

Revista de Economia Mackenzie



UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

© 2023 by Universidade Presbiteriana Mackenzie

Os direitos de publicação desta revista são da Universidade Presbiteriana Mackenzie.
Os textos publicados na revista são de inteira responsabilidade de seus autores.
Permite-se a reprodução desde que citada a fonte.

A revista Economia Mackenzie está disponível em:
<http://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/index>

Dados Internacionais de Catalogação (CIP)

Revista de Economia Mackenzie – v. 1, n. 1, jan./jul. 2003 – São Paulo:
Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2003

Quadrimestral

Publicação do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas e do Programa de
Pós-Graduação em Administração da Universidade Presbiteriana Mackenzie.

ISSN 1808-2785 (*on-line*)

1. Economia 2. Ciências econômicas

CDD-330

Universidade Presbiteriana Mackenzie

Reitor: Marco Tullio de Castro Vasconcelos

Chanceler: Robinson Grangeiro Monteiro

Diretor do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas: Adilson Aderito da Silva

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas: Walter Bataglia

Instituto Presbiteriano Mackenzie - Entidade Mantenedora

Diretor-Presidente: José Inácio Ramos

Diretor de Desenvolvimento Humano e Infraestrutura: José Francisco Hintze Junior

Diretor de Educação: Ciro Aimbiré de Moraes Santos

Diretor de Estratégia e Negócios: André Ricardo de Almeida Ribeiro

Diretor de Finanças e Suprimentos: José Paulo Fernandes Júnior

Diretoria de Saúde: Luiz Roberto Martins Rocha

Rev. de Economia Mackenzie	São Paulo	v. 20	n. 2	p. 1-271	jul./dez. 2023
-------------------------------	-----------	-------	------	----------	----------------

ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Universidade Presbiteriana Mackenzie

Edifício Rev. Modesto Carvalhosa

Rua da Consolação, 930 – sala 601

Consolação – São Paulo – SP – CEP 01302-907

V. 20 • N. 2 • São Paulo • 2023 • ISSN 1808-2785 (on-line)

Revista de Economia Mackenzie



UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

**Editor acadêmico**

Álvaro Alves de Moura Júnior

Conselho Editorial

Antonio Delfim Neto	<i>Universidade de São Paulo (Professor Emérito)</i>
Antonio Zoratto Sanvicente	<i>Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC)</i>
Diogenes Manoel Leiva Martin	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
Eduardo Gianetti da Fonseca	<i>Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper)</i>
Eduardo Kazuo Kayo	<i>Universidade de São Paulo (USP)</i>
Eduardo Matarazzo Suplicy	<i>Fundação Getulio Vargas (FGV-SP)</i>
Eleutério Fernando da Silva Prado	<i>Universidade de São Paulo (USP)</i>
Fernando de Holanda Barbosa	<i>Escola de Administração de Pós-Graduação da Fundação Getulio Vargas (FGV/RJ)</i>
Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto	<i>Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)</i>
Flávio Vasconcellos Comim	<i>Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)/University of Cambridge (Inglaterra)</i>
Francisco L. Lopes	<i>Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio)</i>
Francisco Venegas Martinez	<i>Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM)</i>
Germano Mendes de Paula	<i>Universidade Federal de Uberlândia (UFU)</i>
Herbert Kimura	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
João Amaro de Matos	<i>Universidade Nova de Lisboa (Portugal)</i>
Joaquim Carlos Racy	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
José Serra	<i>Universidade Estadual de Campinas (Unicamp)</i>
Luiz Gonzaga de Mello Belluzzo	<i>Universidade Estadual de Campinas (Unicamp)</i>
Luis Carlos Bresser Pereira	<i>Fundação Getulio Vargas de São Paulo (FGV-SP)</i>
Marcio Pochmann	<i>Universidade Estadual de Campinas (Unicamp)</i>
Moises Ari Zilber	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
Mônica Yukie Kuwahara	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
Roberto Moreno	<i>Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio)</i>
Roseli da Silva	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>
Willi Semmler	<i>New School for Social Research (Estados Unidos)</i>
Wilson Toshiro Nakamura	<i>Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM)</i>

Coordenação Editorial

Surane Vellenich

Preparação de originais

Carlos Villarruel

Revisão

Vera Ayres

Projeto gráfico e capa

AGWM Artes Gráficas

Diagramação

Acqua Estúdio Gráfico

Revista de Economia Mackenzie é indexada na base de dados Economia y Negocios, na Business Source Complete – EBSCO, na ICAP – Indexação Compartilhada de Artigos de Periódicos, na Bibliographie der Rezensionen – Wissenschaftlicher – IBZ (International Bibliography of Periodical Literature in the Humanities and Social Sciences), na International Bibliography of the Social Sciences – IBSS (The London School of Economics and Political Sciences), na Fuente Académica da EBSCO, e está disponível no Ulrich's International Periodicals Directory.

Sumário

Apresentação	9
<i>Álvaro Alves de Moura Júnior</i>	

Artigos

Determinantes da desigualdade de renda no Brasil: Uma abordagem baseada na decomposição de Shapley <i>Vladimir Faria dos Santos</i>	13
Projeção da taxa de juros Selic na economia brasileira: Uma análise comparativa entre modelos de previsão <i>Felipe Vieira Passos, Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez</i>	38
ESG: A valorização do Social pelas empresas de capital aberto no Brasil <i>Luan Vinicius Bernardelli</i>	70
A Regra de Taylor estruturalista aplicada à economia brasileira entre 2003 e 2015 <i>Douglas Alcântara Alencar, João Lima, Emmanoelle Luz e Wallace Pereira</i>	92
Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: Uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário <i>Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento</i>	117
Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-Minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019 <i>André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro</i>	143

Estratégia de hedge com opções fora do dinheiro em ações de empresas estatais traz maior retorno? Uma análise no período de 2018 a 2021 <i>Lucas Oliveira Florindo, Helberte João França Almeida, Rafael Jasper Feltrin</i>	167
Mudança estrutural na economia de Angicos: o impacto da Ufersa <i>Graziela Sousa da Cunha, José Alderir da Silva, Francisco Danilo da Silva Ferreira, Thiago Geovane Pereira Gomes</i>	191
Estrutura setorial do mercado de trabalho do Espírito Santo: escolaridade e efeitos sobre a informalidade <i>Antônio Ricardo Freislebem da Rocha, Ricardo Ramalhete Moreira</i>	223
Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju <i>Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida</i>	247

Contents

Presentation	9
<i>Álvaro Alves de Moura Júnior</i>	

Articles

Determinants of income inequality in Brazil: an approach based on shapley value decomposition <i>Vladimir Faria dos Santos</i>	13
Selic interest rate projection in the brazilian economy: a comparative analysis between forecasting models <i>Felipe Vieira Passos, Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez</i>	38
ESG: The social valorization in open capital companies in Brazil <i>Luan Vinicius Bernardelli</i>	70
Taylor's structuralist rule applied to the brazilian economy between 2003 and 2015 <i>Douglas Alcântara Alencar, Joás Lima, Emmanuelle Luz e Wallace Pereira</i>	92
Different theoretical interpretations about corruption: an analysis proposal based on the theoretical-economic view of old evolutionary institutionalism <i>Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento</i>	117
Macroeconomics of induced investment and the theories of economic cycles and crises in Keynes-minsky: a cointegration analysis applied to the brazilian economy for 1990 to 2019 <i>André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro</i>	143

Does a hedge strategy with out-of-the-money options on shares of state-owned companies bring great returns? An analysis in the period from 2018 to 2021 <i>Lucas Oliveira Florindo, Helberte João França Almeida , Rafael Jasper Feltrin</i>	167
Structural change in angios economy: the impact of Ufersa <i>Graziela Sousa da Cunha, José Alderir da Silva, Francisco Danilo da Silva Ferreira, Thiago Geovane Pereira Gomes</i>	191
Sectoral structure of the labor market in Espírito Santo: education and effects on informality <i>Antônio Ricardo Freislebem da Rocha, Ricardo Ramalhete Moreira</i>	223
Effects of criminality in public transport on the academic performance of graduate students in the Metropolitan Area of Aracaju <i>Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiera Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida</i>	247

Apresentação

A *Revista de Economia Mackenzie* (REM), que há 20 anos se dedica à publicação de periódicos acadêmicos, apresenta o seu volume 20 (número 2) com uma diversidade de artigos sobre Ciências Econômicas. Os dez trabalhos selecionados contam com a contribuição de autores de diferentes estados brasileiros, vinculados a diversas instituições de ensino superior.

No primeiro artigo, o autor Vladimir Faria dos Santos (Universidade Federal Fluminense) avalia os principais determinantes da desigualdade de renda no Brasil. Para isso, foi estimada uma equação de rendimentos que leva em conta, simultaneamente, a possibilidade de viés de seletividade e a endogeneidade. Em seguida, foi usado um método de decomposição baseado no valor de Shapley, um conceito de solução para jogos cooperativos.

O segundo artigo, escrito por Felipe Vieira Passos (Universidade Estadual do Rio de Janeiro) e Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez (Universidade Católica de Brasília), busca definir um modelo adequado para prever a taxa de juros básica no Brasil. Os autores comparam o desempenho do modelo estrutural da Regra de Taylor com os modelos de séries de tempo VAR, ARDL e Sarima. Eles usam dados mensais da taxa de juros, do Produto Interno Bruto, da inflação e do câmbio, no período de janeiro de 2002 a junho de 2021.

O terceiro artigo, de autoria de Luan Vinicius Bernardelli (Universidade Federal de Goiás), examina o grau de comprometimento das empresas de capital aberto no Brasil com a valorização do capital humano dos seus funcionários, em relação a empresas de outros tipos jurídicos. O autor também verifica se existe discriminação salarial por gênero e raça nas empresas de capital aberto, usando dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e da Comissão de Valores Mobiliários (CVM).

