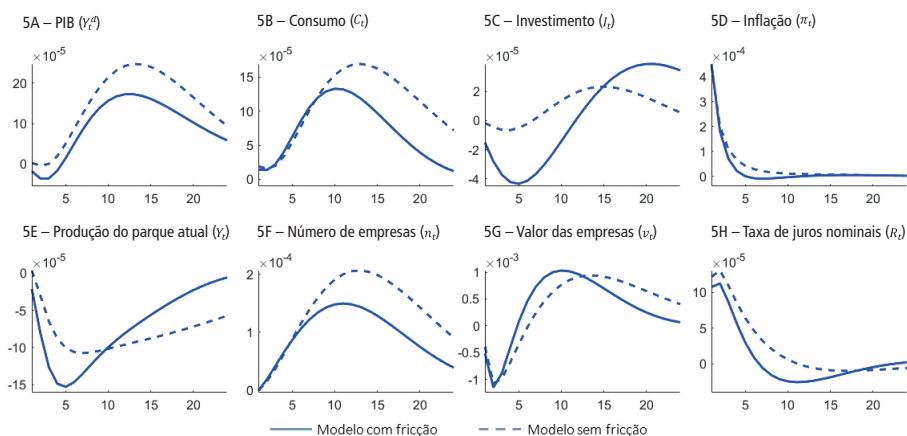
Válido destacar que no modelo brasileiro houve uma amplificação da queda do consumo, em ambos os cenários (com e sem fricções), fazendo o PIB se depreciar mais fortemente até o 7º período.

5.3 Choque não financeiro: custos

O gráfico 5 apresenta as curvas de impulso em resposta a um choque de elevação de custos (aumento de preços).

GRÁFICO 5

Resposta do sistema a um choque de custos (elevação de preços) medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

De acordo com a dinâmica do modelo, é esperado que o aumento no preço dos bens provoque um efeito positivo sobre a entrada de novas empresas, conforme definido na equação (A.40). À medida que o aumento da inflação leva a um aumento da taxa básica de juros, por meio da regra de Taylor, deveria ocorrer uma redução dos investimentos, com consequências negativas sobre as empresas instaladas.

De forma geral, o modelo brasileiro comportou-se de acordo com o esperado. No cenário sem fricções financeiras, a redução de investimentos no parque existente é menor do que a elevação da alocação de recursos para a criação de novas empresas, resultando em um menor impacto inicial na atividade, que em seguida se eleva. Equivalente aos resultados verificados por Poutineau e Vermandel (2015).

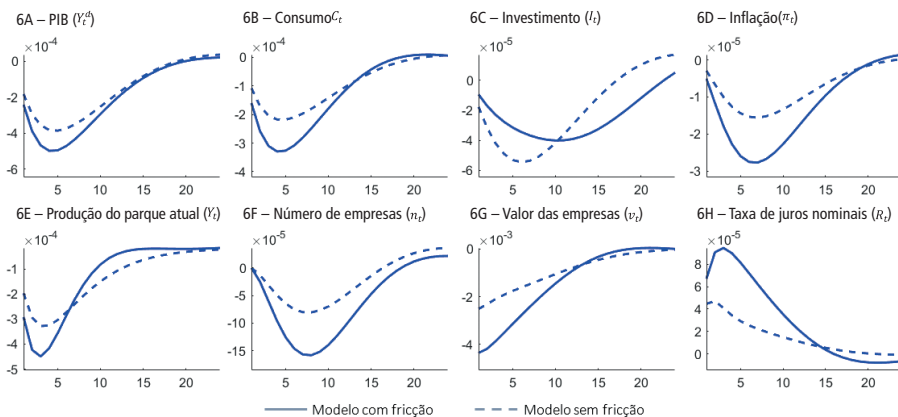
No cenário com fricções financeiras, os salários precisam ser financiados por empréstimos, os quais estão mais caros por conta da elevação da taxa de juros, o que deveria gerar um efeito danoso sobre a criação de empresas, em comparação com o cenário sem fricções financeiras. Tal efeito foi verificado no modelo com dados brasileiros, assim como nos resultados do modelo com dados dos Estados Unidos. Além disso, as fricções financeiras ampliaram a diminuição da alocação de recursos em empresas existentes.

De forma geral, os efeitos iniciais do choque de custos levam a uma redução na atividade (especialmente no cenário com fricções financeiras), condizente com os resultados mais comuns da literatura.

5.4 Choque não financeiro: política monetária

O gráfico 6 apresenta as curvas de impulso, resposta em reação a um choque de política monetária (aumento na taxa de juros).

GRÁFICO 6
Resposta do sistema a um choque de juros (elevação da taxa de juros) medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

De acordo com a dinâmica do modelo, ao elevar a taxa de juros sobre empréstimos – equação (A.16) –, essa política eleva o custo para a criação de novas empresas, já que os empreendedores devem pagar mais para obter os recursos necessários para financiar antecipadamente as despesas com salários das novas linhas de produção. À medida que se torna menos interessante financiar a criação de novas empresas, os empreendedores tendem a alocar investimentos nas empresas existentes. Tais efeitos foram observados no modelo com dados brasileiros, assim como identificado por Poutineau e Vermandel (2015).

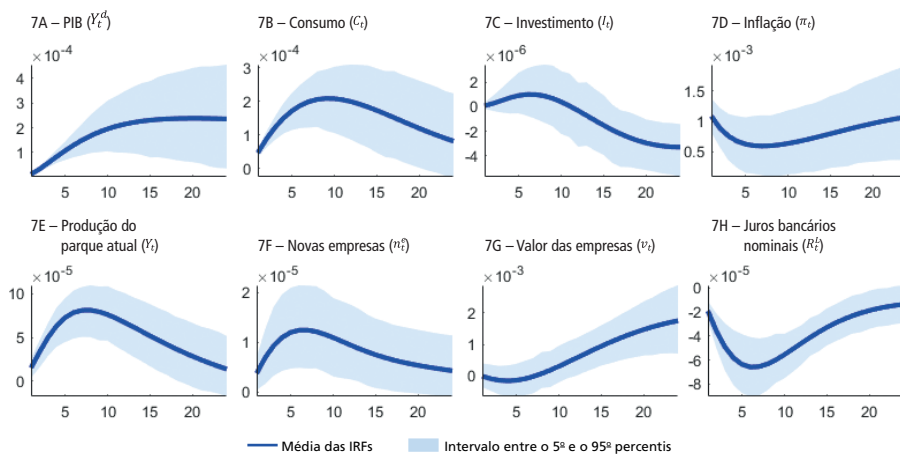
De forma geral, os efeitos combinados da redução de recursos tanto para o parque existente quanto para a criação de novos negócios levam a uma redução acentuada do PIB após a elevação da taxa de juros. Confirmando os achados de Poutineau e Vermandel (2015), a simulação com dados do Brasil mostrou que as fricções financeiras ampliaram o impacto negativo do aumento de juros na atividade.

5.5 Choque financeiro: colateral

Um choque positivo no colateral, representado pela riqueza líquida (ou seja, $\eta_t^N > 0$), aumenta a atividade e o número de empresas, conforme o gráfico 7.

GRÁFICO 7

Resposta do sistema a um choque positivo de colateral medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Nessa situação, o aumento da riqueza líquida dos empreendedores tem dois efeitos complementares sobre o investimento total: i) sobre o montante total de recursos pessoais; e ii) sobre o acesso de empresários a empréstimos bancários,

uma vez que permite obter mais empréstimos a uma taxa de juros mais baixa (como observado, o empréstimo a crédito diminui após o choque). O aumento dos recursos financeiros é repartido entre as empresas existentes e as novas. A entrada de novas empresas é favorecida pelo aumento de seu valor de mercado decorrente do aumento do preço da venda de produtos. Assim, o aumento da atividade é consequência da produção do parque existente e da entrada de novas empresas.

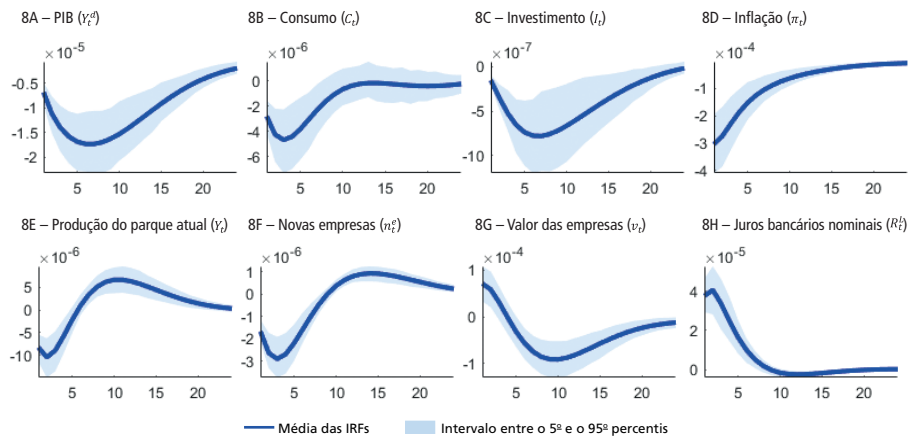
Nessa simulação os resultados do modelo brasileiro ficaram bastante próximos do modelo americano. Destaca-se que no modelo brasileiro não houve uma redução do número de novas empresas em relação ao estado estacionário, como ocorreu na simulação americana.

5.6 Choque financeiro: custo de empréstimos

Um choque positivo nas taxas de juros de empréstimos (ou seja, $\eta_t^l > 0$) deprime a economia, como mostra o gráfico 8.

GRÁFICO 8

Resposta do sistema a um choque positivo nas taxas de juros de empréstimos medida em desvios percentuais do estado estacionário



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Esse choque corresponde a uma deterioração das condições de financiamento oferecidas aos empreendedores. A elevação do custo dos empréstimos deprime tanto o investimento em empresas existentes quanto a criação de novas empresas. À medida que os lucros das empresas se reduzem, é esperado que esse choque diminua o consumo, o investimento e a demanda final por bens, gerando redução dos níveis de inflação na economia. Essas condições recessivas levam a uma redução no valor das empresas. Tal redução afeta negativamente a condição de não

arbitragem para entrada de empresas, o que diminui o número de novas linhas de produção na economia. Assim, a queda na atividade combina uma diminuição tanto da produção do parque atual quanto de novas empresas.

Comparado com os resultados obtidos por Poutineau e Vermandel (2015), o modelo estimado com dados da economia brasileira apresentou uma reação mais rápida do investimento. Isso decorre da situação local em que ocorre a arbitragem do empreendedor em relação à alocação de recursos. Como consequência, o parque atual se recupera mais rapidamente. Outro aspecto de destaque do caso brasileiro é a queda no valor das empresas, seguida de uma recuperação mais rápida.

Salvo as pequenas diferenças destacadas, de forma geral, os choques financeiros apresentaram um efeito cumulativo, assim como verificado por Poutineau e Vermandel (2015).

5.7 A política de dividendos e a antecipação de salários

Um aspecto relevante na formatação de Poutineau e Vermandel (2015) é a introdução de duas fricções financeiras, consideradas necessárias para replicar a realidade: i) um parâmetro de redistribuição de dividendos; e ii) uma restrição salarial adiantada, relacionada às condições de empréstimo do sistema bancário.

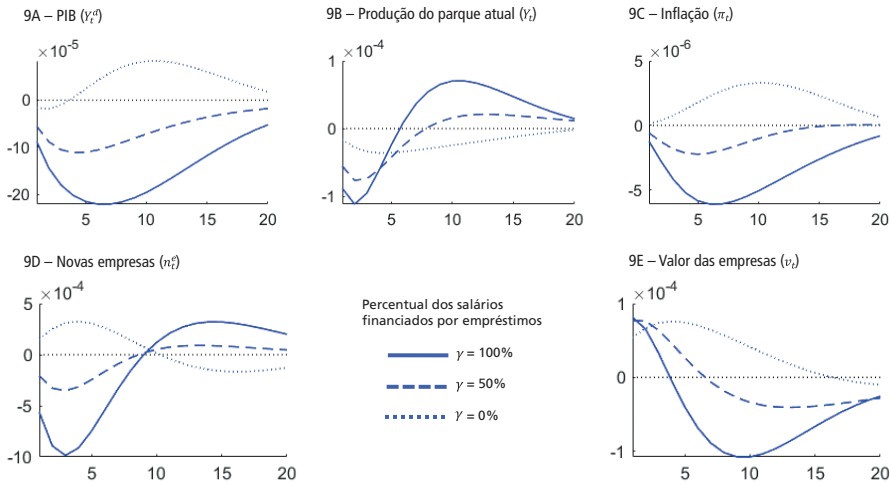
Para ajustar as consequências contraintuitivas de um aumento da taxa de juros no número de novas empresas, conforme verificado em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007), os autores Poutineau e Vermandel (2015) introduziram a necessidade de financiamento de parte da massa salarial das novas empresas por meio de empréstimos.

Na formulação de Poutineau e Vermandel (2015), a criação de novas empresas depende de uma taxa de juros estabelecida pelo sistema bancário, e não mais pelas autoridades monetárias. Assim, a taxa de empréstimos e a criação de novas empresas tornam-se o elo mais importante dessa formulação.

Para se obter um resultado intuitivo, mostrando que um aumento nessa taxa de juros leva a uma diminuição no número de empresas, é exigido um valor positivo para o parâmetro da folha de pagamento. O gráfico 9 apresenta os resultados de simulações com base nas médias das *posteriors* da estimação com dados do Brasil. O gráfico 9D mostra que, se negligenciarmos o parâmetro de salário antecipado, podemos obter resultados contraintuitivos.

GRÁFICO 9

Resposta do sistema a um choque positivo nas taxas de juros de empréstimos para diferentes valores de γ



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Importante destacar que a dinâmica do modelo (especialmente no cenário $\gamma = 100\%$) se mostrou próxima do mesmo exercício implementado por Poutineau e Vermandel (2015).

Com isso, a introdução da hipótese de uma restrição salarial antecipada sobre a criação de novas empresas cria um canal financeiro natural sobre o custo marginal de investir em um novo negócio, funcionando como um dispositivo interessante para se obter um efeito mais realista do aumento da taxa de juros no mercado.

Dessa forma, obtemos o racional de que, se os empreendedores têm de pagar um custo maior para financiar as novas linhas de produção, haverá uma menor entrada de empresas. À medida que o custo da criação de empresas aumenta, tanto o valor das empresas existentes quanto a taxa de entrada de novas empresas se deprimem.

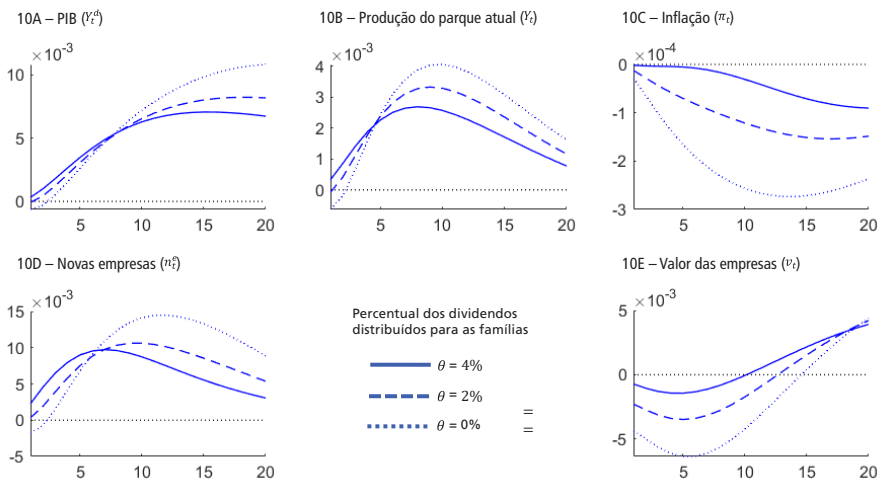
Combinando a evolução das empresas existentes e das entrantes, é possível concluir que o impacto das decisões de política monetária sobre a atividade é intensificado.

Outro aspecto de destaque dessa formatação é a possibilidade de que os empreendedores aloquem uma fração dos dividendos para as famílias (por meio de salários). Essa premissa afeta a equação de Euler, haja vista que o preço atual da ação torna-se uma função dos dividendos esperados, os quais, por sua vez, afetam a condição de entrada. Um valor mais alto desse parâmetro torna a decisão das famílias

(de criar novas empresas) mais sensível à solidez financeira da economia. O gráfico 10 apresenta a resposta do modelo após um choque de colateral (aumento da riqueza líquida) para vários valores de θ .

Sem redistribuição, um choque positivo de colateral aumenta o investimento e a produção, enquanto os empréstimos e a inflação seriam menores. Essa queda de preço deprime os dividendos esperados das empresas, o que, por sua vez, diminui tanto o preço da ação quanto o número de novas empresas. A introdução de uma política de redistribuição de dividendos reverte o efeito negativo sobre o preço das ações. O aumento nos dividendos esperados dos empresários aumenta tanto o preço da ação quanto o número de novas empresas. À medida que as famílias têm benefícios de uma maior redistribuição de dividendos, elevam-se o valor das ações e a entrada das empresas.