O quarto artigo, escrito por Douglas Alcântara Alencar (Universidade Federal do Pará), Joás Lima (Universidade Federal do Pará), Emanoelle Luz (Universidade Federal do Pará), Wallace Pereira (Universidade Federal de Minas Gerais), propõe uma alternativa de política econômica baseada na Regra de Taylor estruturalista. O autor estima os impactos da distribuição funcional da renda entre lucros e salários sobre a economia real, considerando a participação dos salários como um elemento-chave para as decisões do Banco Central. Ele usa dados trimestrais do Brasil de 1995 a 2019 e aplica um modelo de vetores autorregressivos (VAR) estrutural.

No quinto artigo, Arthur Osvaldo Colombo (Universidade Federal de Uberlândia) e Eduardo Toneto do Livramento (Universidade Federal de Viçosa) discutem as diferentes definições de corrupção na literatura e criticam as limitações das abordagens clássico-utilitaristas. Os autores propõem uma perspectiva evolucionária baseada na economia institucional de Veblen, que seria mais adequada e eficiente para analisar a realidade empírica da corrupção.

O sexto artigo, de autoria de André Cutrim Carvalho (Universidade Federal do Pará), David Ferreira Carvalho (Universidade da Amazônia) e Irvyem Gabriel Santos Monteiro (Universidade Federal do Pará), explora a relação entre o investimento induzido e o ciclo econômico no Brasil, com base nos fundamentos teóricos de Keynes e Minsky. Para tanto, realiza testes de raízes unitárias e de cointegração para verificar as propriedades das séries do Investimento Induzido e do PIB do Brasil entre 1990 e 2019.

No sétimo artigo, os autores Lucas Oliveira Florindo (Universidade Federal de Santa Catarina), Helberte João França Almeida (Universidade Federal de Santa Catarina) e Rafael Jasper Feltrin (Universidade Federal de Santa Catarina) avaliam os resultados de uma estratégia de investimento que visa preservar o capital em momentos de crise. Eles constroem duas carteiras compostas por ações de empresas estatais, e uma delas possui uma estratégia de *hedge* feita com opções de venda fora do dinheiro. É feita uma comparação das carteiras entre si e com outros ativos do mercado, considerando o seu retorno total no período e a relação risco-retorno, medida pelos índices de Sharpe e Treynor.

No oitavo artigo, os autores Graziela Sousa da Cunha (Universidade Federal Rural do Semi-Árido), José Alderir da Silva (Universidade Federal Rural do Semi-Árido), Francisco Danilo da Silva Ferreira (Universidade do Estado do Rio Grande do Norte) e Thiago Geovane Pereira Gomes (Universidade do Estado do Rio Grande do Norte) analisam os efeitos da instalação do *campus*

da Ufersa em Angicos, no Rio Grande do Norte, por meio da análise descritiva dos indicadores socioeconômicos.

O penúltimo artigo, de autoria de Antônio Ricardo Freislebem da Rocha e Ricardo Ramallete Moreira (Universidade Federal do Espírito Santo), analisa a influência das mudanças na estrutura setorial do mercado de trabalho sobre a escolaridade e a informalidade dos trabalhadores. Os autores usam os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PnadC) do IBGE para estudar o caso do Espírito Santo, no período de 2015 a 2019.

O último artigo, escrito por Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa e Zenith Nara Costa Delabrida (Universidade Federal de Sergipe), aborda a questão da insegurança nos transportes públicos e seus efeitos sobre o desempenho acadêmico dos estudantes universitários. Os autores realizam uma pesquisa *on-line* com 429 participantes, que relatam suas experiências com a criminalidade nos meios de locomoção que utilizam. Os autores desenvolvem um modelo de regressão logística para estimar os impactos da insegurança sobre o rendimento dos alunos, considerando variáveis como frequência, duração, tipo e gravidade dos crimes sofridos.

Álvaro Alves de Moura Jr.

Editor Acadêmico

ARTIGOS

DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM BASEADA NA DECOMPOSIÇÃO DE SHAPLEY

Vladimir Faria dos Santos

Graduado em Ciências Econômicas, mestre e doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. É professor associado da Universidade Federal Fluminense.

E-mail: vladimirsantos@id.uff.br



<http://orcid.org/0000-0002-7160-9986>

Como citar este artigo: Santos, V. F. dos. (2023). Determinantes da desigualdade de renda no Brasil: Uma abordagem baseada na decomposição de Shapley. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 13–37. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.13–37

Recebido em: 26/7/2021

Aprovado em: 15/5/2023



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

Este trabalho teve como objetivo avaliar os principais determinantes da desigualdade de renda no Brasil. Para isso, foi estimada uma equação de rendimentos que leva em conta, simultaneamente, a possibilidade de viés de seletividade e a endogeneidade. Em seguida, foi usado um método de decomposição baseado no valor de Shapley, um conceito de solução para jogos cooperativos. Os resultados mostram que a educação foi o principal determinante da desigualdade de rendimentos, independentemente do índice de desigualdade considerado.

Palavras-chave: Desigualdade de renda; decomposição de Shapley; educação; teoria dos jogos; regressão.

Classificação *JEL*: I24, O15.

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira tem passado por um processo de desconcentração de renda. Embora possam ser notadas reduções na desigualdade de renda a partir do ano de 1997, foi após 2001, como enfatizam Barros et al. (2007), que a queda se tornou contínua e mais acentuada.

Segundo Ferreira et al. (2006), há três fatores que podem ter contribuído para a diminuição na concentração de renda. Primeiro, a redução das diferenças de rendimentos entre grupos educacionais distintos, advindo, provavelmente, do declínio prolongado nos retornos da educação. Segundo, devido à convergência de renda das famílias localizadas em áreas urbanas e rurais. Por fim, o terceiro fator é a expansão dos programas governamentais de transferência de renda e a melhoria no seu grau de focalização. Além desses fatores, os autores destacam a importância da estabilidade macroeconômica alcançada pelo Plano Real, o que eliminou as altas taxas de inflação no período anterior ao plano.

Apesar da redução, a renda ainda é distribuída de uma forma bem desigual no Brasil. Conforme os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2014, o coeficiente de Gini foi de aproximadamente 0,501. Já a proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos, segundo a renda

domiciliar *per capita*, foi de cerca de 40,3%, enquanto os 10% mais pobres apropriaram-se de aproximadamente 1,5%.

As possíveis causas da alta desigualdade de renda na economia brasileira já vem sendo estudadas há um longo tempo. Uma das principais causas, constatadas em diversos estudos, é a qualificação (educação). Para Langoni (1973), foi a partir do processo de desenvolvimento econômico – que se iniciou por volta de 1960 e que alterou a estrutura econômica do Brasil, passando de agrária para a industrial – que se agravou o problema da iniquidade distributiva no país. A justificativa, segundo o autor, está no mercado de trabalho, visto que houve expansão da demanda de mão de obra qualificada, motivada pelo crescimento do setor industrial; com isso, houve aumento dos salários relativos em favor dos mais qualificados.

Conforme Senna (1975 como citado em Castelo Branco, 1979), a concentração industrial e a escolaridade média explicaram, conjuntamente, cerca de 65% das diferenças de salários médios entre os componentes do setor industrial brasileiro no ano de 1970.

Trabalhos mais recentes também forneceram evidências com relação aos principais fatores que determinam a desigualdade de renda brasileira. A educação quase sempre é um dos fatores que têm uma contribuição importante para explicar a desigualdade (Souza et al., 2013; Cunha & Vasconcelos, 2012; Berni, 2007; Ramos & Vieira, 2001).

Embora a qualificação seja importante, há outros fatores relevantes para explicar a desigualdade. Salardi (2005), por exemplo, analisou, para o ano de 2002, os determinantes da desigualdade de renda para o Brasil utilizando métodos de decomposição – dentre eles, o método de Fields. O autor utilizou variáveis que captam características demográficas, nível educacional, área geográfica etc. Os resultados mostraram que a desigualdade brasileira é explicada, em sua maior parte, pelas diferenças regionais e étnicas.

Siqueira e Siqueira (2006), para a região Nordeste, decompueram a desigualdade de renda em desigualdade intergrupo e intragrupo, utilizando dados da PNAD. Os resultados mostraram que a grande maioria da iniquidade distributiva é encontrada dentro dos estados e dos grupos de gênero e raça.

Diante do exposto, este trabalho teve como objetivo quantificar os principais fatores determinantes da desigualdade de renda brasileira. Para tanto, foi usado um procedimento de decomposição baseado em uma regressão. A decomposição é realizada aplicando um conceito da teoria dos jogos cooperativos, a saber, o valor de Shapley. Dentre os trabalhos que já aplicaram o

método, pode-se mencionar Wan e Zhou (2005), Gunatilaka e Chotikapanich (2009) e Santos e Vieira (2015). A diferença metodológica em relação aos artigos mencionados é que se levou em consideração, simultaneamente, o problema da endogeneidade e do viés de seletividade.

2

DESIGUALDADE DE RENDA: ASPECTOS TEÓRICOS

A literatura que trata da desigualdade de renda pode ser dividida em duas grandes áreas: aquela que analisa os efeitos macroeconômicos sobre a desigualdade e aquela que foca o relacionamento entre fatores microeconômicos e desigualdade (Hammill, 2005).

Segundo Hammill (2005), os trabalhos que abordam a análise macroeconômica da desigualdade possuem algumas características em comum. Eles normalmente utilizam os agregados macroeconômicos, tais como PIB, taxa de juros, crescimento econômico, sistema tributário, entre outros. A renda, na maioria das vezes, é definida como PIB ou PIB *per capita*.

Kuznets (1955) foi um dos pioneiros a abordar a desigualdade num contexto macroeconômico. O autor introduziu a famosa curva do U-invertido, que estabelece que, inicialmente, a distribuição de renda torna-se mais desigual à medida que a renda cresce; porém, com o desenvolvimento do país, essa tendência se reverte e a distribuição torna-se mais igualitária.