GRÁFICO 10

Resposta do sistema a um choque de colateral para diferentes valores de θ 

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Em termos gerais, a simulação com resultados do modelo brasileiro apresentou a dinâmica esperada, com destaque para os níveis de inflação e de valor das empresas, que assumiram patamares mais baixos que os observados no modelo americano.

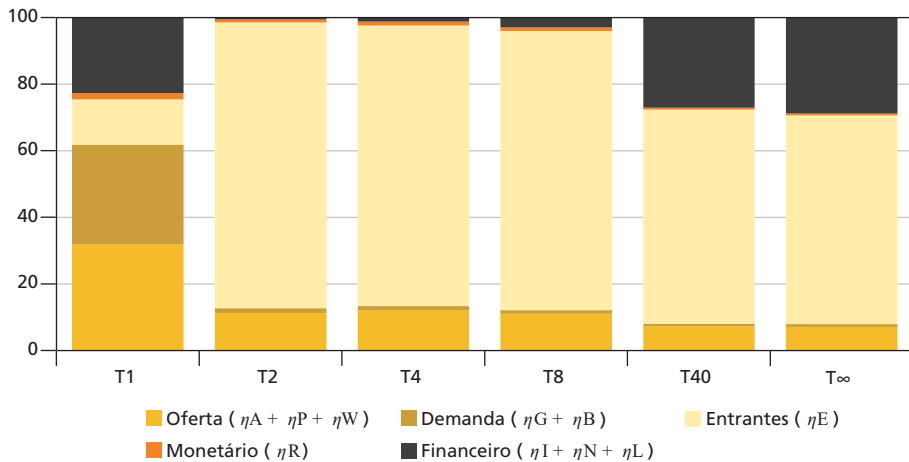
5.8 Os impactos dos fatores financeiros na criação de empresas

Um exercício interessante proposto por Poutineau e Vermandel (2015) foi avaliar os impactos dos fatores financeiros na criação de empresas por meio da decomposição

da variância do erro de previsão da variável que representa a entrada de empresas na economia. O gráfico 11 apresenta essa decomposição.

GRÁFICO 11

Caso-base: decomposição da variância do erro de previsão da média *posterior* para diferentes períodos – um, dois, quatro, oito, quarenta e incondicional
(Em %)



Elaboração dos autores.

A variância foi decomposta em cinco componentes, agregando vetores de choques: financeiros (investimento, riqueza líquida e crédito); de oferta (tecnologia, preços e salários); de entrantes; de política monetária; e de demanda (gastos do governo e de preferências). A decomposição foi realizada para os seguintes horizontes de tempo: um, dois, quatro, oito e quarenta trimestres, bem como incondicional (T_∞).

Como pode ser verificado no gráfico 11, os resultados mostram que os fatores financeiros têm boa capacidade de explicar a variabilidade de entrada de empresas, mesmo no período mais curto, respondendo por quase 23% da variabilidade. Nesse intervalo, os destaques ficam por conta dos fatores de oferta (especialmente salários), respondendo por quase 32%, e de demanda, respondendo por quase 30%.

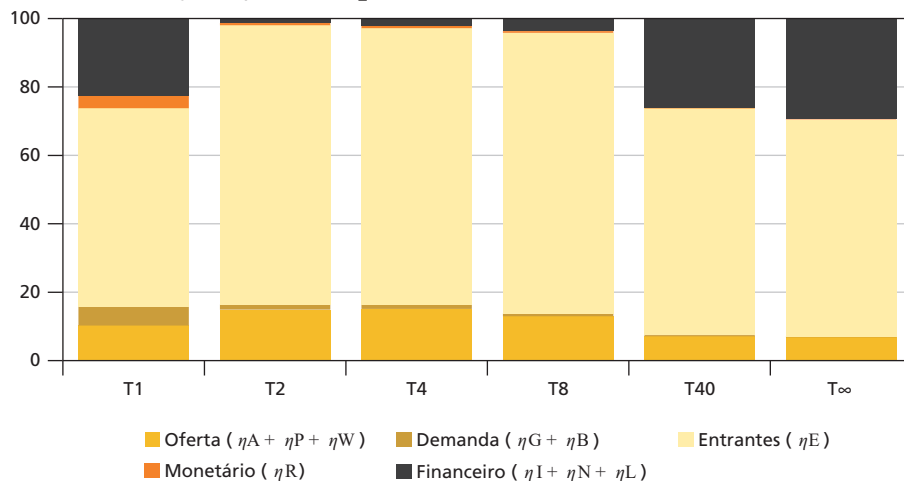
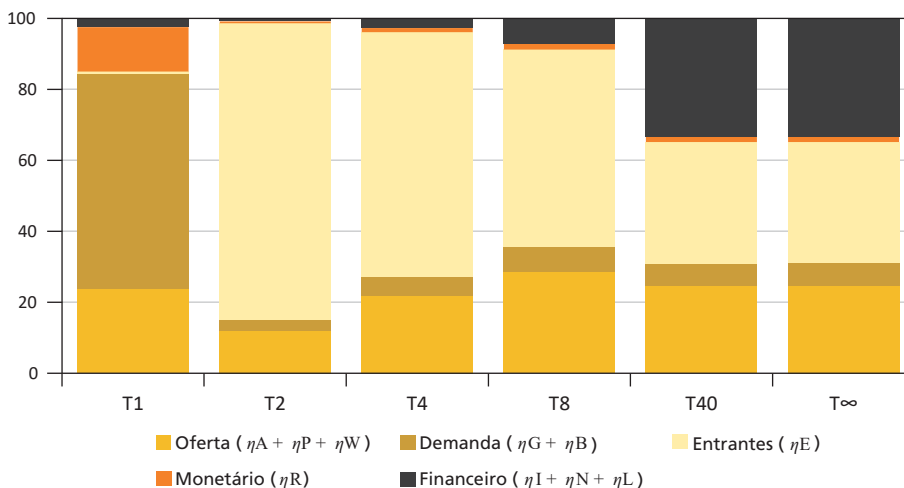
Esses resultados divergem dos achados de Poutineau e Vermandel (2015), em que a variabilidade da entrada de empresas é explicada (no prazo mais curto) principalmente por choques financeiros, quase sem nenhum efeito de oferta.

Adicionalmente, foram implementadas duas simulações adicionais: i) a primeira trabalhando com o parâmetro de rigidez da taxa de crédito mais elevado, com média de 55,0, enquanto o valor utilizado no caso-base foi de 20,0; e ii) a segunda utilizando a mediana da taxa de juros livre de risco do período em estudo

(2008-2016), de aproximadamente 11,0% a.a., enquanto o caso-base adota 6,5%. O gráfico 12 apresenta os resultados da decomposição da variância para as referidas simulações.

GRÁFICO 12

Decomposição da variância do erro de previsão da média *posterior* para diferentes períodos (um, dois, quatro, oito, quarenta e incondicional), com simulações para κ_L e r
12A – Elevação do parâmetro κ_L^1

12B – Elevação da taxa de juros r^2 

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Modelo estimado com a média 55,0 para o parâmetro de interesse.

² Modelo estimado com a taxa básica de juros (livre de risco) em 11,0% a.a.

Obs.: O caso-base utiliza κ_L com média 20 e $r = 6,5\% a.a.$

Válido observar que, no caso 1 (simulação para κ_L), a contribuição dos fatores financeiros é semelhante ao do caso-base. De toda forma, uma diferença relevante pode ser observada no primeiro trimestre, com os fatores de oferta e, principalmente, de demanda apresentando menor relevância.

No caso 2 (simulação para r), a contribuição dos fatores financeiros foi quase nula para o período mais curto, com os componentes de oferta e, especialmente, de demanda assumindo a preponderância do poder explicativo.

Interessante notar que, em ambos os casos, a contribuição dos fatores financeiros foi comparativamente estável, apresentando um aumento de relevância nos períodos mais longos, semelhante ao caso-base.

Dessa forma, é possível inferir que as taxas de juros mais baixas favorecem, no caso do Brasil, que os fatores financeiros aumentem sua relevância no curto prazo para a decisão de empreender. Além disso, os mesmos fatores apresentam-se consistentemente relevantes no longo prazo.

6 CONCLUSÕES

Os modelos DSGEs são instrumentos que permitem um arquétipo sobre o qual podemos analisar e discutir temas econômicos, como as possíveis causas de flutuações e a realização dos mais diversos experimentos.

Considerando a versatilidade desse tipo de modelagem, o trabalho de investigação pode adotar os mais variados prismas, sendo necessárias abordagens específicas para se extrair a ótica que se pretende aprofundar.

Podemos tomar como exemplo o trabalho de La Croce e Rossi (2015), o qual adotou um modelo DSGE com firmas entrantes endógenas, concluindo que o formato gerava mais volatilidade nas variáveis reais e financeiras do que modelos com número fixo de empresas, mas não explorou a dinâmica de criação de empresas.

O trabalho de Bergin, Feng e Lin (2014), por sua vez, aborda de forma mais direta a dinâmica de criação de empresas, indicando que a redução do número de empresas decorrente de um choque financeiro é uma resposta útil do mercado.

O exercício realizado neste trabalho buscou fazer simulações e comparações visando demonstrar a capacidade e as limitações do modelo, bem como decompor os efeitos de diversos choques sobre a criação de empresas, em especial os choques financeiros. Não fez parte desse escopo a quantificação do número de novas empresas resultantes das dinâmicas adotadas.

Os resultados da dinâmica do modelo com o uso de dados da economia brasileira reforçam a conclusão de Poutineau e Vermandel (2015) de que as fricções financeiras podem desempenhar um papel crítico na replicação do comportamento

do mundo real, valendo-se do racional de uma restrição salarial antecipada na criação de novas empresas, a qual é sensibilizada pelas condições de empréstimos bancários.

Outra conclusão confirmada neste trabalho foi a de que os choques financeiros geram um efeito cumulativo tanto no parque atual quanto na criação de novas empresas, que decorre da restrição financeira enfrentada pelos empreendedores, uma vez que eles têm de buscar empréstimos bancários para financiar tanto as empresas existentes quanto a criação de novos negócios.

Em relação à avaliação dos fatores financeiros para a criação de novas empresas, o resultado da decomposição da variância mostrou que, no caso do Brasil, esses são relevantes (em conjunto com fatores de oferta e demanda) no período mais curto e no longo prazo, em contraste com os resultados do modelo americano, no qual são individualmente preponderantes no período mais curto. Além disso, foi possível inferir que as taxas de juros mais baixas favorecem, no caso do Brasil, que os fatores financeiros aumentem sua relevância, no curto prazo, para a decisão de empreender e apresentam-se consistentemente relevantes no longo prazo para essa decisão.

Com efeito, este trabalho faz uma contribuição importante ao explorar a dinâmica de criação de empresas no Brasil, que é um assunto importante, mas pouco explorado.

Com a ampliação das séries de dados, no futuro, será possível aprimorar a análise realizada neste trabalho. Adicionalmente, seria interessante ampliar o escopo de forma a identificar, também, o efeito que os choques e as fricções financeiras geram na mortalidade das empresas.

REFERÊNCIAS

- BECK, T.; LEVINE, R.; LOAYZA, N. Finance and the sources of growth. **Journal of Financial Economics**, v. 58, n. 1, p. 261-300, 2000.
- BERGIN, P.; FENG, L.; LIN, C.-Y. **Financial frictions and firm dynamics**. Cambridge, United States: NBER, May 2014. (Working Paper, n. 20099).
- BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handarticle of macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. v. 1. p. 1341-1393.
- BILBIIE, F. O.; GHIRONI, F.; MELITZ, M. **Monetary policy and business cycles with endogenous entry and product variety**. Cambridge, United States: NBER, June 2007. (Working Paper, n. 13199).

CHRISTIANO, L. J.; MOTTO, R.; ROSTAGNO, M. Risk shocks. **The American Economic Review**, v. 104, n. 1, p. 27-65, Jan. 2014.

COLCIAGO, A.; ETRO, F. Real business cycles with cournot competition and endogenous entry. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 4, p. 1101-1117, 2010.

ETRO, F. The theory of endogenous market structures. **Journal of Economic Surveys**, v. 28, n. 5, p. 804-830, Dec. 2014.

GERALI, A. *et al.* Credit and banking in a DSGE model of the euro area. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 42, n. 1, p. 107-141, Sept. 2010.

GHIRONI, F.; MELITZ, M. J. Trade flow dynamics with heterogeneous firms. **The American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 356-361, May 2007.

GUISSO, L.; SAPIENZA, P.; ZINGALES, L. Does local financial development matter? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 3, p. 929-969, Aug. 2004.

LA CROCE, C.; ROSSI, L. **Endogenous entry, banking, and business cycle**. Pavia: Università di Pavia, 2014. (DEM Working Paper Series, n. 72).

_____. **Firms endogenous entry and monopolistic**: banking in a DSGE model. Pavia: Università di Pavia, June 2015. (DEM Working Paper Series, n. 104).

LEVINE, R. Financial development and economic growth: views and agenda. **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 2, p. 688-726, June 1997.

LEWIS, V.; STEVENS, A. Entry and markup dynamics in an estimated business cycle model. **European Economic Review**, v. 74, p. 14-35, Feb. 2015.

NUNES, A. F. N.; PORTUGAL, M. S. Intermediários financeiros e política de crédito em um modelo DSGE para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 3, p. 361-390, jul.-set. 2018.

PARI'ES, M. D.; SØRENSEN, C. K.; PALENZUELA, D. R. Macroeconomic propagation under different regulatory regimes: evidence from an estimated DSGE model for the euro area. **International Journal of Central Banking**, v. 7, n. 4, p. 49-113, 2011.

POUTINEAU, J.-C.; VERMANDEL, G. Financial frictions and the extensive margin of activity. **Research in Economics**, v. 69, n. 4, p. 525-554, Dec. 2015.

ROTEMBERG, J. J. Monopolistic price adjustment and aggregate output. **The Review of Economic Studies**, v. 49, n. 4, p. 517-531, Oct. 1982.

SILVA JUNIOR, R. L.; DIVINO, J. A. Prêmio de risco e a política monetária no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 2, p. 163-192, 2013.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. **Journal of the European Economic Association**, v. 1, n. 5, p. 1123-1175, Sept. 2003.

_____. Shocks and frictions in us business cycles: a Bayesian DSGE approach. **American Economic Review**, v. 97, n. 3, p. 586-606, June 2007.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CASARES, M.; POUTINEAU, J.-C. Firm entry under financial frictions. **Review of Development Economics**, v. 17, v. 2, p. 301-318, 2013.

ROSSI, L. **Endogenous firms' exit, inefficient banks and business cycle dynamics**. Pavia: Università di Pavia, 2015. (DEM Working Paper Series, 99).

APÊNDICE A

A.1 COMPONENTES DO MODELO

A.1.1 Os empreendedores

A economia é composta por empreendedores $e \in [0, n_t]$, em que n_t representa o número de empresas na economia. O empresário representativo é um agente essencial para a introdução de fricções financeiras, o qual pode financiar tanto as empresas existentes quanto a criação de novas empresas.

O financiamento de novos negócios em t aumentará automaticamente, em $t + 1$, tanto o estoque de capital quanto os lucros dos empreendedores. Por outro lado, o financiamento de novos negócios aumenta o nível de alavancagem dos empresários, que, por sua vez, aumenta custo de capital das empresas existentes. Sendo assim, as empresas novas e as existentes podem ser financiadas pela riqueza líquida do empreendedor, representada por NW_{et+1} , assim como por empréstimos do sistema de intermediação financeira, denotados por L_{et+1}^d . O balanço do empresário representativo é dado pela equação a seguir.

$$\underbrace{L_{et+1}^d}_{\text{Empréstimos}} + \underbrace{NW_{et+1}}_{\text{Riqueza líquida}} = \underbrace{Q_t K_{et+1}}_{\text{Empresas existentes}} + \underbrace{\gamma W_t H_{et}^E}_{\text{Empresas novas}}, \quad (\text{A.1})$$

em que γ representa a fração de custos de insumos envolvidos no processo de produção de novos entrantes, $W_t H_{et}^E$, em que H_{et}^E representa as horas de trabalho necessárias para iniciar um novo negócio, a um salário W_t . O termo K_{et+1} representa o montante total de capital físico envolvido no processo de produção vigente (empresas instaladas), com Q_t representando o preço do capital. Com isso, as duas oportunidades de investimento podem ser financiadas por meio de empréstimos bancários ou pela riqueza líquida.