Após o trabalho de Kuznets (1955), diversos outros (teóricos e empíricos) surgiram com o intuito de verificar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda (Kaldor, 1957; Alesina & Rodrik, 1991; Persson & Tabellini, 1994; Li & Zou, 1998; Barro, 2000; Forbes, 2000; García-Peñalosa & Turnovsky, 2006; Jin, 2009).

As evidências empíricas e teóricas não são conclusivas. Há trabalhos que encontraram uma relação negativa entre crescimento e desigualdade. Alesina e Rodrik (1994), por exemplo, desenvolveram um modelo de crescimento econômico endógeno, utilizando trabalho e capital como fatores de produção para analisar o relacionamento entre política e crescimento econômico, considerando os conflitos distributivos existente entre os agentes. Por meio do teorema do votante mediano, os autores verificaram que a desigualdade é um fator que reduz o crescimento econômico, visto que a má distribuição de

renda tende a influenciar o votante mediano a preferir maior tributação sobre o capital, que, por sua vez, reduz o crescimento da renda.

Seguindo a mesma linha de Alesina e Rodrik (1991), Persson e Tabellini (1994) desenvolveram um modelo teórico para relacionar crescimento econômico, desigualdade de renda e instituições políticas. De forma geral, o resultado dos autores evidenciou uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. A explicação para isso estaria no fato de que a má distribuição da renda tende a gerar políticas que não protegem os direitos de propriedade e não permitem a completa apropriação privada dos retornos do investimento. Nesse cenário, portanto, os incentivos ao investimento são baixos e, por consequência, a taxa de crescimento econômico fica aquém do que poderia alcançar.

Alesina e Perotti (1996) argumentam que quanto mais desigual é a distribuição de riqueza, maior tende a ser a instabilidade política, econômica e social do país, o que incentiva os indivíduos a se envolverem em atividades ilegais. Em um ambiente de insegurança e incerteza, a acumulação de capital e, por consequência, os investimentos, são menores. Assim, a desigualdade levaria a uma taxa de crescimento futuro menor.

Por outro lado, há estudos que não encontraram relação negativa entre a má distribuição de riqueza e o crescimento da economia. Como exemplo, podem-se citar García-Peñalosa e Turnovsky (2006). Os autores analisaram a relação entre crescimento e desigualdade de riqueza com base na pressuposição de que a taxa de crescimento da economia e a distribuição de renda são ambas endógenas e influenciadas por mudanças estruturais e políticas macroeconômicas. Seus resultados evidenciaram que taxas de crescimento maiores estão associadas à distribuição mais desigual da riqueza.

Li e Zou (1998) também investigaram, teórica e empiricamente, o relacionamento entre desigualdade e crescimento. Assim como García-Peñalosa e Turnovsky (2006), os autores observaram, tanto teórica como empiricamente, que, ao incorporar o consumo público na função de utilidade, a má distribuição de renda pode proporcionar taxas de crescimento maiores. Esse mesmo resultado foi obtido por Forbes (2000), que encontrou uma relação positiva no curto e médio prazo entre crescimento e desigualdade.

É importante enfatizar que há também trabalhos que verificaram relação ambígua em seus resultados. Entre esses, podem-se citar Barro (2000) e Jin (2009). Especificamente, Barro (2000) encontrou uma relação negativa entre

crescimento e desigualdade em países pobres, mas uma relação positiva quando foram considerados os países mais ricos.

Todos esses trabalhos supracitados utilizam um enfoque macroeconômico da desigualdade que, de acordo com Hammill (2005), omite algumas considerações que existem a respeito dos efeitos microeconômicos. Segundo esse autor, dada a probabilidade de que a combinação dos efeitos micro e macroeconômico afetem a desigualdade, conclusões a respeito das suas causas – com base somente nos fatores macroeconômicos – podem ser questionáveis.

As características microeconômicas, na maioria das vezes, são aquelas relacionadas à demografia, ao mercado de trabalho e à educação (Hammill, 2005). Segundo Garner e Terrell (2001), entre os mecanismos de transmissão, a composição da família (característica demográfica) pode ter uma função importante na determinação da desigualdade. Nesse contexto, Garner e Terrell (2001) analisaram a mudança na desigualdade de renda na Eslováquia no período de 1988 a 1996, e seus resultados sugerem que as alterações nas características demográficas têm contribuído para aumentar a desigualdade no país.

Da mesma forma, o trabalho de Cowell e Jenkins (1995), que analisaram a economia norte-americana, sugere que entre 20% e 30% (dependendo do modelo utilizado) da desigualdade de renda é explicada por características demográficas (sexo, raça e idade).

Leibbrandt e Woolard (2001) analisaram a relação entre mercado de trabalho e desigualdade de renda familiar na África do Sul. Os resultados demonstram que a desigualdade de renda é extremamente relacionada ao acesso ao mercado de trabalho e às variações nos salários de mercado. Por meio da decomposição do índice de Gini, esses autores mostraram que a renda do trabalho (salário) é a principal causa da desigualdade de renda na África do Sul. Fatores relacionados à demografia também se mostraram importantes para explicar a desigualdade.

Fields et al. (2003) estudaram a dinâmica da renda *per capita* das famílias usando dados da Indonésia, África do Sul, Espanha e Venezuela. Os autores mostraram que mudanças no mercado de trabalho que afetem o chefe da família é o fator mais importante para mudanças na renda familiar.

Outro fator importante, e que é amplamente reconhecido na literatura, para explicar a desigualdade é a educação. Diversos trabalhos mostram que a educação e a experiência estão intimamente relacionadas com a desigualdade

de renda¹. De uma perspectiva teórica, quanto maior a disparidade educacional, maior é a desigualdade de renda, visto que o primeiro tende a ampliar a diferença de rendas (Duman, 2008). De acordo com Langoni (1973), o crescimento da desigualdade de renda brasileira, a partir da década de 1960, é decorrente, basicamente, do diferencial de salários entre os trabalhadores mais qualificados e menos qualificados. Em outras palavras, para Langoni, o crescimento da taxa de retorno da escolaridade foi o principal fator para o agravamento da distribuição de renda.

Cabe mencionar, segundo Alejos (2003), que na literatura é possível encontrar várias teorias que têm como objetivo esclarecer o fenômeno da desigualdade de renda, sendo possível dividi-las em dois grupos: aquelas que focam as características dos trabalhadores e aquelas que enfatizam a estrutura do mercado de trabalho. Podem-se classificar, dentro do primeiro grupo, as teorias do capital humano e da discriminação no mercado de trabalho. No segundo grupo, estão as teorias dos diferenciais compensatórios e salário-eficiência e a teoria do mercado de trabalho dual.

3

METODOLOGIA: DECOMPOSIÇÃO DE SHAPLEY

Diferentemente dos métodos tradicionais de decomposição por subgrupo populacional ou por fontes de renda na análise da desigualdade de renda, a abordagem baseada em regressão tem a vantagem de permitir a inclusão de quaisquer variáveis explicativas, tais como variáveis econômicas, sociais e demográficas (Gunatilaka & Chotikapanich, 2009). Conforme Wan e Zhou (2005), todas as abordagens baseadas em regressão se iniciam com uma função de rendimentos (*income generating function*), que pode ser escrita como:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \quad (1)$$

1 Ver Morley (2001).

em que Y_i , nesta pesquisa, refere-se aos rendimentos de todos os trabalhos do indivíduo i sobre o número de horas mensais trabalhadas, X_{ji} são os fatores que determinam a renda e ε_i é um termo de erro aleatório com as propriedades usuais. O uso de uma especificação semi-log é justificado, conforme Wan e Zhou (2005), pelo fato de a variável renda ter distribuição aproximadamente log-normal.

Foram consideradas as seguintes variáveis explicativas, escolhidas de acordo com a literatura (Santos & Vieira, 2013; Ney & Hoffmann, 2009; Kassouf, 1994):

- a) variável binária para gênero, que assume valor 1 para homens e 0, caso contrário;
- b) variável binária para cor, que assume valor 1 para cor branca e 0, caso contrário;
- c) idade, medida em dezenas de anos. Foi considerada também idade ao quadrado, visto que o rendimento não varia linearmente com a idade;
- d) escolaridade, em anos de estudo;
- e) cinco variáveis binárias para distinguir a região geográfica: Sudeste, Sul, Centro-Oeste, Norte e Nordeste (categoria de referência);
- f) três variáveis binárias para distinguir a posição na ocupação: empregador, conta própria e empregado (categoria de referência).

De posse da equação de rendimentos, é possível computar a contribuição de cada variável para a desigualdade de renda. O procedimento de decomposição proposto por Shorrocks (1999) segue a mesma lógica do valor de Shapley. Por isso, então, ela é denominada decomposição de Shapley.

A vantagem da decomposição de Shapley é que ela pode ser aplicada a quaisquer tipos de especificação econométrica adotados para a equação de rendimentos (Wan, 2004). Dado que a forma funcional da equação (1) é do tipo semi-log, a equação de rendimentos, em termos da variável original rendimento, é não linear. Desse modo, não seria possível utilizar (ao menos em termos da variável rendimento), por exemplo, a decomposição de Fields, utilizada por Salardi (2005), mas sim a decomposição de Shapley². Outra vantagem desse método é que ele pode ser utilizado para decompor qualquer índice de desigualdade (Índice de Gini, Índice de Theil [L e T], Coeficiente de

2 Salardi (2005) utilizou o logaritmo do rendimento, e não a variável rendimento, para decompor a equação de rendimentos.

Variação etc.), diferentemente, por exemplo, do método de Fields, que considera somente o Coeficiente de Variação.

O procedimento da decomposição de Shapley pode ser entendido, conforme Wan e Zhou (2005), utilizando a seguinte função de rendimentos:

$$Y = f(X_1, \dots, X_k) \quad (2)$$

Normalmente, o vetor X é diferente para cada indivíduo (observações). Assim, substitui-se X_k por sua média amostral, eliminando qualquer diferença, em termos de X_k , entre os indivíduos. A renda resultante, chamada de Y_k , ainda difere entre os indivíduos, porém não mais em razão de X_k . Em outras palavras, a desigualdade em Y_k , denotada por $I(Y_k)$ e que foi obtida, no caso deste trabalho, por meio do índice de Gini, de Theil-T e Theil-L, é causada por diferenças em X , excluída a variável X_k . Dessa forma, a contribuição da variável X_k na desigualdade total (C_k) pode ser conseguida da seguinte forma: $C_k = I(Y) - I(Y_k)$, para $k = 1, 2, \dots, K$. O próximo passo é substituir, além de X_k , X_j pela sua média amostral. Da mesma maneira que o passo anterior, é necessário obter a renda resultante, Y_{kj} . A contribuição do segundo passo, ou “segundo round”, pode ser obtida por $C_k = I(Y_j) - I(Y_{jk})$ para $k, j = 1, 2, \dots, K$ ($k \neq j$). Por meio do mesmo processo, é obtida a contribuição do “terceiro round”, $C_k = I(Y_{ij}) - I(Y_{ijk})$ para $k, j, i = 1, 2, \dots, K$ ($k \neq j \neq i$). O procedimento continua até que todo o vetor X seja substituído pela média amostral.

Na equação (2), a variável dependente é, geralmente, do tipo semi-log, o que torna necessário transformar a equação, depois de estimada, em um modelo linear para que a decomposição de Shapley seja aplicada em Y e não em $\log(Y)$.

■ 3.1 Viés de seletividade e endogeneidade

Um dos requisitos para que a decomposição de Shapley seja aplicada é, como já foi enfatizado, que haja uma equação de rendimentos. Assim sendo, há a necessidade de estimá-la. Porém, no processo de estimação, deve-se levar em conta a possibilidade de que apareçam alguns problemas econométricos, a saber: o viés de seletividade e a endogeneidade.

De acordo com Kassouf (1994), a estimação das equações de rendimentos, por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pode gerar coeficientes viesados. A explicação para isso está na provável seletividade amostral, uma vez que é comum utilizar, no processo de estimação, somente indivíduos que estão empregados, isto é, que possuem algum rendimento proveniente do trabalho. Aqueles trabalhadores que não recebem renda do trabalho não seriam considerados nos cálculos. Para levar em conta essa possibilidade, Heckman (1979) desenvolveu um método que permite estimativas consistentes.

Assim como o viés de seletividade, o problema da endogeneidade pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes. De acordo com Cameron e Trivedi (2009), a pressuposição fundamental para que os estimadores de MQO sejam consistentes é a não correlação entre o termo erro e os regressores. Caso isso não ocorra, não é possível fornecer uma interpretação causal no modelo estimado.

Dado que a endogeneidade e o viés de seletividade são problemas que podem causar estimativas viesadas e inconsistentes, Wooldridge (2002) propôs um método que busca corrigir, simultaneamente, esses dois possíveis casos. Esse método é uma extensão do procedimento de Heckman que leva em consideração o potencial endógeno de algumas variáveis, tais como a educação. O modelo pode ser especificado, segundo Wooldridge (2002), a partir de três equações (populacionais), isto é:

$$y_1 = Z_1\delta_1 + \alpha_1 y_2 + u_1 \quad (3)$$

$$y_2 = Z\delta_2 + v_2 \quad (4)$$

$$y_3 = 1(Z\delta_3 + v_3 > 0) \quad (5)$$

em que δ_1 , δ_2 , δ_3 , e α_1 são parâmetros a serem estimados; e u_1 , v_2 , e v_3 , são os termos de erros estocásticos. Na primeira equação, y_1 é a variável de interesse – que, neste trabalho, representa o logaritmo natural dos rendimentos de todos os trabalhos do indivíduo i sobre o número de horas mensais trabalhadas – e y_2 é a potencial variável endógena – educação, neste estudo. A equação (4) seria o primeiro estágio no método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios,

que tem como objetivo obter o instrumento a ser inserido na equação de rendimentos. A terceira equação, da mesma forma que no procedimento de Heckman, é a equação de seleção. Essa equação, que normalmente é obtida por meio de um modelo *probit*, busca levar em conta o possível viés de seleção.

Dentre os casos nos quais esse modelo se aplica, cita-se aquele em que y_2 é sempre observado, mas é uma variável explicativa endógena na equação (3). Essa situação se ajusta perfeitamente ao que se pretende fazer neste trabalho, visto que y_1 é o rendimento e y_2 é a variável “anos de estudos”.³ Se y_1 e y_2 fossem observados para cada variável do vetor Z , seria necessário estimar somente a equação (3) por Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E), considerando y_2 como endógeno.

Segundo Wooldridge (2002), esse método apresenta as seguintes pressuposições:

- a) o vetor Z e a variável y_3 são sempre observáveis, porém y_1 e y_2 são observados somente quando $y_3 = 1$ (o indivíduo participa do mercado de trabalho);
- b) u_1 e v_3 não são correlacionados com Z ;
- c) v_3 possui distribuição normal, com média zero e variância constante;
- d) $E(u_1|v_3) = \gamma_1 v_3$; e
- e) $E(Z' | v_2) = 0$.

Assumindo as pressuposições (a)–(e), a equação de rendimentos pode ser estimada, segundo Wooldridge (2002), por meio dos seguintes passos:

- a) Estime δ_3 por meio da regressão (*probit*) de y_3 sobre Z usando a amostra completa. Em seguida, calcule a razão inversa de Mills.
- b) Utilizando a amostra cujas observações contêm somente indivíduos que trabalham ($y_3 = 1$), estime a seguinte equação:

$$y_{1i} = Z_{i1}\delta_1 + \alpha_1 y_{i2} + \gamma_1 \hat{\lambda}_{i3} + erro_i \quad (6)$$

por MQ2E utilizando os instrumentos ($Z_{i1}, \hat{\lambda}_{i3}$).

3 Anos de estudos é sempre observado, independente se o indivíduo está inserido no mercado de trabalho ou não.

Em virtude de se utilizar, como regressor, uma variável estimada, os erros-padrão são inválidos (Wooldridge, 2002). Dessa forma, optou-se por utilizar as técnicas de bootstrap para gerar os erros-padrão.

Dada a falta de boas variáveis que podem ser utilizadas como instrumentos na PNAD, serão usadas variáveis que não estão nesse banco de dados. Assim, as variáveis que foram usadas como instrumentos, com base em Teixeira (2006) e Costa (2008), são as seguintes: a Lei nº 5.692, de 1971, e a oferta de professores.

O primeiro instrumento foi utilizado para refletir a mudança ocorrida após a Lei nº 5.692, de 1971. De acordo com Machado e Gonzaga (2007), o sistema educacional do Brasil era dividido, por volta da década de 1960, em duas fases: o ensino primário e o médio. O primeiro durava quatro anos, com início aos 7 anos de idade. O segundo tinha como objetivo a formação dos adolescentes e era dividido em duas fases: o ginásio, com duração de quatro anos; e o colegial, que tinha pelo menos três séries. Em 1971, a Lei nº 5.692 incorporou os quatro anos do ensino ginásial à escola primária, o que aumentou de quatro para oito anos o tempo mínimo de permanência na escola. Então, crianças entre 7 e 14 anos eram obrigadas a frequentar a escola. Para refletir essa alteração no sistema educacional, foi usada uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo nasceu em 1957 ou após isso; e 0, caso contrário.

O segundo instrumento refere-se ao número de professores do ensino fundamental em cada estado quando o indivíduo completa 7 anos. A escolha se efetivou a partir da ideia de que o aumento da oferta de professores está associado a maiores oportunidades de estudos e, por conseguinte, a mais anos de instrução.

Diante disso, a equação de seleção (modelo probit) foi estimada da seguinte forma⁴:

$$Z_i = \beta_0 = \beta_1 \text{Sexo}_i + \beta_2 \text{Cor}_i + \beta_3 \text{Tam} + \beta_4 \text{Id} + \beta_5 \text{Id}_i^2 + \beta_6 \text{Sudeste} + \beta_7 \text{Sul} + \beta_8 \text{Centro_Oeste} + \beta_9 \text{Norte} + \beta_{10} \text{prof} + \beta_{11} \text{lei} + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que:

Z_i = variável binária que reflete a condição de atividade do *i*-ésimo indivíduo, isto é, 1 se faz parte da força de trabalho e 0, caso contrário;

4 É importante frisar que a variável educação não deve ser inserida como regressor no modelo *Probit*, visto que ela é a variável a ser instrumentalizada.

Gênero = variável binária para sexo, que assume valor 1 para homens e 0, mulheres;

Cor = variável binária para cor, que assume valor 1 para cor branca e 0, caso contrário;

Tam = número de componentes (pessoas) no domicílio;

Id = idade, medida em dezenas de anos;

*Id*² = idade ao quadrado, em dezenas de anos;

Sudeste = variável binária para região Sudeste, que assume valor 1 para Sudeste e 0, caso contrário;

Prof = oferta de professores em cada estado no ano em que o indivíduo faz 7 anos;

Sul = variável binária para região Sul, que assume valor 1 para Sul e 0, caso contrário;

Centro_oeste = variável binária para região Centro-Oeste, que assume valor 1 para Centro-Oeste e 0, caso contrário;

Norte = variável binária para região Norte, que assume valor 1 para Norte e 0, caso contrário (Nordeste é a categoria de referência);

Lei = variável *dummy* que reflete a Lei nº 5.692, de 1971.

A partir da equação (7), encontra-se a razão inversa de Mills e a incorpora na equação de rendimentos (1), que já foi especificada anteriormente.

■ 3.2 Fonte de dados

A maior parte dos dados foi oriunda da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referente ao ano de 2014. O número de professores do ensino fundamental de cada estado foi coletado no *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) [www.ibge.gov.br], especificamente no item estatísticas do século XX.