Os projetos de investimento envolvem riscos e retornos individuais, conforme a formulação de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999). Assume-se que cada projeto tem um retorno individual igual a $\omega (1 + R_t^k)$, ou seja, o retorno agregado de projetos de investimento na economia $(1 + R_t^k)$ é multiplicado por um valor aleatório ω . Nessa configuração, o valor aleatório ω segue uma distribuição Pareto, tal que: $\omega \sim P(k, \omega_{min})$, em que $\omega \in [\omega_{min}; +\infty]$, $k > 1$ é o parâmetro da distribuição e $\omega_{min} > 0$ é o limite mínimo de ω . O lucro *ex post* de cada projeto é dado por: $\Pi_{et}^E(\omega) = \omega(1 + R_t^k)Q_{t-1}K_{et}(\omega) - (1 + R_{t-1}^L)L_{et}^d(\omega)$, em que R_{t-1}^L é a taxa de

empréstimo definida pelos bancos. O valor crítico que permite separar os projetos lucrativos é ω_{et}^c , tal que $\Pi_{et}^E(\omega_{et}^c) = 0$. Obtemos, dessa forma, a expressão a seguir.

$$\omega_{et}^c(1 + R_t^k)Q_{t-1}K_{et}(\omega_{et}^c) = (1 + R_{t-1}^l)L_{et}^d(\omega_{et}^c). \quad (\text{A.2})$$

Para adquirir um empréstimo o empreendedor deve aderir a um contrato financeiro antes de realizar ω_{et}^c . Após aderir ao contrato, poderá conhecer (*ex post*) o valor de ω_{et}^c , que distingue a situação de falência ($\omega < \omega_{et}^c$) do sucesso ($\omega > \omega_{et}^c$). Utilizando as características da distribuição de Pareto $F(\omega)$, os projetos de investimento estocásticos, ω , têm um suporte positivo, são independentemente distribuídos (entre os empreendedores e no tempo), com média 1 e função de densidade $f(\omega)$. Os projetos acima do valor de corte, $\omega > \omega_{et}^c$, geram lucros positivos, $\Pi_{et}^E(\omega) \geq 0$, permitindo que os empreendedores paguem seus empréstimos bancários. O percentual de projetos lucrativos $1 - F(\omega)$ é calculado como $\eta = \Pr[\omega \geq \omega^c] = \int_{\omega^c}^{\infty} f(\omega)d\omega = (\omega_{min}/\omega^c)^k$, enquanto a expectativa condicional de ω , quando os projetos são lucrativos, é dada por $\eta\bar{\omega} = \int_{\omega^c}^{\infty} \omega f(\omega)d\omega$, com $\bar{\omega} = E[\omega | \omega \geq \omega^c] = \frac{k}{k+1}\omega^c$. Com isso, a expectativa de lucro do empreendedor após agregarmos todos os projetos de investimento acima do valor crítico ($\int_{\omega_{et+1}^c}^{\infty} \Pi_{et+1}^E(\omega)d\omega$) é dada conforme a seguir.

$$d_{et+1}^E = \begin{cases} \bar{\omega}_{et+1}(1 + R_{t+1}^k)Q_t K_{et+1} - (1 + R_t^l)L_{et+1}^d, & \text{com probabilidade } \eta_{et+1}, \\ 0, & \text{probabilidade } 1 - \eta_{et+1} \end{cases}, \quad (\text{A.3})$$

em que $\eta_{et+1}(\bar{\omega}_{et+1})$ é a variação no tempo do percentual de projetos lucrativos. Adotando a contribuição de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) e a teoria do contrato, assumimos que os empreendedores não são capazes de identificar antecipadamente o valor de $\bar{\omega}_{et+1}$. Assim, ω_{et}^c não pode ser uma variável de controle do contrato de empréstimo.

Para introduzir um mecanismo de aceleração financeira, assume-se que as previsões dos empreendedores em relação à lucratividade agregada de um dado projeto são otimistas (ou seja, tendenciosas para cima), pois eles mantêm crenças distorcidas sobre suas próprias habilidades bem como sobre os retornos de seus projetos. Assim, o valor *ex ante* percebido dos projetos é definido pela função isoelástica (A.4).

$$g(\bar{\omega}_{et+1}) = \varphi(\bar{\omega}_{et+1})^{\frac{x}{x-1}}, \quad (\text{A.4})$$

em que x é a elasticidade de um prêmio financeiro externo e φ é um parâmetro escalar. Esta função é dada por $g(\bar{\omega}_{it}) > \bar{\omega}_{it}$ para valores positivos de x . O empreendedor pode escolher (*ex ante*) financiar a quantidade total de capital K_{et+1} para maximizar seu lucro esperado, dado por sua avaliação tendenciosa dos projetos. Com isso, temos sua maximização por:

$$\max_{K_{et+1}} \mathbb{E}_t \{ \eta_{et+1} [g(\bar{\omega}_{et+1})(1 + R_{t+1}^k)Q_t K_{et+1} - (1 + R_{t+1}^l)L_{et+1}^d] \}. \quad (\text{A.5})$$

Considerando a restrição dada pela equação (A.1), a condição de primeira ordem que maximiza os lucros do empreendedor é dada por:

$$\mathbb{E}_t \frac{(1+R_{t+1}^k)}{(1+R_t^l)} = \frac{1}{\mathbb{E}_t \varphi(\bar{\omega}_{et+1})^{\frac{x}{x-1}}}. \quad (\text{A.6})$$

Usando as características da distribuição de Pareto com $\bar{\omega}_{et+1} = k/(k-1)\omega_{et+1}^c$ e substituindo o limite ω_{et+1}^c pela equação (A.2), o *spread* esperado $S_t = E_t(1+R_{t+1}^k)/(1+R_t^l)$ exigido pelo empreendedor para decidir financiar empresas existentes é:

$$S_t = \varphi^{x-1} \left[\frac{k}{k-1} \left(\frac{(1+R_{t+1}^k)}{(1+R_t^l)} \right) \right]^x. \quad (\text{A.7})$$

O tamanho do acelerador é determinado pela elasticidade do prêmio em relação ao financiamento bancário x . Para $x > 0$, o prêmio de financiamento é uma função positiva do índice de alavancagem, $L_{et+1}^d/Q_t K_{et+1}$, de modo que um aumento na riqueza líquida NW_{et+1} induz a uma diminuição no prêmio de financiamento bancário S_t . Esse fenômeno desaparece se $x = 0$. Como a lucratividade do capital é um custo para o setor de intermediação, uma variação na riqueza líquida, para $x > 0$, tem consequências agregadas na oferta de bens por meio do canal de mercados de capitais. Se o número de novas empresas aumenta, os empresários têm de tomar mais empréstimos dos bancos, o que aumenta o prêmio de financiamento bancário e, conseqüentemente, o custo de capital para todas as empresas instaladas. Dessa forma, a relação obtida na equação (A.7) também pode ser interpretada como um limite de empréstimos, afirmando que quanto maior o prêmio de financiamento bancário, menor é o valor que pode ser tomado em empréstimos.

A riqueza líquida do empreendedor no próximo período é igual a

$$NW_{et+1} = (1-\delta)(1-\theta)d_{et}^E + T_e^E, \quad (\text{A.8})$$

em que d_{et}^E é o lucro de um período, T_e^E é uma constante de transferência de riqueza líquida para a nova geração de empreendedores, δ é a depreciação da riqueza líquida, relacionada ao choque da taxa exógena de saída de empresas, e θ representa a política de dividendos do empreendedor, isto é, a parcela dos dividendos distribuídos aos acionistas (enquanto a fração remanescente $1-\theta$ é reinvestida no capital físico do próximo período). Assim, combinando a equação (A.3) com a equação (A.2), obtemos uma expressão para os dividendos.

$$d_{et}^E = \eta_{et}(\bar{\omega}_{et} - \omega_{et}^c)(1+R_t^k)Q_{t-1}K_{et}e^{\varepsilon_t^N}, \quad (\text{A.9})$$

em que ε_t^N é um choque exógeno de colateral, afetando tanto o processo de acumulação de riqueza líquida quanto os dividendos.

A.1.2 Bancos (intermediários financeiros)

O banco representativo $b \in [0, 1]$ recolhe depósitos das famílias e empresta às empresas. O seu balanço patrimonial apresenta a oferta de empréstimos, que é igual aos depósitos:

$$L_{bt+1} = B_{bt+1}. \quad (\text{A.10})$$

Nessa expressão, L_{bt} representa o nível total dos empréstimos ofertados pelo banco e B_{bt+1} o nível total de depósitos recebidos das famílias. Com isso, o banco define a taxa de juros de empréstimos R_{bt}^L e remunera os depósitos à taxa de juros R_t , controlada pelo Banco Central (BCB).

Se um projeto é lucrativo, o banco obtém $R_{bt}^L B_{bt+1}$ com uma probabilidade η_{t+1} , caso contrário, deve incorrer em custos de auditoria μ_B para recuperar o projeto, com probabilidade $1 - \eta_{t+1}$. Nessa configuração, assume-se que não há diferenciação entre os tomadores. Assim, o banco representativo é risco neutro e atende todos os empreendedores sem considerar a viabilidade dos projetos. Dessa forma, a expectativa de ganhos no próximo período é

$$\mathbb{E}_t \Pi_{bt+1}^B = \mathbb{E}_t \left\{ \eta_{t+1} + (1 - \mu_B)(1 - \eta_{t+1}) \frac{\omega_{t+1}}{\omega_{t+1}^c} \right\} (1 + R_{bt}^L) L_{bt+1} - (1 + R_t) B_{bt+1}. \quad (\text{A.11})$$

Como em Gerali *et al.* (2010), a configuração adotada aqui considera um repasse imperfeito da taxa de juros, controlada pelo BCB, para a taxa de juros dos empréstimos. Esse efeito é introduzido por meio de dois estágios. No primeiro, o banco avalia o custo marginal do crédito em um mercado perfeitamente competitivo. Nesse caso, o banco maximiza o lucro esperado da equação (A.11) em relação ao L_{bt+1} , obtendo o custo marginal de produção de novos empréstimos.

$$1 + MC_{bt}^L = \frac{(1 + R_t)}{\mathbb{E}_t \left\{ \eta_{t+1} + (1 - \mu_B)(1 - \eta_{t+1}) \frac{\omega_{t+1}}{\omega_{t+1}^c} \right\}}. \quad (\text{A.12})$$

No segundo estágio, o banco define sua taxa de crédito em um mercado em regime de monopólio, com algum grau de rigidez nominal. Para isso foi utilizada a função de custo de ajuste de Rotemberg (1982), que é dada por

$$AC_{bt}^L = \frac{k_L}{2} \left(\frac{R_{bt}^L}{R_{bt-1}^L} - 1 \right)^2 R_{bt}^L, \quad (\text{A.13})$$

em que k_L representa o custo para o banco ajustar sua taxa de juros, o qual define a taxa de empréstimo, resolvendo a expressão a seguir.

$$\max_{\{R_{bt}^L\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}^c}{\lambda_t^c} [R_{bt}^L L_{bt+1+\tau} - MC_{bt}^L L_{bt+1+\tau} - AC_{bt}^L R L_{t+1}^d] \right\}, \quad (\text{A.14})$$

em que $\beta^\tau \lambda_{t+\tau}^c / \lambda_t^c$ é o fator de desconto das famílias. Considerando que esse mercado opera em concorrência imperfeita, os bancos fornecem diferentes tipos

de empréstimos, que são vendidos a empacotadores de crédito em um mercado perfeitamente competitivo, que os agregam em uma CES⁹ e os vendem (como produto homogêneo) a empreendedores. Considerando, agora, um mercado em regime de monopólio, temos

$$L_{bt+1} = (R_{bt}^L/R_t^L)^{-\mu_t^L/(\mu_t^L-1)}L_{t+1}^d, \quad (\text{A.15})$$

em que μ_t^L é um *mark-up* variável no tempo, definido por $\mu_t^L = \exp(\varepsilon_t^L) \varepsilon_L/(\varepsilon_L - 1)$. Nessa expressão, L representa o grau de substituição imperfeita entre diferentes tipos de empréstimos e ε_t^L é um choque exógeno de *mark-up* AR (1) para a equação da taxa de crédito. Finalmente, obtemos a taxa de juros que resolve o problema de otimização do banco:

$$R_t^L = \mu_t^L M C_{bt}^L - (\mu_t^L - 1) R_t^L \left(\frac{\partial AC_{bt}^L}{\partial R_t^L} + \beta \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} \frac{\partial AC_{bt+1}^L}{\partial R_t^L} \frac{L_{t+2}^d}{L_{bt+1}} \right\} \right), \quad (\text{A.16})$$

que, em termos reais, é definida por: $1 + r_t^L = (1 + R_t^L)/\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^C$.

A.1.3 Famílias

Considera-se um *continuum* de famílias idênticas que consomem, poupam e trabalham em empresas intermediárias, com número total normalizado para 1. O índice de bem-estar da família representativa $j \in [0,1]$ é definido como:

$$W_{jt} = \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[\frac{(C_{jt+\tau} - h C_{t-1+\tau})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \chi \frac{H_{jt+\tau}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} \right] \right\}, \quad (\text{A.17})$$

em que a variável C_{jt} é o índice de consumo, $h \in [0,1]$ é um parâmetro que explica os hábitos de consumo externos, H_{jt} representa a força de trabalho, $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto e $\chi > 0$ é um parâmetro de deslocamento na função de utilidade. O consumo total C_t da família representativa é distribuído pelo número total de bens n_b ficando C_{jt} entregue pelo setor final. O pacote de consumo (tipo CES) e o respectivo índice de preços são definidos como: $C_t = (\int_0^{n_t} C_{it}^{\frac{\varepsilon_P-1}{\varepsilon_P}} d_i)^{\frac{\varepsilon_P}{\varepsilon_P-1}}$ e $P_t^C = (\int_0^{n_t} P_{it}^{1-\varepsilon_P} d_i)^{\frac{\varepsilon_P-1}{\varepsilon_P}}$, em que $\varepsilon_P > 1$ é a elasticidade de substituição entre variedades de produtos. O consumo de um determinado tipo i de bem final é:

$$C_{it} = (P_{it}/P_t^C)^{-\varepsilon_P} C_t. \quad (\text{A.18})$$

A restrição orçamentária da família representativa pode ser expressa como

$$\omega_t^h H_{ij} + e^{\varepsilon_{t-1}^B} (1 + R_{t-1}) \frac{B_{jt}}{P_t^C} + (1 - \delta)(d_{jt} + v_{jt} + \theta d_{jt}^E) \left(x_{jt} + e^{\varepsilon_{t-1}^B} (1 - A C_{jt-1}^E) n_{jt-1}^E \right) = C_{jt} + \frac{B_{jt+1}}{P_t^C} + v_j x_{jt+1} + n_{jt}^E f_E m c_t^E + T_{jt} - \Pi_{jt}^W - \Pi_{jt}^B. \quad (\text{A.19})$$

9. Do inglês *constant elasticity of substitution*. Trata-se da propriedade de elasticidade constante de substituição, encontrada em algumas funções.

A renda da família é constituída pelo rendimento do trabalho (sendo o salário real desejado ω_t^h), lucros de sindicatos Π_{jt}^W e dos bancos Π_{jt}^B gerados pela concorrência imperfeita, com a alocação de investimentos em três tipos de ativos: depósitos nominais sem risco B_{jt} , participações societárias x_{jt} e novas empresas n_{jt}^E .

A alocação dos gastos inclui depósito B_{jt+1} , consumo C_{jt} , compra de ações x_{jt+1} (a um preço de mercado v_t), investimento em novas empresas $n_{jt}^E F_E mc_t^E$ (em que n_{jt}^E é o número de empresas entrantes, F_E é um custo fixo de entrada e mc_t^E é o custo marginal incorrido pela entrada de empresas), além dos impostos T_{jt} .

Seguindo Smets e Wouters (2007), foi adicionado um choque estocástico ε_t^E , trazendo o efeito de fatores exógenos impeditivos da entrada de novas empresas no mercado.

No que diz respeito às oportunidades de investimento das famílias, B_{jt} representa os depósitos sem risco subscritos no período $t - 1$ e R_{t-1} é a taxa de juros nominal bruta entre o período $t - 1$ e o período t . Como em Smets e Wouters (2007), a lucratividade dos depósitos é afetada por um choque de prêmio ε_t^E AR(1), que tem como objetivo captar mudanças exógenas nos gastos de consumo das famílias. As famílias também podem investir em empresas (existentes ou entrantes). As novas necessitam ser financiadas no período anterior n_{jt-1}^E . Assim, as ações compradas no período anterior pagam um dividendo $P_t^C d_{jt}$ de empresas existentes e θa_{jt}^E de novas empresas, que são avaliadas por $(1 - \delta)P_t^C v_t$ no final do período t . O parâmetro θ representa a fração de lucros de empreendedores distribuídos aos acionistas, enquanto a fração restante $1 - \theta$ é reinvestida em novos projetos de investimento. A cada período, todas as empresas são afetadas por um choque exógeno de saída δ , que afeta tanto as empresas entrantes quanto as existentes, como em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007). Assim, a lei do movimento das empresas na economia é dada por:

$$n_{jt} = (1 - \delta) \left(n_{jt-1} + e^{\varepsilon_{t-1}^E} (1 - AC_{jt-1}^E) n_{jt-1}^E \right). \quad (\text{A.20})$$

A criação de empresas é dispendiosa. As famílias devem investir uma quantia mínima $F_E mc_t^E$ para criar um número endógeno n_{jt}^E de empresas, em que mc_t^E representa o custo marginal de produzir uma empresa, e F_E é um custo irrecuperável do processo de criação. O número de empresas participantes também é afetado por um processo de choque exógeno ε_t^E , que captura fatores exógenos que permitem (ou impedem) que uma nova empresa entre no mercado em caso de realização positiva (ou negativa). Seguindo Lewis e Poilly (2012), assume-se que a fração AC_{jt-1}^E de novas empresas não consegue iniciar seus negócios. A probabilidade de falha é especificada como

$$AC_{jt}^E = \frac{\chi_E}{2} \left(\frac{n_{jt}^E}{n_{jt-1}^E} - 1 \right)^2. \quad (\text{A.21})$$

Essa função reflete os custos de congestionamento enfrentados pela entrada simultânea de várias empresas no mercado. Esse custo visa suavizar a dinâmica de entrada ao longo do ciclo de negócios.

Substituindo os multiplicadores de Lagrange, temos as condições de primeira ordem que solucionam o problema de otimização da família. Primeiro, a utilidade marginal do consumo é determinada por:

$$\lambda_t^c = (C_{jt} - hC_{t-1})^{-\sigma c}. \quad (\text{A.22})$$

A condição de Euler nos depósitos, que determina o caminho ótimo de consumo, é

$$\beta \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+\tau}^c}{\lambda_t^c} \right\} e^{\varepsilon_t^B} \frac{(1+R_t)}{\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^c} = 1. \quad (\text{A.23})$$

A equação de Euler nas participações, que impulsiona o valor da ação v_t , é determinada por

$$v_t = (1 - \delta) \beta \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+\tau}^c}{\lambda_t^c} (d_{jt+1} + v_{jt+1} + \theta d_{jt+1}^E) \right\}. \quad (\text{A.24})$$

Colocado de forma recursiva, o valor atual das ações é igual à soma descontada dos dividendos, de acordo com a teoria de finanças corporativas. Um valor positivo de θ afeta o preço da ação pela solidez esperada do sistema financeiro. Assim, grandes choques financeiros negativos afetam os dividendos esperados dos empreendedores, o que, por sua vez, reduz o preço das ações e a criação de novas empresas. A condição de primeira ordem determina a oferta de mão de obra das famílias:

$$\lambda_t^c \omega_t^h = \chi H_{jt}^{\sigma H}. \quad (\text{A.25})$$

Finalmente, a equação de livre entrada é determinada pela maximização do problema da família em relação a n_{jt}^E . Com a reorganização da expressão de Euler nas participações – equação (A.24) –, temos:

$$f_E m c_t^E = v_t \frac{\partial(1-AC_{jt}^E)n_{jt}^E}{\partial n_{jt}^E} e^{\varepsilon_t^B} + \beta \mathbb{E}_t \left\{ v_{t+1} \frac{\partial(1-AC_{jt}^E)}{\partial n_{jt}^E} + n_{jt+1}^E e^{\varepsilon_{t+1}^B} \right\}. \quad (\text{A.26})$$

Como em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007), a entrada ocorre até que o valor da empresa seja equalizado com o custo de entrada $F_E m c_t^E$, levando à condição de livre entrada. A condição de livre entrada também é afetada pela probabilidade de falha, AC_{jt}^E , devido aos custos de congestionamento enfrentados pelas novas empresas. Assumindo uma função de custo de congestionamento zero, tal que $\chi_E = 0$, a condição de livre entrada é a mesma que em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007).

A.1.4 Sindicatos

O efeito da rigidez nos salários nominais ocorre por meio da atuação dos sindicatos, aos quais as famílias delegam a tarefa de negociar seus salários. Considera-se que as famílias fornecem diferentes tipos de mão de obra, vendidos por sindicatos a empacotadores de mão de obra (perfeitamente competitivos), que os agregam (em uma CES) e vendem na forma de um trabalho homogêneo a empresas intermediárias. Cada sindicato está relacionado a uma família $j \in [0,1]$. Mais uma vez é utilizado um aspecto trazido por Rotemberg (1982), com a introdução de custos de ajustes quadráticos na equação de ajuste salarial:

$$AC_{jt}^W = \frac{k_W}{2} \left(\frac{W_{jt}}{W_{jt-1}} - [\xi_W \pi_{t-1}^C + (1 - \xi_W)] \right)^2 \frac{W_{jt}}{P_t}, \quad (\text{A.27})$$

em que ξ_W é um parâmetro que mede a taxa de indexação salarial entre os períodos. Dada essa função de custo de ajuste, o problema de otimização torna-se dinâmico. O sindicato representativo define o salário W_{jt} maximizando a margem esperada entre o produto marginal real da mão de obra na empresa e o salário desejado pelas famílias:

$$\max_{\{W_{jt}\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} \left(\frac{W_{jt+\tau}}{P_{t+\tau}} H_{jt+\tau}^d - \frac{W_{jt+\tau}^h}{P_{t+\tau}} H_{jt+\tau}^d - AC_{jt+\tau}^W H_{t+\tau} \right) \right\}, \quad (\text{A.28})$$

sujeito à restrição de demanda negativamente inclinada dos empacotadores de mão de obra:

$$H_{jt} = (W_{jt}/W_t)^{-\mu_t^W / (\mu_t^W - 1)} H_t, \quad (\text{A.29})$$

em que H_{jt} representa a quantidade de tipos de mão de obra usada na função de produção do empacotador de mão de obra, com um *mark-up* variável no tempo $\mu_t^W = \frac{\epsilon_W}{\epsilon_W - 1} \exp(\epsilon_t^W)$. O parâmetro ϵ_W representa o grau de substituição imperfeita entre as diferentes variedades de trabalho fornecidas pelas famílias.

Considerando a simetria entre os sindicatos, a condição de primeira ordem resulta na seguinte equação do salário real:

$$\frac{W_t}{P_t^C} = \mu_t^W \frac{W_t}{P_t^C} - (\mu_t^W - 1) W_t [AC_t^{W'} + \beta \mathbb{E}_t] \left\{ \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} \frac{H_{t+1}}{H_t} AC_{t+1}^{W'} \right\}. \quad (\text{A.30})$$

A.1.5 Produção: parque existente (margem intensiva)

Esse setor é composto por dois grupos de agentes: empresas intermediárias e finais. As empresas intermediárias produzem bens diferenciados, i , e alocam os insumos trabalho e capital, assim como estabelecem preços de acordo com o modelo de Rotemberg (1982). Os produtores finais atuam como empacotadores, combinando bens intermediários para produzir um bem final homogêneo.

Cada empresa intermediária representativa $i \in [0, n_t]$ está relacionada a um empreendedor e e possui a seguinte tecnologia:

$$Y_{it} = e^{\varepsilon_t^A} (K_{it+1}^u)^\alpha (H_{it}^d)^{1-\alpha}, \quad (\text{A.31})$$

em que Y_{it} é a função de produção do bem intermediário, que combina capital K_{it+1}^u , demanda por mão de obra H_{it}^d e tecnologia $e^{\varepsilon_t^A}$ – um choque de produtividade AR (1). Assumindo que o capital requer um período para ser liquidado e u_{it} representa a taxa de utilização de capital, o capital utilizado na produção é representado conforme a seguir.

$$K_{it+1}^u = u_{it} K_{it}. \quad (\text{A.32})$$

Os produtores de bens intermediários resolvem um problema de dois estágios. Na primeira etapa, os preços reais dos insumos w_t e z_t são dados. Assim, as empresas alugam os insumos H_{it}^d e K_{it+1}^u em mercados perfeitamente competitivos, minimizando os custos sujeitos à restrição de produção. A condição de primeira ordem traz a expressão para o custo marginal real:

$$mc_{it} = mc_t = \frac{1}{e^{\varepsilon_t^A}} \left(\frac{z_t}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_t}{(1-\alpha)} \right)^{(1-\alpha)}. \quad (\text{A.33})$$

A partir do problema de minimização de custos, a demanda relativa de insumos também deve ser satisfeita,

$$\sigma H_{it}^d w_t = (1-\alpha) K_{it+1}^u z_t. \quad (\text{A.34})$$

No segundo estágio, a empresa de bens intermediários atua como em um monopólio, estabelecendo o preço de varejo, conforme a tecnologia de Rotemberg (1982). Além disso, enfrenta custos de ajuste de preços, AC_{it}^P , definidos da forma a seguir.

$$AC_{it}^P = \frac{k_p}{2} \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} - [\xi_P \pi_{t-1} + (1-\xi_P)] \right)^2 \frac{P_{it}}{P_t^C}, \quad (\text{A.35})$$

em que k_p é o custo de ajuste de preços e ξ_P é o coeficiente que mede a taxa de indexação da inflação de bens intermediários, $\pi_{t-1} = P_{t-1}/P_{t-2}$. Com isso, o problema das empresas representativas se torna dinâmico:

$$\max_{\{P_{it}\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} \left(\frac{P_{it+\tau}}{P_{t+\tau}^C} - mc_{it+\tau} - AC_{it+\tau}^P \right) Y_{it+\tau} \right\}. \quad (\text{A.36})$$

As empresas operam em um monopólio. Assim, a quantidade produzida pela empresa, Y_{it} , é determinada pela demanda em resposta ao seu preço relativo P_{it}/P_t^C e pela demanda agregada de bens, Y_t^d , como segue.

$$Y_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_t^C} \right) Y_t^d. \quad (\text{A.37})$$

Com $\epsilon_p > 1$, considera-se uma elasticidade constante de substituição entre as mercadorias. Maximizando o fluxo esperado de produtos, equação (A.36), sob a restrição negativamente inclinada, equação (A.37), as condições de primeira ordem implicam uma política ótima de preços, tal que o preço relativo $\rho_{it} = P_{it}/P_t^C$ é definido como um *mark-up* sobre o custo marginal de produção:

$$\rho_{it} = \mu_{it} mc_{it}, \quad (\text{A.38})$$

em que o μ_{it} é um *mark-up* endógeno, definido como

$$\mu_{it} = e^{\varepsilon_t^P} \frac{\epsilon_p}{(\epsilon_p - 1) \left(1 - \frac{P_{it}}{P_t^C} AC_{it}^P + \kappa_p \Psi_{it} \right)}, \quad (\text{A.39})$$

em que ε_t^P representa um choque *ad hoc* (isto é, sua realização positiva reduz o custo de ajuste de preços, pressionando a inflação para cima), com Ψ_{it} sendo uma variável auxiliar que depende do custo de ajuste de preços. Finalmente, o lucro da empresa i , em termos reais, é dado por

$$d_{it} = (\rho_{it} - mc_{it} - AC_{it}^P) Y_{it}. \quad (\text{A.40})$$

A.1.6 Produção: empresas entrantes (margem extensiva)

A instalação de uma empresa requer contratação de serviços de mão de obra. A cada período um *continuum* de novas empresas, representadas por $z \in [0, n_t^E]$, entram no mercado. Além disso, a produção de novos bens adota a mesma tecnologia, conforme Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007).

$$f_E = e^{\varepsilon_t^A} H_{zt}^E. \quad (\text{A.41})$$

Considerando-se a perfeita mobilidade de fatores, o custo de uma unidade de trabalho W_t é o mesmo. Para introduzir uma fricção financeira no processo de produção das novas empresas, foi incorporada uma restrição de adiantamento salarial. Mais precisamente, os empresários financiam uma fração $\gamma \in [0, 1]$ da massa salarial para a criação de novos bens. Como resultado, a z -ésima empresa deve tomar empréstimos do banco para a sua massa salarial, $W_t H_{zt}^E$, no início do período t . O reembolso ocorre no final do período, à taxa de juros bruta, $1 + \gamma R_t^L$. O problema de minimização de custos leva à expressão do custo marginal real para a produção de um novo bem z :

$$mc_{zt}^E = mc_t^E = \frac{w_t(1 + \gamma R_t^L)}{e^{\varepsilon_t^A}}. \quad (\text{A.42})$$

Para $\gamma > 0$, a variação da taxa de empréstimo afeta a decisão de entrar. Em período de baixas taxas de empréstimos, os empreendedores têm incentivos para financiar a criação de novos bens. Por outro lado, em período de dificuldade financeira, com elevação das taxas de empréstimo, a restrição financeira impede a entrada de novas empresas, afetando negativamente a produção.

A presença de fricções financeiras complica o cálculo do estado estacionário, assim como afeta o número de empresas no estado estacionário (\bar{n}), que é dado por:

$$\bar{n} = \bar{H} \left[\frac{(1-(1-\delta)\beta)f_E(1-\alpha)(1+\gamma\bar{r}^L)}{(1-\delta)\beta((\bar{\mu}-1)+d\bar{K}^{\frac{\alpha}{2}})} + f_E \frac{\delta}{(1-\delta)} \right]^{-1}. \quad (\text{A.43})$$

Os termos com a barra representam o valor de estado estacionário da variável relevante, com $d^K = \theta\bar{\eta}\bar{\omega}^C(k-1)^{-1}(1+\gamma\bar{r}^k)$. No entanto, deve-se notar que, na ausência de fricções financeiras, $\gamma = \theta = 0$, o número de empresas é o mesmo que em Bilbiie, Ghironi e Melitz (2007).

A.1.7 Fornecedores de capital

Os fornecedores de capital são homogêneos e distribuídos em um *continuum* normalizado para 1. O fornecedor de capital representativo $k \in [0,1]$ atua competitivamente para fornecer uma quantidade K_{kt+1} de capital. Considera-se que o fornecedor de capital paga um ajuste de investimento AC_{kt}^I , tal que $AC_{kt}^I = \frac{\chi_I}{2}(I_{kt}/I_{kt-1} - 1)$. Dessa forma, o estoque de capital do fornecedor de capital representativo evolui de acordo com

$$K_{it+1} = e^{\varepsilon_t^I}(1 - AC_{kt}^I)I_{kt} + (1 + \delta)K_{kt}, \quad (\text{A.44})$$

em que ε_t^I é um choque exógeno do custo de ajuste do investimento que leva a uma cunha entre o valor-sombra do capital Q_t e o índice de preços de consumo P_t^C (diferentemente, o valor real do capital $q_t = Q_t/P_t^C$ não é constante para $\chi_I \neq 0$). O fornecedor de capital produz o novo estoque de capital $q_t K_{kt+1}$ comprando o capital depreciado $q_t(1 - \delta)K_{kt}$ e os bens de investimento I_{kt} . O fornecedor de capital representativo escolhe I_{kt} para maximizar os lucros.

$$\max_{\{I_{kt}\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} \left[Q_t e^{\varepsilon_t^I} (1 - AC_{kt}^I) - 1 \right] I_{kt} \right\}, \quad (\text{A.45})$$

em que $\beta^\tau \lambda_{t+\tau}^C / \lambda_t^C$ é o fator de desconto estocástico da família, apresentado na equação (A.22). O preço real do aluguel de capital, portanto, resolve

$$\varepsilon_t^I q_t = 1 + \varepsilon_t^I q_t \frac{\partial(I_{kt} - AC_{kt}^I)}{\partial I_{kt}} + \beta \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+\tau}^C}{\lambda_t^C} e^{\varepsilon_{t+1}^I} \pi_{t-1}^C q_{t+1} \frac{\partial(I_{kt+1} - AC_{kt+1}^I)}{\partial I_{kt}} \right\}. \quad (\text{A.46})$$

Para as decisões de utilização de capital, adotou-se a referência de Smets e Wouters (2007), assumindo que o custo de ajustar a taxa de utilização do capital é dado por

$$\Phi(u_t) = (1 - \psi)/\psi \bar{Z} (\exp[\psi/(1 - \psi)(u_t - 1)] - 1), \quad (\text{A.47})$$

em que ψ é a elasticidade do custo de utilização, \bar{Z} é o produto marginal do capital no estado estacionário. Como no estado estacionário a taxa de utilização é normalizada, $\bar{u} = 1$, então $\Phi(u) = 0$ e $\Phi'(u) = Z$. A taxa de utilização do capital ótima é determinada por

$$z_t = \bar{Z} e^{\psi/(1-\psi)(u_t-1)}, \quad (\text{A.48})$$

em que $z_t = z_t/p_t^c$ é o produto marginal real do capital. Com isso, a lucratividade de uma unidade de capital é dada por

$$1 + r_t^k = \frac{z_t u_t \Phi(u_t) + (1-\delta)q_t}{q_{t-1}}. \quad (\text{A.49})$$

A.1.8 Autoridades

O governo financia o gasto público cobrando imposto das famílias. Supõe-se que o total de gastos públicos $P_t G_t$ evolua de acordo com um choque exógeno $P_t \bar{G} \varepsilon_t^R$ e explique tanto os choques de gastos do governo quanto os choques externos que alteram a balança comercial. O balancete do governo é dado por $P_t \bar{G} \varepsilon_t^R = \int_0^1 T_{jt} d_j$. O BCB, por sua vez, reage a flutuações de preços e desequilíbrios de atividade, por meio de uma regra de juros linear, expressa como

$$R_t - R = \rho(R_{t-1} - R) + (1 - \rho_R)[\phi_\pi(\pi_t - 1)\phi_Y(Y_t - Y)] + \phi_{\Delta Y}(Y_t - Y_{t-1}) + \varepsilon_t^R, \quad (\text{A.50})$$

em que ε_t^R é um choque exógeno de política monetária AR (1), com ϕ_π , ϕ_Y e $\phi_{\Delta Y}$ representando respectivamente os parâmetros de inflação, hiato do produto e hiato de crescimento do PIB, que visam estabilizar a economia dos seus desvios do estado estacionário.