A decomposição baseada numa regressão (Shapley) envolve, dependendo do número de variáveis que são inseridas na equação de rendimentos, uma grande quantidade de cálculos, o que se torna extremamente trabalhoso caso seja feito manualmente. Dessa forma, a decomposição foi implementada por um programa Java desenvolvido pelo World Institute for Development Economics Research of the United Nations University (UNU-Wider).

4

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Levando em consideração a possibilidade de viés de seletividade e endogeneidade, estimou-se a equação de rendimentos para o Brasil. Os resultados podem ser vistos na Tabela 1⁵.

Tabela 1

Equação de rendimentos para o Brasil, metodologia de Wooldridge, 2014

Variáveis	Coefficientes	Erros-padrão
Constante	-1,0736	0,2181***
Anos de estudos	0,1400	0,0106***
Idade	0,5280	0,0448***
Idade ao quadrado	-0,0437	0,0056***
Gênero	0,4193	0,0356***
Cor	0,0596	0,0179***
Sudeste	0,1440	0,0197***
Sul	0,1968	0,0219***
Centro-Oeste	0,2386	0,0182***
Norte	0,1307	0,0185***
Empregador	0,5284	0,0266***
Conta própria	0,1297	0,0169***
Lambda	0,2407	0,0708***
Estatística Sargan	2,304 ^{NS}	
Estatística Durbin-Wu-Hausman	28,2060***	
Estatística Wu-Hausman	28,1934***	

Fonte: Elaborada pelo autor com base na PNAD de 2014.

Nota 1: Os erros-padrão foram calculados por meio de *bootstrap* (100 replicações).

Nota 2: *** significativo a 1%.

Nota 3: NS - Não significativo.

5 Os coeficientes da equação de participação estão na Tabela 1A do Apêndice.

No intuito de verificar a possível existência de endogeneidade na variável anos de estudos, foram executados os testes de exogeneidade de Durbin-Wu-Hausman e de Wu-Hausman. Em ambos os testes, como pode ser visto na Tabela 1, rejeita-se, ao nível de 1% de significância, a hipótese de exogeneidade. Portanto, há evidências de que a variável educação seja correlacionada com o termo de erro. Então, o método dos MQO não é apropriado para a estimação do modelo.

Como já mencionado, a equação de rendimentos foi estimada considerando dois instrumentos: número de professores e a Lei nº 5.692, de 1971. Cabe ressaltar que os dois instrumentos foram válidos, de acordo com a estatística de Sargan. Além disso, a razão inversa de Mills (λ) mostrou-se significativa, indicando que sua inclusão era necessária para evitar o viés de seletividade.

Com relação aos coeficientes estimados, todos foram estatisticamente significativos ao nível de 1% e apresentaram os sinais de acordo com o que era esperado.

Conforme os resultados da Tabela 1, nota-se que o rendimento do trabalho é influenciado positivamente, como já era esperado, pela variável anos de estudos. A estimativa do coeficiente da variável mencionada também pode ser interpretada como a taxa de retorno da educação. Assim, para cada ano adicional de estudo, tem-se, no Brasil, um aumento de 15% nos rendimentos do trabalho (por hora)⁶.

No que se refere à idade, *proxy* para experiência, verifica-se que o coeficiente associado à variável idade é positivo, porém, o que é relacionado com a idade ao quadrado é negativo. Isso mostra que a relação entre experiência e rendimentos tem o comportamento do U-invertido, ou seja, à medida que o indivíduo ganha mais experiência em seu ambiente de trabalho, os rendimentos tendem a crescer; entretanto, ao atingir certo ponto, a renda passa a cair.

As estimativas dos coeficientes anos de estudos, idade e idade ao quadrado estão de acordo com a teoria clássica do capital humano, que estabelece uma relação positiva entre educação e rendimentos, e uma forma parabólica para a variável experiência. Os resultados confirmam o que já é praticamente unânime na literatura, isto é, o efeito positivo do capital humano sobre os rendimentos.

6 Para evitar qualquer tipo de imprecisão, Wooldridge (2006) sugeriu utilizar a fórmula $100[\exp(x)-1]$ para calcular o acréscimo percentual nos rendimentos gerado por cada ano a mais de estudo, em que x é o coeficiente estimado da variável educação.

Quanto à variável gênero, observa-se que o diferencial de rendimentos, mesmo considerando os rendimentos por hora, ainda é grande. De acordo com as estimativas, homens recebiam, em média, 52,1% a mais do que as mulheres, descontados os efeitos oriundos dos outros regressores. Embora não seja possível afirmar com exatidão, dado o modelo utilizado, uma possível explicação é a discriminação no mercado de trabalho. Ueda e Hoffmann (2002) também encontraram, para o Brasil, estimativas elevadas para o coeficiente gênero. Os valores obtidos por esses autores, referentes ao ano de 2002, variaram de 0,4415 a 0,4506, dependendo do modelo. No meio rural do Brasil, Ney e Hoffmann (2009) verificaram que os homens recebiam uma renda aproximadamente 54% superior à renda das mulheres. Se comparado a esses trabalhos, houve uma redução no diferencial, porém, deve-se destacar que os procedimentos metodológicos não são iguais.

Quando a variável cor é considerada, nota-se que o diferencial de rendimentos entre os brancos e não brancos é bem menor do que o diferencial entre homens e mulheres. Conforme a estimativa, pessoas da cor branca recebem, em média, mantendo tudo o mais constante, 6,14% a mais do que os indivíduos da categoria base. O resultado também sugere que pode haver discriminação no mercado de trabalho com relação à cor da pessoa.

Em se tratando das regiões, observa-se que os indivíduos das regiões Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Norte têm rendimentos, em média, superiores aos indivíduos da região Nordeste (categoria base). O resultado já era esperado, visto que o Nordeste é a região, no Brasil, com os piores indicadores sociais. Ainda que tenha melhorado nos últimos anos, o Nordeste ainda apresenta a maior proporção de pobres, a maior desigualdade de renda e a menor renda *per capita* do Brasil.

Deve-se destacar o resultado para o Centro-Oeste. A região apresentou o maior coeficiente, o que significa que os rendimentos dos indivíduos que vivem no Centro-Oeste são, em média, cerca de 27% maiores que os rendimentos dos indivíduos da região Nordeste. Uma possível explicação para isso pode estar na importância do agronegócio na região, principalmente na produção de grãos. Uma das principais características do agronegócio do Centro-Oeste é o seu caráter patronal, baseado em grandes propriedades e na *plantation*, destinada ao mercado externo (Guilhoto et al., 2007). Ademais, é um estado com alta renda domiciliar *per capita*, mas com elevada desigualdade de renda. Brasília, por exemplo, tem a maior renda domiciliar *per capita* do Brasil.

Observa-se também, na Tabela 1, que o indivíduo empregador possui rendimentos, em média, bem acima daquele que é empregado (categoria de referência). De acordo com a estimativa, a diferença é de cerca de 70%. Resultado similar, porém, em uma proporção menor, ocorre quando se consideram as pessoas que trabalham por conta própria.

Embora seja importante identificar os principais determinantes dos rendimentos das pessoas, saber quais fatores explicam a desigualdade de renda também é de grande relevância. Assim, por meio da equação de rendimentos (Tabela 1) foram calculadas as contribuições de cada uma das variáveis para a desigualdade. Para computar os níveis de iniquidade, foram usadas as três principais medidas, a saber, índice de Gini e os dois índices da classe de entropia generalizada: Theil-L e Theil-T. Da mesma forma que Gunatilaka e Ghotikapanich (2009), optou-se por trabalhar com algumas variáveis agregadas. Assim, a desigualdade foi decomposta em seis componentes: Educação, Idade (idade e idade ao quadrado), Gênero, Cor, Região (Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Norte) e Posição (empregador e conta própria). Os resultados podem ser vistos na Tabela 2.

Tabela 2

Decomposição (Shapley) baseada na equação de rendimentos estimada pelo método de Wooldridge (%), 2014

Variáveis	Coefficiente de Gini	Coefficiente de Theil-L	Coefficiente de Theil-T
Educação	32,41	33,10	18,41
Idade	16,17	2,85	2,41
Gênero	6,00	3,43	2,32
Cor	0,77	0,50	0,30
Região	3,26	0,44	0,26
Posição	3,48	2,45	1,78
Resíduo	37,91	57,23	74,52
Total	100	100	100

Fonte: Elaborada pelo autor com base na PNAD de 2014.

Conforme os resultados, nota-se – quando o coeficiente de Gini é utilizado – que o modelo explica cerca de 62% do total da desigualdade de rendimentos, o que demonstra o bom poder explicativo do método de decomposição. Segundo Wan e Zhou (2005), modelos que explicam somente 30% a 40% da desigualdade de renda, deixando o restante para o resíduo, não geram estimativas seguras (confiáveis).

Dentre as variáveis em análise e levando em consideração o índice de Gini, educação é o principal fator para explicar a desigualdade de rendimentos no Brasil. De acordo com a PNAD de 2014, o coeficiente de Gini – aplicado sobre o rendimento total por hora⁷ – foi de 0,57. Desse total, a educação contribuiu com 32,41%. Acrescentando a contribuição da idade (*proxy* para experiência), tem-se uma proporção de 48,58%, isto é, as variáveis relacionadas ao capital humano explicam quase 50% do índice de Gini.

O sinal positivo da variável educação já era esperado. Segundo Wan (2004), em razão do efeito marginal positivo da educação sobre os rendimentos (ver Tabela 1) e dada a correlação positiva entre anos de estudos e rendimentos, espera-se que a variável educação contribua positivamente para a desigualdade de rendimentos.