A.1.9 Choques, agregação e condições de equilíbrio

Foram aplicados neste modelo dez processos de choque estrutural, definidos por $\varepsilon_t^S = \rho_S \varepsilon_{t-1}^S + \eta_t^S = \{A, G, B, I, P, W, L, E, N, R\}$ em que ρ_S são raízes autorregressivas das variáveis exógenas e η_t^S são erros-padrão mutuamente independentes, serialmente não correlacionados e normalmente distribuídos, com média zero e variâncias σ_S^2 . Seguindo Smets e Wouters (2007), os processos de choque de preço e salário assumem a forma de AR (1) com um termo MA (1), denotado u_m , tal que

$$\varepsilon_t^m = \rho_m \varepsilon_{t-1}^m + \eta_t^m - u_m \eta_{t-1}^m. \quad (\text{A.51})$$

Assume-se que o choque de gastos é afetado pela inovação de produtividade em uma proporção ρ_{AG} :

$$\varepsilon_t^G = \rho_G \varepsilon_{t-1}^G + \eta_t^G - \rho_{AG} \eta_t^A. \quad (\text{A.52})$$

A restrição de recursos da economia, também definida como o produto interno bruto (PIB) pela abordagem da demanda, assume o formato a seguir depois de: i) agregar todos os agentes e variedades de produtos da economia; ii) impor a compensação de mercado, em todos os mercados; e iii) substituir as funções de demanda relevantes.

$$Y_t^d = C_t + I_t + G\varepsilon_t^G + \Phi(u_t)K_{t-1} + n_t AC_t^P Y_t + AC_t^W H_t + AC_t^L H_{t+1}. \quad (\text{A.53})$$

Usando a condição de lucro zero para o empacotador (conforme apresentado na subseção 3.5), o índice de preços de consumo é determinado por $P_t^C = \left(\int_0^{n_t} P_{it}^{1-\varepsilon_P} di\right)^{1/(1-\varepsilon_P)}$. Reorganizando, surge a expressão a seguir para o preço relativo $\rho_t = P_t/P_t^C$.

$$n_t \rho_t^{(1-\varepsilon_P)} = 1. \quad (\text{A.54})$$

A taxa de inflação π_t^C pode ser deduzida de ρ_t .

$$\frac{\rho_t}{\rho_{t-1}} = \frac{\pi_t}{\pi_t^C}. \quad (\text{A.55})$$

A agregação da demanda total – equação (A.37) – para todas as variedades de produtos n_t fornecidas pela economia leva a uma condição de compensação de mercado.

$$n_t Y_t = \rho_t^{-\varepsilon_P} Y_t^d. \quad (\text{A.56})$$

Em relação ao setor de produção, temos os serviços de capital ($K_{t+1}^u = \int_0^{n_t} K_{it+1}^u di$) e a demanda por trabalho das empresas instaladas $H_t^d = \int_0^{n_t} H_{it}^d di$, bem como das novas $H_t^E = \int_0^{n_t^E} H_{zt}^E dz$. A oferta agregada da economia é dada por

$$n_t Y_t = e^{\varepsilon_t^A} (K_{t+1}^u)^\alpha (H_t^d)^{1-\alpha} e n_t^E f_E = e^{\varepsilon_t^A} H_t^E. \quad (\text{A.57})$$

Voltando para o mercado de trabalho, a condição de compensação de mercado entre a oferta de mão de obra das famílias e a demanda de empresas (novas e instaladas) é

$$H_t = H_t^d + H_t^E. \quad (\text{A.58})$$

No que diz respeito à agregação de lucro da equação (A.40) e da equação (A.9), bem como deixando K_{t+1} representar $\int_0^{n_t} K_{it+1} di$, o retorno de uma fração de participação x_{ij} é dado por

$$d_t = (\rho_t - mc_t - AC_t^P) Y_t e n_t d_t^E = \eta_t (\bar{\omega}_t - \omega_t^C) (1 + R_t^k) Q_{t-1} K_t e^{\varepsilon_t^N}. \quad (\text{A.59})$$

Finalmente, a condição de equilíbrio geral é definida como uma sequência de grandezas $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$ e preços $\{P_t\}_{t=0}^\infty$, tais que, para uma dada sequência de grandezas $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$ e ocorrência de choques $\{S_t\}_{t=0}^\infty$, a sequência $\{P_t\}_{t=0}^\infty$ garante o equilíbrio simultâneo em todos os mercados previamente definidos.

REFERÊNCIAS

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handarticle of macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. v. 1. p. 1341-1393.

BILBIIE, F. O.; GHIRONI, F.; MELITZ, M. **Monetary policy and business cycles with endogenous entry and product variety**. Cambridge, United States: NBER, Jun. 2007. (Working Paper, n. 13199).

LEWIS, V.; POILLY, C. Firm entry, markups and the monetary transmission mechanism. **Journal of Monetary Economics**, v. 59, n. 7, p. 670-685, Nov. 2012.

ROTEMBERG, J. J. Monopolistic price adjustment and aggregate output. **The Review of Economic Studies**, v. 49, n. 4, p. 517-531, Oct. 1982.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and frictions in us business cycles: a Bayesian DSGE approach. **American Economic Review**, v. 97, n. 3, p. 586-606, June 2007.

Originais submetidos em: ago. 2019.

Última versão recebida em: mar. 2021.

Aprovada em: mar. 2021.

OS EFEITOS DE CHOQUES FISCAIS E DE PRODUTIVIDADE SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS¹

Michel Candido de Souza²

Ramon Goulart Cunha³

Joicy Markele Esteves Duarte⁴

Este trabalho busca identificar e comparar os ciclos econômicos de Minas Gerais e do Brasil, sob a perspectiva de choques fiscais e de produtividade. Os principais resultados indicam uma concordância de 91% entre os ciclos. Em relação à persistência, os choques tecnológicos, tanto em Minas Gerais quanto no Brasil, apresentaram comportamento transitório. Adicionalmente, ocorrem diferenças nos choques fiscais, especialmente os negativos. Por fim, o modelo vetorial indica que a produtividade total dos fatores (PTF) é o termo que melhor explica a variância dos ciclos econômicos nas duas espacialidades. Contudo, as variações fiscais tendem a explicar mais a variância dos ciclos em Minas Gerais.

Palavras-chave: ciclos; política fiscal; produtividade total dos fatores.

THE EFFECTS OF FISCAL AND PRODUCTIVITY SHOCKS ON THE ECONOMIC CYCLES OF MINAS GERAIS

This work aimed to identify and compare the economic cycles of Minas Gerais and Brazil, from the perspective of fiscal and productivity shocks. The main results indicate a 91% agreement between cycles. Regarding persistence, technological shocks in both Minas Gerais and Brazil showed transient behavior. Additionally, there are differences in fiscal shocks, especially negative ones. Finally, the vector model indicates that TFP best explains the variance of business cycles in the two spatialities. However, fiscal shocks tend to explain more the variance of cycles in Minas Gerais.

Keywords: cycles; fiscal policy; total factors productivity.

JEL: E32; E62; O3.

1 INTRODUÇÃO

Para Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989), os ciclos econômicos devem ser explicados como flutuações aleatórias da produtividade. De outro modo, as recessões e os períodos de expansão devem representar respostas eficientes do produto a choques reais exógenos. Esta visão é apresentada na teoria dos ciclos reais de negócios (*RBC theory*).

O acompanhamento dos ciclos econômicos possibilita compreender questões associadas às oscilações de curto prazo na economia, bem como permite investigar

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art7>

2. Professor do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (Dece/UFVJM). *E-mail:* <michel.souza@ufvjm.edu.br>.

3. Coordenador na Secretaria Especial de Produtividade, Emprego e Competitividade do Ministério da Economia. *E-mail:* <ramongcunha@gmail.com>.

4. Bacharel em ciências econômicas pela UFMG. *E-mail:* <joicymarkele@hotmail.com>.

as implicações das políticas econômicas ao longo do tempo. A identificação das flutuações econômicas, em termos do período inicial, regularidade e duração, também pode ser relevante para a alocação de recursos do setor privado e referência para pesquisas acadêmicas diversas.

A busca por uma melhor compreensão dos ciclos econômicos tem levado diversas instituições a realizarem o seu monitoramento, sobretudo visando estabelecer a datação destes ciclos. Entre as principais responsáveis por este trabalho estão a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o National Bureau of Economic Research (NBER) e o Centre for Economic Policy Research (CEPR). No caso brasileiro, o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace) – da Fundação Getulio Vargas/Instituto Brasileiro de Economia (FVG/Ibre) – vem realizando datações mensais e trimestrais para os ciclos de negócios ocorridos de 1980 em diante.

Embora o Codace investigue as flutuações econômicas para o Brasil, não há relato de qualquer órgão/instituição que identifique periodicamente os ciclos econômicos regionais no país, especialmente aqueles de âmbito estadual. Acredita-se que este serviço de monitoramento não ocorra por razões diversas, por exemplo, em virtude da presença de custos e da ausência/precariedade de dados para as unidades regionais brasileiras. Contudo, como menciona Haddad (1989), os espaços econômicos e sociais no Brasil são heterogêneos em termos de estrutura e dinâmica de crescimento. Consequentemente, as flutuações econômicas ocorridas no âmbito regional (por exemplo, flutuações econômicas dos estados brasileiros) podem diferir daquelas observadas em nível nacional.

Desse modo, este artigo procurou identificar e comparar os períodos de expansão e recessão da atividade econômica em Minas Gerais (MG), levando em consideração os resultados nacionais. A aplicação para o estado de MG foi motivada por duas questões principais, conforme resumido a seguir.

- 1) Disponibilidade de dados, em especial informações sobre produto interno bruto (PIB) trimestral (Fundação João Pinheiro – FJP)⁵ e despesa total (Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais).⁶
- 2) Importância do estado de MG no contexto nacional, sobretudo em termos de atuação das instituições de fomento local – por exemplo, Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG), Companhia de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais (Codemig) e Agência de Promoção de Investimento e Comércio Exterior de Minas Gerais (Indi).

5. Disponível em: <<http://bit.ly/3Gntz90>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

6. Disponível em: <<https://bit.ly/33cg10F>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

O banco de dados foi construído a partir de informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE),⁷ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea (Ipeadata),⁸ Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais (GovMG) e FJP. Como estratégia para obter os ciclos econômicos, utilizou-se o método de Harding-Pagan (2002). Em seguida, foi aplicado o modelo de Romer (2012) com a finalidade de construir as variáveis de choques tecnológicos e fiscais. Para avaliar o grau de persistência destes choques, recorreu-se a um teste de raiz unitária quantílico. Por último, estimou-se um modelo VAR(p) para identificar a relevância que os choques fiscais e tecnológicos exercem em termos de flutuações econômicas sobre os valores previstos.

A principal contribuição deste trabalho consiste em identificar os ciclos econômicos do estado de Minas Gerais, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Como abordado anteriormente, o monitoramento das flutuações econômicas é restrito ao âmbito nacional. Além disso, acredita-se que flutuações econômicas ocorridas em MG possam ser diferentes daquelas enfrentadas em nível nacional. Portanto, espera-se que esta pesquisa possa contribuir para o entendimento das especificadas regionais e orientar a atuação de instituições de fomento local, bem como de gestores no planejamento público.

O trabalho está organizado em seis seções. Após esta introdução, são apresentados o referencial teórico e os procedimentos metodológicos. Na quarta seção, tem-se uma exposição do banco de dados. Na quinta seção, são apontados e discutidos os resultados. E, por fim, na sexta seção, as considerações finais são estabelecidas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Os ciclos econômicos são importantes para a teoria econômica por representarem flutuações na atividade real. Os movimentos agregados de expansões e recessões afetam a dinâmica de diversos setores da economia, alterando não somente as expectativas como também o ambiente de negócios. Neste ponto, a compreensão dos fatores que potencialmente conduzem os ciclos despertou a atenção de economistas das mais diversas linhas do pensamento econômico, ao longo do último século. Esta seção foi dividida considerando as contribuições *ex ante* e *ex post* à crítica de Lucas (1977).

2.1 Breves considerações sobre os ciclos econômicos antes da crítica de Lucas

Inicialmente, nesta subseção, com objetivo de elucidar um pouco do debate sobre os ciclos econômicos na primeira metade do século XX e localizar o leitor quanto à história do pensamento econômico anterior à teoria dos ciclos reais de negócios

7. Disponível em <<https://bit.ly/3Ue59oK>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

8. Disponível em: <<http://bit.ly/3Kf1aTk>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

(*real business cycles* – RBC), optou-se por destacar algumas contribuições feitas por Kalecki (1939; 1954), Keynes (1936) e Schumpeter (1939).

De acordo com Possas e Baltar (1981), para Kalecki (1954), a inovação tecnológica endógena é fundamental para determinar a decisão de investimento, sendo este último a chave para justificar os ciclos econômicos. Nesta abordagem, os ciclos se manifestam através das expectativas de lucro e das condições correntes, que são insumos informacionais para tomada de decisão dos empresários. Além disso, a lógica concorrencial é protagonista na explicação do investimento, já que a própria concorrência pode estimular a inovação.

Nessa abordagem, nos momentos de auge, ocorrem aumentos no nível de investimento, que conseqüentemente induzem à melhora na atividade econômica. Porém, após alcançar a crista do ciclo, a atividade cai e a economia entra em um novo momento de recessão, puxado pela queda no investimento e aumento na preferência pela liquidez, distorcendo as expectativas e potencialmente levando à imobilização do estoque de capital. Nesta conjectura, para que a economia se recupere de forma mais rápida, o autor sugere a atuação direta do governo, como facilitador do nível de investimentos.

Já para Keynes (1936), conforme destaca Castro (1986), o ciclo econômico, bem como sua regularidade e duração, dependem diretamente de flutuações na eficiência marginal do capital (determinante da taxa de juros). O canal ocorre por meio do investimento, que responde diretamente à taxa de juros, levando o empresário a investir de acordo com a rentabilidade em relação à taxa-padrão (que afeta diretamente as expectativas) e a perspectiva de renda futura.

Como exemplo, Keynes (1936) indica que um ciclo de recessão começa no otimismo exacerbado em relação à renda futura, capaz de superar uma queda na eficiência marginal do capital. Este otimismo leva a uma expansão no crédito e conseqüentemente a um excesso de endividamento no mercado. Em seqüência, ocorre uma intensa frustração pela não obtenção dos retornos esperados, a qual leva ao colapso da eficiência marginal do capital e preferência pela liquidez. Logo, no ambiente de expectativas distorcidas o agente acabaria enfrentando uma escolha entre: empregar seus recursos em moeda, devido à incerteza, ou enfrentar os riscos do mercado financeiro. E é justamente essa escolha que afetará diretamente a taxa de juros, iniciando um novo ciclo. Portanto, quanto maior a incerteza, maior a propensão dos agentes de reterem moeda por motivos de especulação.

Por fim, as teorias de Kalecki (1939) e Schumpeter (1939) guardam algumas similaridades quanto à inovação, mesmo que atribuam os ciclos econômicos a causas distintas. Para Schumpeter (1939), os ciclos econômicos podem ter origem tecnológica exógena. O autor indica que o empreendedor busca por inovações e vantagens competitivas que possam alavancar o lucro futuro. Além disso, colocando

novas tecnologias no mercado, estimula os demais concorrentes a adotarem comportamento equivalente quanto à pesquisa, o que conduz ao fenômeno cíclico.

Logo, todo o processo é marcado por constantes transformações na base produtiva, de forma que as inovações mais recentes substituem as inovações mais antigas, o que é nomeado por Schumpeter (1939) como “destruição criativa”, a qual leva à eliminação de outras firmas que não se adaptam. Este procedimento de inovação rompe o estado estacionário e é capaz de levar a economia a outros níveis de renda e emprego.

Após esta breve explanação, seguimos para a abordagem mais recente sobre a teoria dos ciclos reais de negócios (RBC), na qual este trabalho se baseia. Nossa escolha por essa abordagem se apoia primordialmente na crítica de Lucas, em meados da década de 1970, aos modelos de ciclos econométricos utilizados. Apesar de apresentarem certa aderência aos dados, estas estimações não consideravam variações de políticas econômicas, o que tornava as previsões muito duvidosas (já que os modelos eram majoritariamente utilizados para avaliação de políticas públicas).

Lucas (1977) argumenta, ainda, que modelos fundamentados em parâmetros tecnológicos e preferências poderiam alcançar resultados invariantes a mudanças de políticas, uma vez que não se espera que mudanças tecnológicas ou nas preferências dos agentes sejam causadas por alterações em políticas econômicas. Dessa forma, modelos macroeconômicos microfundamentados produziram resultados mais fidedignos.