Ainda que tenha havido, nos últimos anos, melhorias em alguns indicadores da educação, o Brasil ainda enfrenta sérios problemas educacionais. Como exemplo, pode-se citar a taxa de analfabetismo. Conforme o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2016), cerca de 8,3% das pessoas com 15 anos ou mais, em 2014, são analfabetas, ou seja, não sabem ler, nem escrever um simples bilhete. Quando se considera a região Nordeste, essa proporção é ainda maior, aproximadamente 16,61%. A redução das desigualdades educacionais deve, portanto, ser encarada de um modo muito sério se a intenção for a redução, no longo prazo, da desigualdade de renda.

Por meio da variável gênero, observa-se que o diferencial de rendimentos existentes entre os sexos é um fator relevante para explicar a iniquidade distributiva. De acordo com a equação de rendimentos (Tabela 1), verificou-se que os rendimentos dos homens são, em média, 52% superiores aos das mulheres. Essa diferença impacta a desigualdade de renda, acentuando-a. A variável gênero é responsável por 6% da desigualdade, mensurada pelo coeficiente de Gini. Com relação à variável cor, a parcela do índice de Gini

7 Rendimentos de todos os trabalhos do indivíduo *i* sobre o número de horas mensais trabalhadas.

atribuída aos diferenciais de cor é de 0,77%, valor bem menor se comparado com a variável gênero.

As diferenças regionais, que no Brasil são bem acentuadas, têm uma parcela na formação da desigualdade de rendimentos. É notório que, no processo de desenvolvimento brasileiro, há regiões que se beneficiaram mais e outras, menos. Embora haja evidências de que em alguns períodos houve alguma convergência de renda entre as regiões (Ferreira, 2000), a disparidade regional ainda é grande, o que contribui, assim, para a desigualdade de renda. Como pode ser visto na Tabela 2, cerca de 3,3% do índice de Gini pode ser explicado pelas diferenças regionais. Valor similar foi encontrado para a variável posição na ocupação (3,48%).

A decomposição também foi conduzida por meio dos índices Theil-L e Theil-T. Como pode ser visto, a parcela da desigualdade que não foi explicada pelas variáveis explicativas – ou seja, o resíduo – foi bem maior do que aquela observada quando se utilizou o coeficiente de Gini. Para o coeficiente Theil-T, o resíduo é responsável por mais de 74% da variação na desigualdade, mostrando o baixo poder explicativo. Essa diferença nos resíduos também foi encontrada em Wan e Zhou (2005). Os autores usaram os coeficientes de Gini e de Theil-L no processo de decomposição. Em todas as suas estimativas, o resíduo gerado quando o coeficiente Theil-L foi utilizado ficou bem acima daquele verificado quando o índice de Gini foi a medida de desigualdade usada.

Ainda que os resíduos sejam grandes quando os coeficientes de Theil-L e Theil-T foram utilizados, as conclusões a respeito de quais variáveis contribuíram mais para explicar a desigualdade não se alteraram, ou seja, as variáveis relacionadas ao capital humano continuam sendo as principais causadoras da desigualdade de rendimentos.

As diferenças observadas, em termos de valores, quando distintas medidas são usadas, podem ser justificadas, conforme Wan e Zhou (2005), pela sensibilidade que cada índice possui nos diferentes segmentos da curva de Lorenz e pela utilização de distintas funções de bem-estar. Por exemplo, conforme Hoffmann (1998), o coeficiente Theil-T é mais sensível a mudanças nas rendas situadas no extremo direito da distribuição, ou seja, os relativamente mais ricos. Por outro lado, o índice Theil-L é mais sensível a alterações no extremo esquerdo da distribuição (os mais pobres). Por fim, o coeficiente de Gini é mais sensível a modificações nas rendas situadas no intervalo com maior densidade de frequência, isto é, em volta da moda ou mediana da distribuição.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Historicamente, a renda no Brasil é distribuída de uma forma bem desigual. A partir do ano de 2001, a desigualdade de renda, mensurada com base nos dados da PNAD, entrou em uma trajetória decrescente e contínua. Todavia, o país ainda apresenta uma alta concentração de renda. Assim sendo, este trabalho buscou mensurar os principais determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil no ano de 2014.

Conforme os resultados, observou-se que as variáveis relacionadas ao capital humano são fundamentais para explicar os rendimentos do trabalho. A taxa de retorno da educação foi de aproximadamente 15%, o que mostra o alto impacto da escolaridade sobre os rendimentos. Além disso, anos de estudos foi a principal variável para explicar a desigualdade de rendimentos no Brasil. Ainda que tenha havido melhorias, em alguns aspectos, na educação, o país ainda enfrenta grandes desafios quando se trata de escolaridade. O número de pessoas que não sabem ler e escrever, por exemplo, permanece alto, o que contribui, conseqüentemente, com a concentração de renda. Possíveis soluções para este problema já vêm sendo propostas há tempos. Uma delas é o investimento em treinamento e qualificação dos mais pobres, o que tenderia a reduzir a desigualdade educacional, possibilitando, portanto, uma queda sustentável na desigualdade de renda. Além disso, dado o alto índice de analfabetismo no Brasil, deve haver políticas cuja prioridade máxima seja a alfabetização dos jovens e adultos.

Além das variáveis associadas ao capital humano, a variável gênero, embora em uma proporção menor, também foi importante para explicar a desigualdade. Ou seja, os diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres contribuem, de uma forma considerável, para o coeficiente de Gini. Mesmo não sendo possível afirmar com exatidão com base na metodologia adotada neste trabalho, uma possível explicação é a discriminação no mercado de trabalho.

DETERMINANTS OF INCOME INEQUALITY IN BRAZIL: AN APPROACH BASED ON SHAPLEY VALUE DECOMPOSITION

Abstract

This study aimed to analyze the main determinants of individual income inequality in Brazil. For this, an earnings equation was estimated. We used a two-stage approach in order to control both for sample selection bias and endogeneity problems. After that, we used decompositions based on the Shapley value, a solution concept for cooperative games. The results show that education emerges as a most significant determinant of income inequality, no matter what inequality index was taken.

Keywords: Income inequality; Shapley decomposition; education; game theory; regression.

Referências

- Alejos, L. (2003). *Contribution of the determinants of income inequality in Guatemala*. Cidade da Guatemala: Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad Rafael Ángel Landívar.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1991). Distributive politics and economic growth. *NBER Working Paper*, 3668.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 4, 1203–1228.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979–1014.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.
- Barros, R. P., Carvalho, M., Franco, S., & Mendonça, R. (2007). *A queda recente da desigualdade de renda no Brasil*. (Texto para Discussão, nº 1258). São Paulo: IPEA.
- Berni, H. A. (2007). *Evolução dos determinantes da desigualdade de renda salarial no Nordeste*. Dissertação de mestrado, Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Brasil.

- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using stata*. College.
- Castelo Branco, R. C. (1979). *Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: A experiência brasileira*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.
- Costa, R. R. F. (2008). *O efeito da educação sobre estado de saúde individual no Brasil*. Dissertação de mestrado, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, 2008.
- Cowell, F. A., & Jenkins, S. P. (1995). How much inequality can we explain? A methodology and an application to the United States. *The Economic Journal*, 105(4290), 421–430.
- Cunha, M. S., & Vasconcelos, M. R. (2012). Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. *Economia Aplicada*, 16(1), 105–136.
- Duman, A. (2008). Education and income inequality in turkey: does schooling matter? *Financial Theory and Practice*, 32(3), 369–385.
- Ferreira, A. (2000). Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, 479–489.
- Ferreira, F., Leite, P., Litchfield, J., & Ulyssea, G. (2006). Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. *Econômica*, 8(1), 147–169.
- Fields, G. S., Cichello, P. L., Freije, S., Menéndez, M., & Newhouse, D. (2003). Household income dynamics: a four-country story. *The Journal of Development Studies*, 40(2), 30–54.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *The American Economic Review*, 90(4), 869–887.
- García-Peñalosa, C., & Turnovsky, S. J. (2006). Growth and income inequality: a canonical model. *Economic Theory*, 28(1), 25–49.
- Garner, T. I., & Terrell, K. (2001). *Some explanations for changes in the distribution of household income in Slovakia: 1988 and 1996*. Working Paper, 345. Washington, D.C.: U.S. Department of Labour, Bureau of Labour Statistics, Office of Prices and Living Conditions.
- Guilhoto, J. J. M., Azzoni, C. R., Silveira, F. G., Ichihara, S. M., Diniz, B. P. C., & Moreira, G. R. (2007). *PIB da agricultura familiar: Brasil-Estados*. Brasília: Nead Estudos.
- Gunatilaka, R., & Chotikapanich, D. (2009). Accounting for Sri Lanka's expenditure inequality 1980-2002: regression-based decomposition approaches. *Review of Income and Wealth*, 55(4), 882–905.
- Hammill, M. (2005). Income inequality in Central America, Dominican Republic, and Mexico: assessing the importance of individual and household characteristics. *Serie Estudios y Perspectivas*, 43, Mexico.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.

Hoffmann, R. (1998). *Distribuição de renda, medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA]. (2016). *Banco de Dados* <http://www.ipeadata.gov.br>

Jin, Y. (2009). A note on inflation, economic growth, and income inequality. *Macroeconomic Dynamics*, 13(1), 138–147.

Kaldor, N. (1957). A model of economic growth. *Economic Journal*, 67(268), 591–624.

Kassouf, A. L. (1994). The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista de Econometria*, 14(1), 89–107.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28

Langoni, C. G. (1973). *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.

Lei, J. J. (2005). *Parametric and semiparametric estimations of the return to schooling of wage workers in Canada*. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia da Universidade do Colorado, Estados Unidos da América.

Leibbrandt, M., & Woolard, I. (2001). The labour market and household income inequality in South Africa: Existing evidence and new panel data. *Journal of International Development*, 13(6), 671–689.

Leigh, A.; & Ryan, C. (2008). Estimating returns to education using different natural experiment techniques. *Economics of Education Review*, 27, 149–160.

Li, H. Y., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful to growth, theory and evidence. *Review of Development Economics*, 2(3), 318–334.

Machado, D. C., & Gonzaga, G. (2007). O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 61(4), 449–476.