2.2 Teoria dos ciclos reais de negócios

A RBC faz parte de uma tradição macroeconômica desenvolvida nos trabalhos de Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989). Basicamente, é uma vertente da macroeconomia que compreende os ciclos econômicos como resultados de flutuações aleatórias da produtividade. Diferentemente de outras abordagens, estes autores compreendem as recessões e os períodos de expansão como respostas eficientes do produto a choques reais exógenos.

Lucas (1977) também é um dos principais responsáveis pelo estudo dos ciclos reais de negócios. O autor explica que estes fenômenos regem as leis de mercado, ao contrário de características políticas ou institucionais específicas de determinados países ou períodos, trazendo grande semelhança entre ciclos de negócios. Basicamente, os agentes seriam maximizadores e os mercados se equilibrariam, tornando a fase do ciclo um fenômeno ótimo.

Seguindo Cooley e Prescott (1995) e Cooley e Hansen (1995), destaca-se a seguir alguns dos chamados fatos estilizados dos ciclos de negócios.

- 1) Oscilações no produto e nas horas trabalhadas agregadas apresentam magnitudes aproximadamente iguais.
- 2) A média de horas trabalhadas na semana flutua em menor magnitude.
- 3) O consumo segue um padrão estável, com oscilações inferiores ao produto.
- 4) O investimento apresenta fortes flutuações, superiores às do produto.
- 5) O estoque de capital apresenta baixa correlação com o produto, além de ser mais estável.
- 6) A produtividade dos fatores tende a ser pró-cíclica, mas oscila menos que a produção.
- 7) Salários variam em magnitude inferior à produtividade.
- 8) Correlação praticamente nula entre remuneração média e produto.
- 9) Correlação praticamente nula entre gastos do governo e produto.
- 10) As importações apresentam comportamento mais pró-cíclico em relação às exportações.
- 11) A velocidade da moeda e os agregados aparentam comportamento de acordo com ciclo.
- 12) Níveis de preço e produto são negativamente correlacionados.
- 13) A correlação entre produto e taxas de juros nominais é positiva.

O grande motor das flutuações está no avanço tecnológico, e não em fatores ligados à demanda, como políticas fiscais e monetárias. Logo, os choques de produtividade dos fatores seriam os principais indutores de flutuações econômicas, o que destoaria da proposta Keynesiana. Ademais, as flutuações do produto seriam em sua maioria permanentes, reproduzindo choques de oferta.

Ainda, para que o modelo se torne capaz de explicar grandes alterações na mão de obra, a variação entre trabalho e emprego deve ser expressiva, de forma intertemporal. Adicionalmente, por conta da flexibilidade de preços na economia, espera-se que o mercado de trabalho sempre se encontre em equilíbrio, com desemprego voluntário (de acordo com as preferências e vagas disponíveis). Em outras palavras, as famílias otimizam a oferta de mão de obra, trabalhando mais em momentos de salários elevados.

Um dos grandes avanços na teoria dos ciclos reais de negócios é explicar como estes choques de oferta se propagam. Neste aspecto, o choque tecnológico pode ser compreendido como algo mais amplo, como um evento que limite a produção de bens e serviços durante um período.

Isto significa que, por exemplo, um aumento no preço do petróleo pode impactar o ciclo real, já que afeta os custos de produção. Se analisarmos o ano de 1970, a Organização dos Países Exportadores de Petróleo (Opep) pressionou significativamente o preço do barril, o que reduziu a produção de diversos setores, levando a uma queda na propensão marginal a consumir e na atividade econômica. Ou seja, o efeito passa por toda a economia, desde os preços até as decisões de trabalho, consumo e investimento.

Finalmente, como a abordagem não se restringe apenas aos choques de produtividade, outros choques reais também podem ser considerados, como gastos de governo ou tributação, conforme Plosser (1989). Portanto, em último nível, a teoria dos ciclos reais tem como objetivo analisar o comportamento das variáveis econômicas frente a mudanças no âmbito econômico, advindas de fatores fora do controle dos agentes.

2.3 Trabalho de ciclos reais de negócios aplicados ao Brasil

Serão citados neste tópico três contribuições que desenvolvem aplicações baseadas na teoria dos ciclos reais de negócios e destacam sua importância/utilidade frente aos dados da economia brasileira, tanto em nível agregado quanto regional: Val e Ferreira (2001), Mussolini e Teles (2012) e Cruz e Colombo (2018).

No primeiro trabalho, Val e Ferreira (2001) estimam parâmetros estruturais do modelo de ciclos reais com auxílio do método generalizado dos momentos (*generalized method of moments* – GMM) e utilizam os resultados para calibração/simulação de um modelo de equilíbrio, o que possibilita a análise de aderência frente aos dados da economia brasileira. Basicamente, após uma busca por fatos estilizados, os autores estimam as regressões e utilizam os parâmetros para modelar uma economia artificial, propositalmente simples, e comparam os ciclos gerados com o histórico dos dados brasileiros.

Em sequência, buscando uma adequação mais próxima da realidade, os autores simulam um modelo em que os agentes possuem restrições do tipo *cash in advance* (em que os agentes podem consumir apenas os bens pelos quais possam pagar à vista) e tributação.

Contudo, os resultados tanto para o modelo simplificado quanto para o de restrições e tributação não são satisfatórios. Nos modelos, os consumidores suavizam o consumo de uma forma distinta do que ocorre no Brasil, em parte por conta da ausência de uma série para bens não duráveis e do período analisado (anual, entre 1950 e 1995). Além disso, a volatilidade do investimento aparenta ser demasiadamente elevada. Na conclusão, os autores indicam que a introdução de choques fiscais e monetários poderia ajudar a contornar parte dos problemas, levando a resultados potencialmente mais precisos.

No segundo trabalho, Mussolini e Teles (2011) desenvolvem um modelo de ciclos reais com governo e capital público, analisando os efeitos dos choques fiscais sobre os ciclos econômicos na tentativa de reproduzir os fatos estilizados da política fiscal entre 1950-2006, conforme resumido a seguir.

- 1) Alta volatilidade do investimento no setor público na economia brasileira.
- 2) Consumo do governo duas vezes mais volátil que o produto.
- 3) Gastos do governo apresentam flutuações mais intensas que as dos gastos privados.
- 4) Consumo e investimento do governo são positivamente correlacionados com produto.
- 5) A variável (carga tributária/PIB) é negativamente correlacionada com produto e oscila pouco entre ciclos.

Mesmo com limitações quanto à ausência de uma série longa para horas trabalhadas e estimativas para elasticidade do capital público na função de produção brasileira, quando comparado às séries de dados anuais (1950-2006), o modelo RBC calibrado fornece resultados que parecem reproduzir bem os fatos anteriormente mencionados, mas que superestimam a volatilidade dos gastos do governo com consumo, em relação ao setor privado. Além disso, a tributação é a que menos varia ao longo dos ciclos, sendo também a mais importante para explicar as flutuações do produto, já que distorce a oferta de trabalho das famílias e afeta diretamente a remuneração do investimento privado.

Por fim, com foco regional (condizente com a proposta deste trabalho), Cruz e Colombo (2018) analisam os ciclos do setor de construção civil em seis estados brasileiros, além do Distrito Federal. Para datar os ciclos, identificar os *turning points* e a duração das fases, os autores aplicam o método Harding-Pagan (2002) baseado no algoritmo de Bry-Boschan (1971). Nesta contribuição, o principal objetivo é comparar os ciclos da construção civil com os ciclos nacionais do Codace e mensurar o grau de sincronia, além de verificar o grau de influência dos choques regionais.

Os autores agregam diversas séries em um indicador para construção civil (método *The Conference Board* – TCB), utilizando dados mensais entre janeiro de 2004 e março de 2017, provenientes das seguintes bases: Sistema de Contas Regionais (SCR/IBGE), Pesquisa Anual da Indústria da Construção (Paic/IBGE) e Relação Anual de Informações Sociais (Rais/Ministério do Trabalho e Emprego – MTE). Conforme resumido adiante, os resultados são divididos em cinco grandes linhas.

- 1) As recessões na construção civil tendem a ocorrer em concordância com as recessões nacionais descritas pelo Codace.

- 2) Choques setoriais na construção civil aparentam ser propagados entre estados.
- 3) Choques locais tendem a gerar recessões adicionais.
- 4) Os estados das regiões Sul e Sudeste são os mais sincronizados com a trajetória nacional.
- 5) Entre todas as relações federativas, o estado de São Paulo apresenta o maior grau de sincronia, sendo responsável por um terço da produção nacional na construção civil.

Diante deste contexto, Cruz e Colombo (2018) avançam nas discussões sobre o tema. Contudo, o estudo é restrito ao âmbito do setor da construção civil e, sobretudo, não abrange os efeitos dos choques locais sobre os ciclos econômicos. Consequentemente, persiste na literatura nacional a lacuna referente aos possíveis determinantes dos ciclos econômicos regionais no país. Desse modo, este estudo busca contribuir ao investigar a influência de choques tecnológicos e fiscais sobre as oscilações no produto regional. Como dito anteriormente, a teoria econômica sugere que choques tecnológicos e fiscais podem ser capazes de explicar os ciclos econômicos.

3 METODOLOGIA

Esta pesquisa adota três procedimentos técnicos para avaliar os efeitos de choques fiscais e de produtividade sobre os ciclos econômicos de Minas Gerais. Primeiro, utiliza-se o método de Harding-Pagan (2002) para identificar os ciclos econômicos, sendo posteriormente calculado um índice de concordância com a trajetória brasileira. Na segunda etapa, é feito uso do modelo de Romer (2012), com o propósito de construir as variáveis de choques tecnológicos e fiscais. Assim, torna-se possível investigar o grau de persistência destes choques, por meio de um teste de raiz unitária quantílico, levando em consideração diferenças entre os ciclos nacionais e regionais. Por fim, propõe-se estimar um modelo VAR(p) para identificar a relevância que os choques fiscais e tecnológicos possuem em termos de flutuações econômicas sobre os valores previstos.

3.1 Identificação dos ciclos

Para análise dos períodos de expansão e recessão, inicialmente é necessário que se date os ciclos econômicos mineiros e brasileiros. Para isso, utiliza-se a metodologia proposta por Harding-Pagan (2006) para dados trimestrais, que teoricamente segue os conceitos seminais desenvolvidos por Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989) na abordagem *real business cycles*. Para detecção dos ciclos, Harding-Pagan (2002) expande o algoritmo de Bry e Boschan (1971). A partir de algumas regras impostas ao comportamento da série, é possível classificar altos e

baixos e, conseqüentemente, fases de expansão e recessão. A essência do algoritmo é descrita adiante.

- 1) Determinar um potencial conjunto de pontos de transição na curva, ou seja, possíveis picos e vales da série:
 - a) existe um pico no período t se $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})\}$; e
 - b) existe um vale no período t se $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) > y_t < (y_{t+1}, y_{t+2})\}$.
- 2) Verificar a alternância entre picos e vales.
- 3) Recombinar os pontos de inflexão estabelecidos após os passos 1 e 2, a fim de satisfazer os critérios pré-determinados relativos à duração e amplitude das fases e ciclos, *a priori* determinadas (regras de censura).

Conforme o último passo destaca, é preciso um período mínimo para a duração de um ciclo, ou seja, o tempo decorrido entre um pico (vale) e um vale (pico). Adicionalmente, é necessária a determinação da duração mínima do ciclo, que significa um ajuste relativo à duração de pico a pico ou vale a vale. Essas restrições são importantes, pois eliminam oscilações e ruídos que não estão relacionados ao ciclo de negócios, além de permitirem o auxílio direto da teoria econômica e do histórico da região em questão.

Após a datação dos ciclos brasileiros e mineiros, busca-se verificar o grau de sincronia entre eles. Ou seja, pretende-se alcançar o percentual de vezes em que as fases dos ciclos observados coincidem. Para tal, utiliza-se o índice de concordância proposto por Owyang, Piger e Wall (2005), baseado diretamente no trabalho de Harding e Pagan (2006). A ideia dos autores é simplesmente computar o número de vezes em que os dois ciclos de negócios estão em sincronia, ou, em outras palavras, em períodos simultâneos de expansão/contração. Considerando ($S_t = 1$) como período de expansão e ($S_t = 0$) de contração, matematicamente tem-se

$$IC_{jr} = n^{-1}[\#\{S_{jt} = 1, S_{rt} = 1\}] + n^{-1}[\#\{S_{jt} = 0, S_{rt} = 0\}], \quad (1)$$

em que IC_{jr} representa o índice de concordância, pertencente ao intervalo fechado: $[0, 1]$. Quando $IC_{jr} = 0$, o ciclo econômico brasileiro em questão não coincide com o mineiro. O oposto também é válido, quando $IC_{jr} = 1$, os ciclos coincidem e há uma relação pró-cíclica. Ademais, $\#$ representa o número de vezes que o evento em questão ocorre.

3.2 Persistência dos choques

A partir da datação dos ciclos, são construídas as séries de choques de gasto público e de produtividade total dos fatores (PTF) em Minas Gerais. Em seqüência, é verificada a persistência dos choques em relação ao Brasil. Conforme mencionado na parte introdutória desta seção, a ideia é tentar explicar as possíveis diferenças

entre os ciclos nacionais e regionais. Para tanto, utiliza-se um teste de raiz unitária quantílico. Assim, torna-se possível realizar uma investigação focada nos quantis da variável.

O método de regressão quantílica (*quantile regression* – QR) foi introduzido por Koenker e Bassett Junior (1978) e permite estimar a relação entre um conjunto de variáveis explicativas, x , e o quantil de interesse, τ , da variável dependente y . Tal método difere do modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO/*ordinary least squares* – OLS), que atua somente sobre a média da distribuição da variável resposta. Essa abordagem tornou-se uma técnica útil, pois os efeitos de uma variável explicativa podem depender diretamente do tamanho da resposta, isto é, da localização de determinada observação y_t na distribuição. A conclusão a partir deste fato é que os modelos QR são capazes de incorporar uma possível heterocedasticidade, pois permitem verificar se o parâmetro de resposta das variáveis explicativas muda de forma significativa (estatisticamente) para pontos diferentes da distribuição da variável dependente. Algumas abordagens são comumente utilizadas na resolução do estimador, como o método simplex para amostras com tamanho moderado ou o método de pontos interiores para bancos de dados maiores – ambos garantem uma solução por meio de um número finito de iterações. A construção dos intervalos de confiança acontece por meio das estimativas de erros-padrão *bootstrap*, que são mais utilizados em relação aos erros-padrão analíticos, mesmo nos casos em que os erros residuais são assintoticamente distribuídos de acordo com uma normal. A metodologia *bootstrap* é, em geral, preferível pois não faz nenhuma suposição sobre a distribuição da variável resposta, sendo capaz de generalizar os resultados quantile autoregression (QAR) e estimar os intervalos em qualquer caso de distribuição residual.

Em relação ao teste de raiz unitária, Koenker e Xiao (2004) trabalham com a transformação de um processo autorregressivo baseado no teste *augmented Dickey-Fuller*. Os autores indicam que, por meio da inclusão de covariáveis quantílicas em todas as defasagens, os testes de raiz unitária quantílicos têm maior poder, quando comparados aos testes-padrão.

Basicamente, a regressão é estimada em diferentes quantis, $\tau \in (0,1)$, obtendo um conjunto de coeficientes de persistência de y_t , tratados como $\alpha(\tau)$. Isso permite testar a hipótese nula $\alpha(\tau) = 1$ em diferentes pontos da distribuição. Para execução do teste, utiliza-se a estatística $t_n(\tau)$, conforme Koenker e Xiao (2004) e Galvao (2009). Neste trabalho, considera-se o nível de significância de 5% para os valores críticos. A regra de rejeição segue o padrão: se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

Os resultados possibilitam verificar se os choques nas séries de interesse têm magnitudes diferentes, bem como se são persistentes ou transitórios. Por exemplo,

$\alpha(\tau) = 1$ implica a presença de raiz unitária e choques de efeitos permanentes. A rejeição da hipótese nula, $\alpha(\tau) < 1$, mostra tendência estacionária e choques de efeitos temporários.

3.3 Decomposição da variância dos ciclos econômicos

Um modelo VAR(p) é estimado para que seja possível analisar a decomposição da variância do erro de previsão. Dessa forma, busca-se identificar se os ciclos do produto de Minas Gerais podem ser explicados pelos choques fiscais e tecnológicos quando considerado o contexto nacional (isto é, as séries brasileiras). A análise vetorial é realizada com base no sistema a seguir.

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \beta_{10} - \beta_{12} y_{2,t} + \theta_{11} y_{1,t-1} + \theta_{12} y_{2,t-1} + \epsilon_{y1t} \\ y_{2,t} &= \beta_{20} - \beta_{22} y_{1,t} + \theta_{21} y_{1,t-1} + \theta_{22} y_{2,t-1} + \epsilon_{y2t}. \end{aligned} \quad (2)$$

O problema em estimar esse sistema é que as variáveis contemporâneas $y_{2,t}$ e $y_{1,t}$ estão correlacionadas com os termos de erro ϵ_{y1t} e ϵ_{y2t} , respectivamente. Assim, tal correlação viola a hipótese de exogeneidade requerida para a estimação. Então, é possível reescrever o sistema anterior, na forma estrutural, como segue.

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

ou

$$BY_t = C_0 + C_1 Y_{t-1} + U_t, \quad (4)$$

em que Y_t representa um vetor de variáveis endógenas, B é uma matriz de efeitos contemporâneos, C_0 é um vetor de constantes, C_1 é a matriz de parâmetros e U_t o vetor de erros. Para encontrar o VAR de forma simples, é preciso calcular a inversa de

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

em que a solução é dada por $\beta_{12}c = 1$; $b + \beta_{12}d = 0$; $c + \beta_{21}a = 0$; $d + \beta_{21}b = 1$.

Desse modo, o sistema na forma matricial pode ser reescrito como

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix}, \quad (6)$$

em que $\begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix}$ representa a matriz inversa.

Na forma reduzida, o VAR pode ser apresentado como:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$\text{em que } \alpha_{10} = \frac{\beta_{10} - \beta_{12}\beta_{20}}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{11} = \frac{(\theta_{11} - \beta_{12}\theta_{21})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{21} = \frac{(\theta_{21} - \beta_{21}\theta_{11})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{20} = \frac{\beta_{20} - \beta_{21}\beta_{10}}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})};$$

$$\alpha_{12} = \frac{(\theta_{12} - \beta_{12}\theta_{22})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{22} = \frac{(\theta_{22} - \beta_{21}\theta_{12})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; e_{2t} = \frac{(\epsilon_{y2t} - \beta_{12}\epsilon_{y1t})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}.$$

Ou ainda,

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + E_t. \quad (8)$$

Para ser estável, o polinômio característico do processo VAR (1) deve ter raízes fora do círculo unitário:

$$\det(I - A_1 L). \quad (9)$$

Em outras palavras, desde que $|L| \leq 1$:

$$\det \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} L \right) = \quad (10)$$

$$(1 - \alpha_{11}L)(1 - \alpha_{22}L) - \alpha_{12}\alpha_{21}L^2$$

$$1 - \alpha_{22}L - \alpha_{11}L + \alpha_{11}\alpha_{22}L^2 - \alpha_{12}\alpha_{21}L^2.$$

A função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão fornecem as mesmas informações, mesmo que graficamente sejam apresentadas de forma distinta (Diebold, 2004). A decomposição da variância do erro indica o percentual do erro da variância prevista atribuído aos choques de uma determinada variável em contraposição aos choques nas demais variáveis do sistema, ou seja, o poder de explicação de determinados choques em relação aos outros (Enders, 1995). Como exemplo, se os choques observados em determinada variável não forem capazes de explicar a variância do erro de previsão de uma segunda, diz-se que esta última não terá relação endógena com a primeira.

Em outras palavras, a decomposição da variância dos erros de previsão permite mensurar a relevância que os choques em cada variável do modelo vetorial possuem no processo de explicação das flutuações dessas variáveis em torno de seus valores previstos. Por fim, o teste de causalidade de Granger é executado com intuito de verificar se as variações fiscais são capazes de ajudar a explicar os ciclos do produto. Nesta abordagem, uma determinada variável endógena X causa (no sentido de Granger) Y caso as defasagens de X ajudem a prever os valores de Y .

Neste trabalho, optou-se pela decomposição de Cholesky para identificação dos choques, tanto no Brasil quanto em Minas Gerais. No caso de um modelo com três variáveis endógenas, o procedimento impõe que: a primeira variável afete as demais, mas não seja afetada contemporaneamente por nenhuma outra; a segunda variável afete a terceira contemporaneamente e seja afetada somente

pela primeira; e, por fim, que a terceira variável responda contemporaneamente às duas primeiras, mas não afete as demais.

A ordenação escolhida foi baseada na estrutura do modelo de Romer (2012): choques tecnológicos, choques fiscais e ciclos econômicos. A hipótese adotada neste trabalho é que, contemporaneamente, mudanças nos choques de produtividade podem alterar tanto os choques de gastos do governo (em resposta a alterações na eficiência do trabalho/capital, por exemplo) quanto os ciclos econômicos, mas não são afetadas pelos últimos no período corrente. Ademais, para os choques fiscais, parece razoável supor que não alterem a trajetória da produtividade dos fatores no mesmo período, mas afetem a trajetória dos ciclos econômicos. Por fim, para a variável que mensura os ciclos econômicos, supõe-se que ela seja conduzida pelos choques tecnológicos e fiscais, mas não afete contemporaneamente os dois últimos (considerando um certo *delay* na resposta dos *policy makers*).

4 BASE DE DADOS

Este trabalho utiliza informações de fontes diversas, como FJP, IBGE, GovMG⁹ e Ipeadata. Os dados têm periodicidade trimestral, sendo as séries iniciadas no segundo trimestre de 2002 e finalizadas no terceiro trimestre de 2018. No quadro 1, são detalhadas as variáveis utilizadas, referentes a atividade econômica, gastos públicos, capital e mercados de trabalho.

QUADRO 1
Descrição das variáveis selecionadas

Variável	Período	Fonte	Descrição
Y^{MG}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	FJP	Série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (base = 2002).
Y^{BR}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	Série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (base = 2002).
G^{MG}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	GovMG	Despesa total geral (valor pago), deflacionado com ajuste sazonal.
G^{BR}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	Consumo final da administração pública, deflacionado.
K^{BR}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	Ipeadata	Estoque líquido de capital, deflacionado com ajuste sazonal.
L^{MG}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	Ipeadata	Pessoas empregadas com carteira assinada na Região Metropolitana (RM) de Belo Horizonte.
L^{BR}	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	População total ocupada em RMs.

Elaboração dos autores.

Cabe dizer que as séries G^{MG} , L^{BR} e L^{MG} têm periodicidade mensal, sendo a trimestralização dos dados feita pelos autores. Além disso, utilizou-se o deflator do PIB com base no ano de 2002 para as séries monetárias e, em adicional, recorreu-se ao método X-13-Arima como forma de realizar os ajustes sazonais nas séries

9. O algoritmo desenvolvido para raspagem dos dados pode ser encontrado no apêndice A.

G^{MG}, L^{BR} e L^{MG} . Quanto ao estoque de capital K^{MG} , é necessário destacar a ausência de uma boa variável *proxy* para o estoque de capital mineiro. Sendo assim, optou-se pela substituição do estoque de capital de Minas Gerais pelo estoque de capital brasileiro. Contudo, como a variável central no cálculo do resíduo de Solow é a taxa de crescimento do estoque de capital (e não o mesmo em valores absolutos), acredita-se que a hipótese de um crescimento similar entre país e estado não prejudique os resultados do trabalho.

Por fim, foi necessário estimar o resíduo de Solow para adequar a estrutura dos dados ao modelo teórico. Em suma, a estimação é realizada para alcançar a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores, a qual não pode ser observada de forma direta.

Na tabela 1, são apresentadas as principais estatísticas descritivas das variáveis de interesse. Nota-se que, para as variáveis em nível, a dispersão dos ciclos brasileiros é superior à dos ciclos mineiros. Quanto a população empregada, o grau de concentração à direita é superior em Minas Gerais, revelando uma leve vantagem de absorção do mercado de trabalho mineiro, quando comparado à situação nacional no mesmo período. Ainda, o desvio-padrão das variáveis de choques é sempre superior no Brasil. Contudo, a assimetria negativa é mais intensa em Minas Gerais para os choques fiscais, e no Brasil para os tecnológicos, revelando, inicialmente, um padrão de persistência possivelmente distinto entre as espacialidades.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

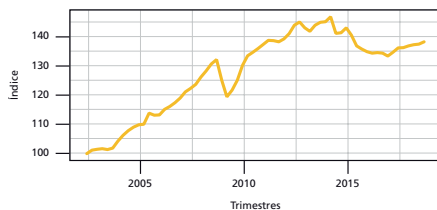
Variável	Descrição	Média	Mediana	Desvio	Assimetria
Y_t^{MG}	<i>Proxy</i> de produto MG	127,602	133,852	14,051	-1,331
Y_t^{BR}	<i>Proxy</i> de produto BR	151,301	159,678	19,734	-1,273
K_t	Estoque de capital	122,435	118,766	17,672	0,664
L_t^{MG}	<i>Proxy</i> de emprego MG	145,432	154,190	24,882	-0,352
L_t^{BR}	<i>Proxy</i> de emprego BR	139,293	142,609	25,045	-0,132
\tilde{G}_t^{MG}	Série de choques fiscais MG	0,013	0,023	0,255	-0,037
\tilde{G}_t^{BR}	Série de choques fiscais BR	0,008	0,012	0,292	-0,013
\tilde{A}_t^{MG}	Série de choques tecnológicos MG	0,000	0,001	0,015	-0,069
\tilde{A}_t^{BR}	Série de choques tecnológicos BR	0,005	0,008	0,016	-0,173

Elaboração dos autores.

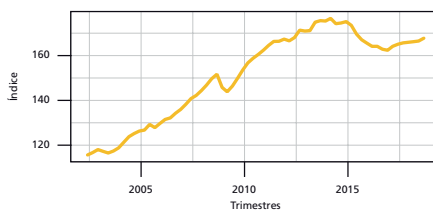
GRÁFICO 1

Séries temporais

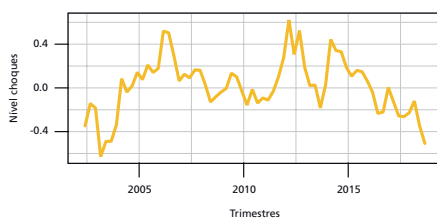
1A – Índice de volume trimestral – Minas Gerais



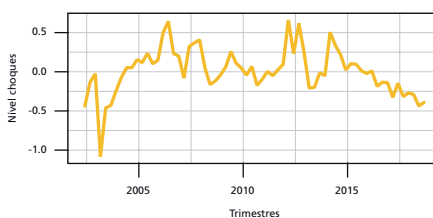
1B – Índice de volume trimestral – Brasil



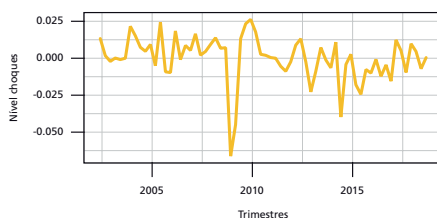
1C – Choques fiscais – Minas Gerais



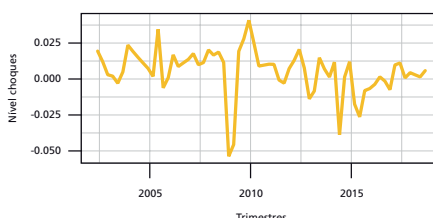
1D – Choques fiscais – Brasil



1E – PTF – Minas Gerais



1F – PTF – Brasil



Elaboração dos autores.

Obs.: As séries à esquerda representam, de cima para baixo, as variáveis *índice de volume*, *choques fiscais* e *choques tecnológicos em Minas Gerais*. O mesmo à direita, mas para o Brasil.

No gráfico 1, tem-se as principais séries de interesse Y , \tilde{G} e \tilde{A} , respectivamente para Minas Gerais, na coluna esquerda, e para o Brasil, na direita. Percebe-se que, conforme esperado, visualmente as séries apresentam grande similaridade. Contudo, mesmo que os pontos de picos e vales sejam coincidentes, é possível identificar assimetrias no tocante à duração e profundidade destes momentos, o que corrobora com a hipótese levantada no início deste estudo.

5 RESULTADOS

Os resultados desta pesquisa são abordados em três principais subseções, quais sejam: i) identificação dos ciclos econômicos; ii) grau de persistência dos choques; e iii) modelo VAR(p).

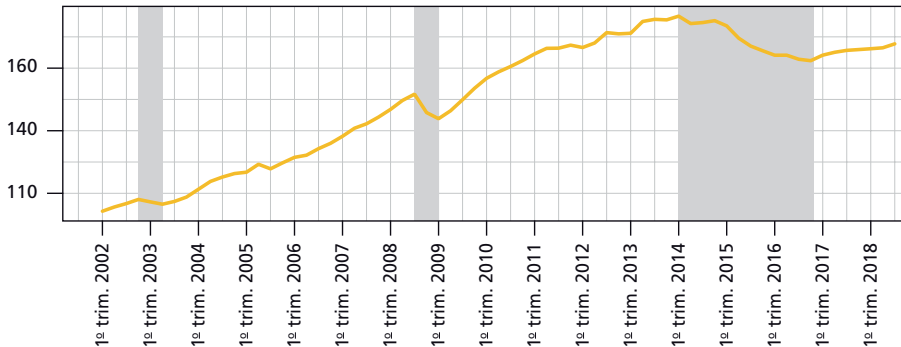
Além disso, a subseção referente ao grau de persistência dos choques é dividida em choques fiscais e tecnológicos.

5.1 Identificação dos ciclos econômicos

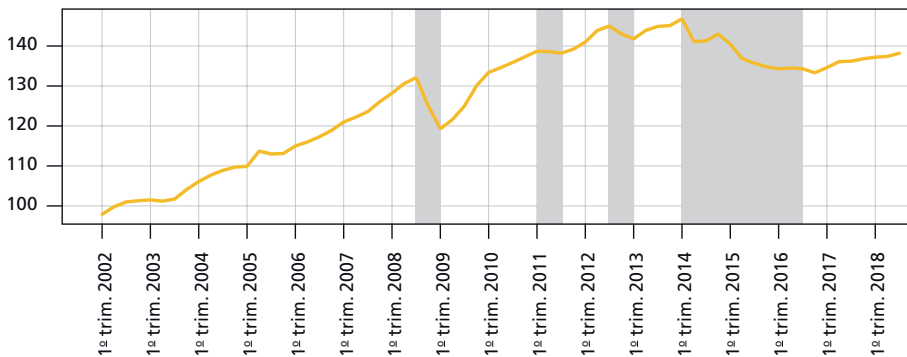
GRÁFICO 2

Datação dos ciclos econômicos: Brasil *versus* Minas Gerais

2A – Produção do Brasil



2B – Produção de Minas Gerais



Elaboração dos autores.

Obs.: O gráfico 2A representa a *proxy* de produto para o Brasil, enquanto o gráfico 2B representa a mesma variável para Minas Gerais.

O primeiro resultado é referente à datação dos ciclos econômicos em Minas Gerais e no Brasil (gráfico 2). As áreas sombreadas representam os períodos de recessão. Como pode ser visto, Minas Gerais não enfrentou a recessão que ocorreu em nível nacional nos dois primeiros trimestres de 2003. Por sua vez, o estado passou por dois períodos de recessão que não ocorreram em nível nacional, sendo um deles durante o segundo e terceiro trimestres de 2011, e o outro entre o último trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2013.

Os resultados são reforçados quando calculado o índice de concordância entre os ciclos, $IC_{jr} = 0,91$. Ou seja, em cerca de 9% do período analisado os ciclos econômicos de Minas Gerais não coincidem com os ciclos econômicos do Brasil. Assim, torna-se oportuno avaliar o grau de persistência e explicação dos choques. Como sugere Romer (2012), as principais fontes geradoras de ciclos, recessões e expansões advêm de choques fiscais e tecnológicos. Portanto, acredita-se que a persistência destes choques possa não ser a mesma para o Brasil e para o estado de Minas Gerais.

Antes da execução do teste de raiz unitária quantílico, torna-se oportuno apresentar as correlações entre o produto¹⁰ e os respectivos choques. Assim, tem-se um indicativo sobre os resultados esperados. As correlações para as variáveis de Minas Gerais são conforme a seguir.

TABELA 2
Correlações das variáveis de interesse – Minas Gerais

	Y_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}
Y_t^{MG}	1	0,094	0,271
\tilde{G}_t^{MG}	0,094	1	-0,002
\tilde{A}_t^{MG}	0,271	-0,002	1

Elaboração dos autores.

A seguir, as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional.

TABELA 3
Correlações das variáveis de interesse – Brasil

	Y_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}
Y_t^{BR}	1	0,042	0,191
\tilde{G}_t^{BR}	0,042	1	0,056
\tilde{A}_t^{BR}	0,191	0,056	1

Elaboração dos autores.

Adicionalmente, são apresentadas as correlações do produto com a primeira defasagem dos dados, na busca de uma possível direção de impacto entre as variáveis.

10. Seguindo Val e Ferreira (2001), o produto é submetido ao filtro de Hodrick-Prescott para extração do componente cíclico e remoção da tendência.

TABELA 4
Correlações das variáveis de interesse defasadas – Minas Gerais

	Y_t^{MG}	\tilde{G}_{t-1}^{MG}	\tilde{A}_{t-1}^{MG}
Y_t^{MG}	1	0,117	0,461
\tilde{G}_{t-1}^{MG}	0,117	1	-0,001
\tilde{A}_{t-1}^{MG}	0,461	-0,001	1

Elaboração dos autores.

A seguir, as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional.