Morley, S. (2001). *The income distribution problem in Latin America and the Caribbean*. Economic Commission of Latin America and the Caribbean (ECLAC). Libros de Cepal, Santiago.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. (2009). Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 47(1), 147–181.

Persson, T.; & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *American Economic Review*, 84(3), 600–621.

Ramos, L., Vieira, M. L. (2001). *Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes* (Texto para Discussão, nº 803). São Paulo: IPEA.

Salardi, P. (2005). *How much of Brazilian inequality can explain? An attempt of income differentials using PNAD 2002*. 2005. <http://www-3.unipv.it/webdept/prin/workp05.pdf>

Santos, V. F., & Vieira, W. C. (2013). Effects of growth and reduction of income inequality on poverty in Northeastern Brazil, 2003-2008. *Revista de Economia Aplicada*, 17(4), 647–666.

Santos, V. F., & Vieira, W. C. (2015). Income inequality in the urban and rural sectors of the northeast region of Brazil. *Review of Urban and Regional Development Studies*, 27, 134–147.

Shorrocks, A. F. (1999). *Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value*. [Mimeo]. University of Essex, Reino Unido.

Siqueira, M. L., & Siqueira, M. L. (2006, maio). Desigualdade de renda no Nordeste brasileiro: uma análise de decomposição. *Anais do Encontro Regional de Economia*, Anpec/Banco do Nordeste, 11.

Souza, M. I. A., Taques, F. H., Oliveira, J. C. T., & Alencar, D. A. (2013). Relação entre a desigualdade e educação no Brasil: uma estimativa de dados em painel (1995-2009). *Textos de economia*, 16(2), 111–142.

Teixeira, W. M. (2006). *Equações de rendimentos e a utilização de instrumentos para o problema de endogeneidade da educação*. Tese de doutorado, Departamento de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil.

Ueda, E. M., & Hoffmann, R. (2002). Estimando o retorno da educação no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, 6(2), 209–238.

Wan, G. (2004). Accounting for income inequality in rural China: a regression-based approach. *Journal of Comparative Economics*, 32(2), 348–363.

Wan, G., & Zhou, Z. (2005). Income inequality in rural China: regression-based decomposition using household data. *Review of Development Economics*, 9(1), 107–120.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

WOOLDRIDGE, J. M. (2006). *Introdução à econometria: Uma abordagem moderna*. São Paulo: Thompson Learning.

APÊNDICE

Tabela 1A

Equações de participação (modelo *Probit*) no mercado de trabalho brasileiro, 2014

Variáveis	Coefficientes	Erros-padrão
Constante	-1,5835	0,0725***
Gênero	0,9611	0,0138***
Cor	0,0482	0,0138***
Idade	1,2194	0,0346***
Idade ao quadrado	-0,1680	0,0041***
Sudeste	0,0314	0,0244 ^{NS}
Sul	0,1352	0,0309***
Norte	0,0977	0,0236***
Centro-Oeste	0,1114	0,0252***
Tam	-0,0511	0,0042***
Lei	0,0899	0,0295***
Número de professores	3,23e ⁻⁰⁷	1,58e ^{-07**}

Fonte: Elaborada pelo autor com base na Pnad de 2014.

Nota 1: *** significativo a 1%.

Nota 2: ** significativo a 5%.

Nota 3: NS - Não significativo.

PROJEÇÃO DA TAXA DE JUROS SELIC NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE MODELOS DE PREVISÃO¹

Felipe Vieira Passos

Doutorando em Economia pela Uerj, mestre em Economia pelo Ibmec-RJ e graduado em Ciências Econômicas pela UFSC. É auditor fiscal da receita do Governo do Estado do Rio de Janeiro.

E-mail: fvieirapassos@yahoo.com

 <https://orcid.org/0000-0003-2887-7501>

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Doutor em Economia pela EPGE – Fundação Getulio Vargas – RJ e doutor em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Mestre em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Formado em Engenharia Mecânica pela Universidade Nacional de Engenharia (UNI) em Lima, Peru. É coordenador e professor do Programa de Mestrado Profissional em Políticas Públicas da Universidade Católica de Brasília (UCB).

E-mail: carlosenrique@p.ucb.br

 <https://orcid.org/0000-0003-2215-7730>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

1 Os autores agradecem pelo apoio concedido pelo CNPq

Como citar este artigo: Passos, F, V.; Carrasco-Gutierrez, C. E. (2023). Projeção da taxa de juros Selic na economia brasileira: Uma análise comparativa entre modelos de previsão. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 38–69. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.38–69

Recebido em: 3/3/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

A avaliação das expectativas e do comportamento futuro das taxas de juros na economia está entre as principais áreas da economia monetária e tem assumido protagonismo nos noticiários e pesquisas em todo o mundo. O Brasil adota o regime de metas de inflação, situação em que o Banco Central ajusta a taxa de juros nominal de curto prazo (a taxa Selic) conforme os desvios da inflação em relação à sua meta, o hiato do produto e outras variáveis macroeconômicas. Este trabalho tem como objetivo encontrar um modelo de previsão para a taxa de juros básica. Utilizamos o modelo estrutural da regra de Taylor e os modelos de séries de tempo VAR, ARDL e Sarima. O período analisado corresponde a dados de frequência mensal entre 1/2002 e 6/2021. Os resultados indicam que o modelo ARDL foi o que apresentou o melhor desempenho de previsão. A previsão dinâmica para até seis meses à frente indica boa relação dos valores previstos e valores efetivos observados da taxa Selic. A previsão estática ficou bastante próxima dos valores efetivos e sempre dentro do intervalo de confiança de 95%. Comparando os resultados de previsão do modelo final identificado com a previsão das instituições financeiras por meio do boletim Focus do Banco Central, foi verificado que o modelo econométrico teve desempenho superior, com erro de previsão 16% menor.

Palavras-chave: Métodos de previsão; séries temporais; taxa Selic, Banco Central, Focus.

Classificação *JEL*: E43, E52.

1 INTRODUÇÃO

O conhecimento da taxa de juros futura auxilia os agentes econômicos na formação de expectativas, decisões de consumo, investimento e produção, bem como na condução da política monetária. Pelo fato de a taxa básica de

juros de curto prazo influenciar as demais taxas da economia, podem-se traçar prováveis cenários e estimativas das mais diversas taxas e preços.

Segundo Filiz et al. (2021), um exemplo dessa importância são os bancos, que realizam transformações de maturidade no negócio de empréstimos e ganham com o fato de que os juros de curto prazo dos depósitos são recompensados com taxas de juros mais baixas do que os de longo prazo. No entanto, essa abordagem corre riscos, pois, se as taxas de juros dos depósitos de curto prazo aumentarem consideravelmente, a transformação da maturidade pode levar a prejuízos. Os bancos que efetuam transformações de maturidade são, assim, dependentes da geração de previsões de taxas de juros para o curto prazo da curva de rendimentos.

Dessa forma, a análise das taxas de juros de curto prazo tem assumido cada vez maior relevância no ambiente midiático e acadêmico pelo mundo, em que instituições financeiras, empresas de investimento e institutos de pesquisa econômica elaboram regularmente previsões das taxas de juros.

No âmbito da política monetária, de acordo com Taylor (1993), o processo de decisões pode ser determinado pela taxa de juros de curto prazo e demais taxas de prazo mais longo, pelos desvios da inflação em relação à sua meta e pelo hiato do produto. Essa relação normalmente é denominada “Regra de Taylor”, tendo sido amplamente adotada em vários países nas três últimas décadas. Essa regra costuma ser adotada na literatura como forma de melhor compreender como o Banco Central reage com relação a flutuações econômicas no contexto teórico da utilização da taxa de juros de curto prazo como a meta operacional de implementação da política. Nos estudos em geral, são aplicadas metodologias econométricas com diversas especificações para avaliar a relação entre as variáveis. Exemplos iniciais da literatura estão em Judd e Rudebusch (1998) e em Clarida, Gali e Gertler (2000).

Para o Brasil, após 1999, ano de adoção do regime de metas para a inflação, já existem muitos artigos para estimar a reação do Banco Central do Brasil (BCB). Exemplos mais recentes são Sánchez-Fung (2011), Barbosa, Camêlo e João (2016) e Áragon, Moura e Moura (2018). Os estudos têm especificações, metodologias, dados e intervalos de tempo bastante diversificados. Também a literatura tenta estimar equações para a taxa de juros de longo prazo (neutra) e a própria taxa de curto prazo, a Selic (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), como em D’Agostini e Oreiro (2005), D’Agostini e Dezordi (2007) e Bacciotti (2020). O uso da metodologia de previsão de desempenho para selecionar as regras de Taylor mais adequadas e avaliar a política monetária em economias emergentes foi trazida por Moura e Carvalho (2010).

De fato, o sucesso de previsões de taxas de juros foi examinado em muitos artigos indicados em Filiz et al. (2019), muitos dos quais se concentraram em previsões de tendências das taxas de juros americanas, europeias e asiáticas – há ainda estudos para mercados monetários latino-americanos como Baghstani e Marchon (2012), Miah, Khalifa e Hammoudeh (2016) e Filiz et al. (2021). Usualmente, esses trabalhos verificam se as previsões de taxa de juros pelo mercado podem ser consideradas como tendenciosas ou eficientes. Para isso, analisam se a direção/tendência apontada por instituições e empresas foi correta, ou comparando com modelos bastante simples, como passeio aleatório (*random walk*).

Neste trabalho, a preocupação central é encontrar um modelo de previsão para a taxa Selic no período mensal de 1/2002 a 6/2021. Diferente dos trabalhos anteriores – que buscam estimar apenas a função de reação do Banco Central, a taxa de juros neutra ou o direcionamento das previsões do mercado –, propomos como contribuição estimar o comportamento futuro da taxa de juros por meio de um exercício de previsão comparativo entre diferentes especificações de modelos de séries de tempo.