TABELA 5
Correlações das variáveis de interesse defasadas – Brasil

	Y_t^{BR}	\tilde{G}_{t-1}^{BR}	\tilde{A}_{t-1}^{BR}
Y_t^{BR}	1	0,056	0,323
\tilde{G}_{t-1}^{BR}	0,056	1	0,057
\tilde{A}_{t-1}^{BR}	0,323	0,057	1

Elaboração dos autores.

Em geral, a correlação entre o produto e os choques se torna mais forte (maior em valor absoluto) quando consideramos as defasagens dos choques. Tais valores indicam, inicialmente, um possível movimento de influência das demais variáveis sobre o valor futuro do produto. Contudo, para uma melhor compreensão do problema, propõe-se avaliar o grau de persistência dos choques e a decomposição da variância do erro de previsão.

5.2 Grau de persistência dos choques

5.2.1 Choques tecnológicos

Os resultados do teste de raiz unitária quantílico são representados na tabela 6 e levam em consideração a distribuição *t-stat*, proposta por Koenker e Xiao (2004).

TABELA 6
 Teste de raiz unitária quantílico para choques tecnológicos

Quantil	\tilde{A}_t^{MG}			\tilde{A}_t^{BR}		
	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$
0,10	0,811	-0,782	-2,462	0,771	-0,847	-2,738
0,20	0,529*	-2,465	-2,313	0,372*	-2,486	-2,317
0,30	0,454*	-3,273	-2,157	0,582*	-2,593	-2,511
0,40	0,254*	-6,271	-2,314	0,455*	-2,904	-2,120
0,50	0,347*	-5,423	-2,133	0,505*	-2,819	-2,475
0,60	0,302*	-5,802	-2,190	0,241*	-3,832	-2,241
0,70	0,243*	-4,706	-2,425	0,077*	-4,288	-2,204
0,80	0,172*	-4,684	-2,225	0,062*	-6,410	-2,121
0,90	0,065*	-5,739	-2,156	0,253*	-3,356	-2,201

Elaboração dos autores.

Obs.: * Significativo a 5%. A regra de rejeição segue o padrão: se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

É possível observar que, para a série de choques tecnológicos, é rejeitada a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$ em quase todos os quantis estimados, com exceção do 10%, que representa uma quebra na série analisada (crise de 2009). Em outras palavras, independentemente da magnitude do choque tecnológico, é esperado que ele seja transitório. Dessa forma, uma alteração no nível dos choques tecnológicos tende a alterar a trajetória da série somente de modo passageiro. Portanto, é provável que os choques na produtividade total dos fatores sejam determinantes-chave para as recessões/expansões de curta duração.

Conforme mencionado na subseção anterior, o método de Harding-Pagan (2002) permite apenas identificar os ciclos econômicos. Contudo, considerando que os períodos extras de recessões em Minas Gerais coincidem com vales nas séries de PTF (tanto no Brasil quanto em Minas Gerais), reforça-se a ideia de que outras fontes, além da PTF, possam ter contribuído para o agravamento destes períodos em Minas Gerais. Em seguida, são analisados os choques fiscais.

5.2.2 Choques fiscais

A partir da tabela 7 é possível observar as estimativas pontuais, as estatísticas t e os valores críticos para os choques fiscais. Cabe dizer que os choques fiscais (de gastos) negativos têm efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil, e que em ambas as espacialidades os choques positivos extremos são permanentes. Assim, nota-se que as variações fiscais, por serem mais fortes, podem estar relacionadas a recessões enfrentadas exclusivamente por Minas Gerais. Para reforçar este ponto, destaca-se que houve um choque negativo de gastos públicos coincidente com a recessão que teve início no final de 2012 e início de 2013.

TABELA 7
Teste de raiz unitária quantílico para choques fiscais

Quantil	\tilde{G}_t^{MG}			\tilde{G}_t^{BR}		
	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	<i>v. c.</i>	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	<i>v. c.</i>
0,10	0,734	-2,200	-2,396	0,495*	-2,667	-2,206
0,20	0,706	-2,024	-2,440	0,491*	-2,673	-2,505
0,30	0,677	-2,009	-2,673	0,551*	-3,359	-2,424
0,40	0,700*	-2,971	-2,571	0,558*	-3,563	-2,627
0,50	0,690*	-3,126	-2,640	0,575*	-4,597	-2,447
0,60	0,751	-2,147	-2,654	0,597*	-3,702	-2,578
0,70	0,806	-1,130	-2,563	0,625	-2,331	-2,613
0,80	0,676	-1,550	-2,724	0,685	-1,219	-2,406
0,90	0,801	-1,023	-2,539	0,987	-0,025	-2,294

Elaboração dos autores.

Nota: * Significativo a 5%. A regra de rejeição segue o padrão: se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

Embora os resultados permitam inferir uma possível relação entre os choques de PTF, os gastos do governo e o produto, ainda é necessária parcimônia quanto aos determinantes. Por conta disso, a próxima subseção aborda a análise vetorial que auxiliará o teste de causalidade de Granger e a decomposição da variância do erro de previsão.

5.3 Modelo VAR

O primeiro passo para realizar a estimação do modelo VAR(p) consistiu na escolha do número de defasagens, que teve como critério a utilização dos métodos de seleção usuais (*Akaike information criterium* – AIC, Hannan-Quinn – HQ, *Schwarz criterion* – SC). Assim, foi estimado um modelo VAR(3). Somente as três principais variáveis foram selecionadas, por conta da limitação de dados. Esta opção é justificada pela “maldição de dimensionalidade” dos modelos VAR. Quanto mais variáveis são incluídas, maior o número de parâmetros que são estimados e proporcionalmente menores os graus de liberdade, o que compromete diretamente a inferência do modelo.

Os resultados indicam que o modelo é estável e não sofre de autocorrelação/heterocedasticidade. O teste de causalidade Granger possui hipótese nula de que Y não Granger causa um vetor Z . Os testes de causalidade de Granger são apresentados a seguir nas tabelas 8 e 9.

Os resultados mostram que os valores defasados dos choques de gastos públicos Granger causam variações no ciclo do produto e na PTF. Relação similar é válida para choques de PTF e ciclo do produto, o que é esperado, já que muitas vezes a reação fiscal e até mesmo a produtividade responde a ciclos de expansão/recessão. Em outras palavras, existe um efeito estatisticamente significativo entre os termos defasados de cada variável e as demais, o que nos permite seguir para a próxima análise.

A decomposição da variância dos erros de previsão se encontra na tabela 10. Conforme esperado, o termo que mais explica a variância dos ciclos, tanto em Minas Gerais quanto no Brasil, é a produtividade total dos fatores. Contudo, comparativamente, as variações fiscais tendem a explicar levemente mais a variância dos ciclos em Minas Gerais do que no Brasil, e este resultado se sustenta não somente para os doze trimestres à frente de previsão como também para horizontes superiores (24 e 36). Tal resultado corrobora a suspeita de que choques fiscais podem potencialmente induzir a ciclos distintos no estado.

TABELA 8
Teste de causalidade de Granger – Brasil

Causa	\tilde{G}_{t-h}^{BR}		\tilde{A}_{t-h}^{BR}		Y_{t-h}^{BR}	
Causada	Y_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}	Y_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}
p	0,010		0,041		0,001	
F - test	2,587		2,178		3,884	

Elaboração dos autores.

TABELA 9
Teste de causalidade de Granger – Minas Gerais

Causa	\tilde{G}_{t-h}^{MG}		\tilde{A}_{t-h}^{MG}		Y_{t-h}^{MG}	
Causada	Y_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	Y_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}
p	0,009		0,033		0,004	
F - test	2,636		1,995		3,924	

Elaboração dos autores.

TABELA 10
Decomposição da variância dos erros de previsão
 (Em %)

Previsão (h)	γ_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	γ_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}
t+1	21,49	0,14	78,38	18,10	0,13	81,76
t+2	18,79	3,97	77,23	24,65	3,53	71,82
t+3	26,66	3,58	69,76	17,40	2,87	79,73
t+4	16,76	4,58	78,66	26,99	4,26	68,75
t+5	17,18	5,22	77,60	27,45	4,77	67,78
t+6	17,16	5,21	77,63	27,39	4,91	67,70
t+7	26,91	6,57	66,51	17,17	5,45	77,38
t+8	25,98	9,14	64,87	16,97	6,46	76,57
t+9	25,20	11,15	63,65	16,54	7,83	75,63
t+10	24,78	12,43	62,79	16,24	8,83	74,93
t+11	24,70	12,79	62,51	16,28	9,11	74,61
t+12	24,73	12,78	62,49	16,21	9,03	74,75

Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi identificar os ciclos econômicos do estado de Minas Gerais sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Além da datação dos ciclos mineiros, estabeleceu-se uma comparação com os períodos potenciais de expansão/recessão da economia brasileira. Assim, buscou-se verificar se os ciclos econômicos de Minas Gerais perduram mais que os brasileiros e, ainda, quais seriam os fatores que explicariam tais distinções.

Os resultados apontaram para um índice de concordância entre os ciclos de 91%, aproximadamente. Cabe dizer que as diferenças observadas (isto é, os aproximadamente 9% de distinção) ocorreram em três períodos específicos, descritos a seguir.

- 1) Nos dois primeiros trimestres de 2003, período caracterizado por uma recessão ocorrida apenas em nível nacional (isto é, o estado de Minas Gerais não passou por qualquer recessão durante este período).
- 2) Do segundo trimestre de 2011 ao terceiro do mesmo ano, período no qual houve uma recessão exclusivamente em Minas Gerais.
- 3) Do último trimestre de 2012 ao primeiro de 2013, período no qual apenas Minas Gerais enfrentou a recessão.

A partir dos resultados sobre persistências dos choques tecnológicos e fiscais, este estudo procurou verificar possíveis explicações sobre os ciclos não coincidentes entre as espacialidades. Contudo, pôde-se notar que as séries de choques tecnológicos de Minas Gerais e do Brasil possuem comportamento transitório em quase todos os quantis. Porém, ocorreram diferenças para o caso dos choques fiscais. Choques fiscais negativos (quantil 10%) desencadearam efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil. Por sua vez, choques positivos extremos (quantil 90%) proporcionaram comportamentos persistentes para as duas regiões. Dessa forma, observou-se uma relação interessante entre as duas recessões enfrentadas exclusivamente por Minas Gerais com os seus respectivos choques fiscais (de maior persistência no estado).

O teste de causalidade Granger indicou que os valores defasados dos choques de gastos públicos causam variações nos ciclos e na produtividade, bem como valida as relações entre as defasagens de cada variável e o valor corrente das demais.

Conforme esperado, o modelo vetorial identificou a produtividade total dos fatores como o termo que mais explica a variância do erro de previsão dos ciclos econômicos em Minas Gerais e no Brasil. Contudo, em termos comparativos, as variações fiscais tendem a explicar um pouco mais em Minas Gerais do que no Brasil. Este resultado é válido não só para os doze trimestres à frente de previsão como também para horizontes superiores, sugerindo que os choques fiscais (majoritariamente negativos) podem induzir a ciclos distintos no estado.

Acredita-se que a principal contribuição desse trabalho tenha sido a identificação e a comparação dos ciclos econômicos do estado de Minas Gerais em relação ao Brasil, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Os resultados obtidos permitem traçar um panorama sobre as flutuações econômicas do estado e, conseqüentemente, possibilitam uma melhor compreensão das especificidades regionais. Desse modo, espera-se que esta pesquisa sirva como base para a atuação das instituições de fomento no estado de Minas Gerais e, ainda, possa auxiliar outras pesquisas acadêmicas de naturezas diversas.

REFERÊNCIAS

- BRY, G.; BOSCHAN, C. (Ed.). **Cyclical analysis of time series**: selected procedures and computer programs. New York: NBER, 1971. 230 p.
- COOLEY, T. F.; HANSEN, G. D. Money and the business cycle. *In*: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. New Jersey: Princeton University, 1995. p. 179-216.

COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. C. Economic growth and business cycles. *In*: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. New Jersey: Princeton University, 1995. p. 1-38.

CRUZ, F. I. L.; COLOMBO, J. A. Ciclos de negócios na construção civil: elaboração e análise de indicadores compostos coincidentes da atividade econômica nacional e regional do setor. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 38, n. 4, p. 733-772, maio 2018.

CASTRO, A. B. Keynes e a velha tradição do ciclo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 281-294, ago. 1986.

DIEBOLD, F. X. (Ed.). **Elements of forecast**. 3. ed. Pennsylvania: Thompson/South-Western, 2004.

ENDERS, W. (Ed.). **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

GALVAO, A. F. Unit root quantile autoregression testing using covariates. **Journal of Econometrics**, v. 152, n. 2, p. 165-178, Oct. 2009.

HADDAD, P. R. A economia regional no Brasil: velhas dimensões, novas perspectivas. **Análise Econômica**, v. 7, n. 11, p. 131-148, mar. 1989.

HARDING, D.; PAGAN, A. Dissecting the cycle: a methodological investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 2, p. 365-381, Mar. 2002.

HARDING, D.; PAGAN, A. Synchronization of cycles. **Journal of Econometrics**, v. 132, n. 1, p. 59-79, May 2006.

KALECKI, M. (Ed.). **Essays in the theory of economic fluctuations**. New York: Farrar and Rinehart, 1939.

_____. (Ed.). **Theory of economic dynamics: an essay on cyclical and long-run changes in capitalist economy**. London: George Allen and Unwin, 1954.

KEYNES, J. M. **The general theory of employment, interest and money**. London: Palgrave Macmillan, 1936.

KOENKER, R.; BASSETT JUNIOR, G. B. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

KOENKER, R.; XIAO, Z. Unit root quantile autoregression inference. **Journal of the American Statistical Association**, v. 99, n. 467, p. 775-787, Sept. 2004.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 50, n. 6, p. 1345-1370, Nov. 1982.

LUCAS, R. Understanding business cycles. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 5, n. 1, p. 7-29, 1977.

MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K. Ciclos reais e política fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p. 75-96, jan.-mar. 2012.

OWYANG, M. T.; PIGER, J.; WALL, H. J. Business cycle phases in US states. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, p. 604-616, Nov. 2005.

PLOSSER, C. I. Understanding real business cycles. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 3, p. 51-77, 1989.

POSSAS, M. L.; BALTAR, P. E. A demanda efetiva e dinâmica em Kalecki. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 107-160, abr. 1981.

PRESCOTT, E. C. Theory ahead of business cycle measurement. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Minneapolis, v. 10, n. 4, p. 9-21, 1986.

ROMER, D. (Ed.). **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2012.

SCHUMPETER, J. (Ed.). **Business cycles: a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process**. New York: McGraw-Hill, 1939.

VAL, P. R. C.; FERREIRA, P. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 213-248, ago. 2001.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CODACE – COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS. **Comunicado de criação do Codace e datação de ciclos trimestrais brasileiros**. Rio de Janeiro: FGV, maio 2009.

APÊNDICE A

ALGORITMO EM R PARA WEB-SCRAPING DE DADOS DO PORTAL DA TRANSPARÊNCIA DO ESTADO DE MINAS GERAIS

```
MG_DespD <- function(year,quarter){
  require(magrittr)
  require(xml2)
  require(rvest)

  url<-'http://www.transparencia.mg.gov.br/despesa-estado/despesa/despesa-
  orgaos/%04d/%02d-%02d-%04d/%02d-%02d-%04d/0'

  if(quarter == 1){ monthS = 01
  dayS = 01
  monthF = 03
  dayF = 31
  }else if(quarter == 2){monthS = 04
  dayS = 01
  monthF = 06
  dayF = 30
  }else if(quarter == 3){monthS = 07
  dayS = 01
  monthF = 09
  dayF = 30
  }else if(quarter == 4){monthS = 10
  dayS = 01
  monthF = 12
  dayF = 31
  }

  urlf <- sprintf(url, year, dayS,monthS,year, dayF,monthF,year)
```

```
table <- urlf %>%
xml2::read_html() %>%
rvest::html_table() %>%
as.data.frame()
return(table)
}
for(i in 2002:2018){for(j in 1:4){
assign(paste(sprintf('MG%04d',i), sprintf('Q%01d',j), sep = ""),
as.numeric(gsub(",",".",(gsub(".", ""),(MG_DespD(year = i,quarter = j)
[length(MG_DespD(year = i,quarter = j)[,1]),4]),fixed=TRUE)), fixed = TRUE)))
}}
rm(list=ls()[c(which(ls() == "i"),which(ls() == "j"), which(ls() == "MG_DespD"))])
x <- ls()
MGDATAQ <- matrix(sapply(1:(length(x)), function(x,i){eval(parse(text
= x[i]))}),x=x)
```

Originais submetidos em: nov. 2019.

Última versão recebida em: jan. 2021.

Aprovada em: jan. 2021.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas, se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Ana Clara Escórcio Xavier

Everson da Silva Moura

Revisão

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques Honorio

Barbara de Castro

Brena Rolim Peixoto da Silva

Cayo César Freire Feliciano

Cláudio Passos de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Nayane Santos Rodrigues (estagiária)

Editoração

Anderson Silva Reis

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Natália de Oliveira Ayres

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