Os movimentos quase sempre envolvem bastante incerteza, mudanças de variáveis no cenário econômico e decisões de política monetária de acordo com panoramas projetados. Nos últimos anos, a taxa Selic tem apresentado uma tendência de queda, com valor de 19,05% em 1/2002, para 10,85% em 1/2011, até 3,76% em 6/2021, mas com diversas mudanças de direção ao longo do período.

Para estimar o comportamento futuro da taxa de juros, num primeiro momento, a Regra de Taylor pode ser considerada a fim de obter uma especificação aceitável da função e utilizá-la para avaliação da condução da política monetária. Todavia, existem diversos modelos econométricos que podem utilizar as mesmas variáveis e gerar diferentes estimativas para a trajetória da taxa de juros – alguns dos principais modelos são aplicados neste artigo para obter previsões.

Os modelos da Regra de Taylor relacionam a taxa de juros nominal principalmente ao comportamento da inflação e do produto; os modelos de vetores autorregressivos (VAR-VEC) não assumem uma relação causal bem definida, mas aceitam que as diferentes variáveis sejam afetadas entre si com diversas defasagens, sendo úteis para capturar a dinâmica temporal. Modelos de defasagens distribuídas (ARDL) funcionam de forma semelhante, mas são focados em apenas uma equação e suas variáveis dependentes; o modelo univariado clássico (Sarima) define que a série temporal contém toda a informação neces-

sária para seu estudo, de acordo com a ordem de integração, tendência, sazonalidade e ciclo.

Buscamos estimar e comparar os diferentes modelos a fim de aproximar um ajuste que tenha maior acurácia com determinado grau de confiança. A utilidade se revela na medida em que mostra as possibilidades de prováveis movimentos da taxa básica de juros e, conseqüentemente, das demais taxas do mercado formadas pela estrutura a termo. Foram elaboradas várias especificações de modelagens, inclusive com tratamento adequado para quebras e *outliers*, e os resultados comparados por meio de erros de previsão para 1, 3, 6 e 12 passos à frente. Também foi verificado o desempenho em comparação às expectativas do mercado, publicadas no boletim Focus do Banco Central.

Os principais resultados do artigo são os seguintes: (i) o modelo de séries temporais que forneceu os melhores desempenhos de previsão (dentro e fora da amostra) foi o modelo ARDL; (ii) todas as medidas de acurácia do modelo ARDL são superiores às dos demais modelos, a estatística do erro médio absoluto percentual tem valor de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente, e o erro absoluto médio ficou em torno de 0,12 a 1,42; (iii) o segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de acurácia cerca de 10% superiores às do modelo ARDL; (iv) comparando os resultados de previsão anual do modelo identificado, ARDL (4,0,6,0), com a previsão das instituições financeiras por meio do boletim Focus do Banco Central, foi verificado que o modelo econométrico teve desempenho superior, com erro absoluto médio de 1,47, contra 1,75 do relatório de mercado, ou seja, 16% menor.

Esta seção trouxe a introdução. No tópico a seguir será revisada a literatura sobre o tema, bem como analisados trabalhos publicados. A seção 3 traz a metodologia de pesquisa adotada, a seção 4 tem os resultados e a 5 traz as considerações finais sobre o estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em muitos modelos macroeconômicos, considera-se que a taxa de juros nominal reage em resposta a mudanças na taxa inflação e no produto, assim sendo, chamada de função de reação da política monetária. Isso tem importância para prever alterações no principal instrumento utilizado pelos princi-

pais bancos centrais ao redor do mundo. As taxas de juros de curtíssimo prazo podem influenciar as taxas médias e longas do mercado monetário e de bens e serviços. Portanto, a previsão da taxa de juros pode permitir traçar cenários para as mais diversas taxas e preços da economia. Esta seção contém artigos recentes que estimaram a variável por diferentes modelos.

D'Agostini e Oreiro (2005) propõem a metodologia VAR-VEC para estimar a taxa nominal de juros no segundo semestre do ano de 2005. As estimativas são obtidas endogenamente com base na avaliação dos valores correntes e futuros de variáveis como produto, moeda, câmbio e preços. As altas e relativamente constantes taxas de juros da economia, da ordem de 19%, facilitam o trabalho de previsão. Para setembro de 2005, o modelo sugere uma redução da taxa Selic da ordem de 0,25% a.a., a ser fixada pela autoridade monetária.

D'Agostini e Dezordi (2007) estudam a política monetária nos governos brasileiros de FHC (1999-2002) e Lula (2003-2006). Fazem uma Regra de Taylor simples, em que a taxa real de juros é função da taxa de inflação e do hiato do produto. A partir dos parâmetros encontrados e somando a meta de inflação, obtiveram a taxa nominal de juros. Como principal resultado, a equação final sugere que, para o governo atingir a meta de inflação de 2007, fixada em 4,5% a.a., a taxa nominal Selic deveria cair e ter uma média de 11,9% a.a. Sánchez-Fung (2011) também obteve uma função de reação-base e revelou que o BCB se comportou de acordo com o princípio de Taylor, elevando a Selic mais do que o valor em que a inflação esperada ultrapassa a sua meta. Foi inserida a taxa de câmbio flutuante para auxiliar nas análises. A modelagem considerou um ambiente com muitos dados em um painel de 45 séries temporais. A resposta da política trouxe um coeficiente significativo e positivo na função reação, contendo apenas uma variável para o desvio de inflação.

Na pesquisa de Dua, Daje e Sahoo (2008), são desenvolvidos modelos univariados (Arma e Arch/Garch) e multivariados (VAR, VECM e VAR Bayesiano) para prever taxas de curto e longo prazo de taxas do tesouro de 15-91 dias, e taxas de juros sobre títulos do governo com vencimentos (residuais) de um ano, cinco anos e dez anos. Modelos multivariados consideraram fatores como liquidez, taxa de recompra, *spread* de rendimento, taxa de inflação, taxas de juros estrangeiras e prêmio a prazo. O artigo informou que os modelos multivariados geralmente superaram os univariados em horizontes de previsão mais longos. Vereda, Lopes e Fukuda (2008) fazem uma abordagem semelhante para chegar a conclusões quanto à superioridade de determinadas modelagens. A principal conclusão é simples: se alguém está interessado em cal-

cular previsões de curto prazo, não há melhora significativa em incorporar informações diferentes das já passadas; no entanto, se alguém se preocupa com o longo prazo (por exemplo, no caso das seguradoras de pensões), então o conteúdo de informação das variáveis macro e estrutura a termo podem melhorar o desempenho da previsão.

Barbosa, Camêlo e João (2016) aplicam outros dados, estimando a taxa de juros natural como sendo a taxa de juros internacional mais duas variáveis: prêmio de risco do país e do câmbio. Dessa forma, foi obtida a taxa de juros natural e a Regra de Taylor para 2003 até 2015. A taxa natural variou no tempo e foi usada na Regra de Taylor. Foram utilizadas ainda variáveis *dummy* para testar a mudança no comportamento do BCB em relação à inflação, ao hiato de produto e ao câmbio para o governo Dilma. A evidência empírica não rejeitou a hipótese de que os coeficientes de hiato da inflação e do produto mudaram no mandato.

Já em Bacciotti (2020), a decisão da política monetária é aproximada pela equação que relaciona a taxa Selic com um componente autorregressivo, a taxa nominal de juros natural, o desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto. O artigo de Moura e Carvalho (2010) examina diversas economias latino-americanas, estimando, com dados similares (mais taxa de câmbio e variações de cálculo das demais séries) um total de 16 especificações alternativas para a Regra de Taylor. A forma funcional mais apropriada para cada país foi obtida por meio de medidas de desempenho de previsão fora da amostra.

Ainda sob o ponto de vista do desempenho das projeções, Filiz et al. (2021) avaliaram as previsões de taxas de juros para os mercados monetários na Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela que foram publicados no período de 2001 a 2019 na revista *Latin American Consensus Forecasts*. Foram usados testes de Diebold-Mariano, de precisão e viés de sinal e coeficiente Tota. Basicamente, foram comparadas as previsões de tendências de taxas de 4 e 13 meses à frente estimadas por diversas instituições (bancos, universidades, consultorias etc.) *versus* a previsão de um modelo simples de passeio aleatório (*random walk*). Como resultado, identificaram que o trabalho de previsão realizado no Brasil, no Chile e no México seria bem-sucedido.

Áragon, Moura e Moura (2018) analisaram a reação da política monetária às oscilações na taxa de câmbio e preços das ações a partir do período de metas de inflação. Verificaram também como a taxa de juros nominal tem respondido aos desvios positivos e negativos do hiato dos preços dos ativos. Para isso, diferentes especificações da função de reação do BCB foram estimadas

pelo método generalizado dos momentos (GMM). Os resultados indicaram que, no curto prazo, o BCB tem respondido de forma simétrica aos hiatos da taxa de câmbio – tanto positivos como negativos –, mas não tem reagido ao hiato do preço das ações. As estimativas dos parâmetros da função de reação indicaram que apenas a resposta de longo prazo da taxa Selic ao hiato da inflação esperada foi significativa. Isso de acordo com a teoria de que a autoridade monetária deve responder aos preços dos ativos apenas indiretamente, na medida em que esses preços sinalizem alterações na inflação esperada.

Ahmed et al. (2017) tentam descobrir qual é o modelo de previsão Arima que fornece o melhor resultado para previsão da *Karachi Inter Bank Offer Rates* (Kibor), taxa de juros média na qual os bancos desejam emprestar dinheiro a outros bancos no Paquistão. Os pesquisadores usaram taxas de seis meses de Kibor; os dados são de quatro anos, de 2012 a 2015. Os resultados são significativos a 1%, a previsão de taxas mostra que as taxas ficaram muito próximas da real. Os resultados revelaram que não há evidência de autocorrelação e não há erro amostral, com um modelo útil e robusto. Pejović e Karadžić (2020), por sua vez, recomendam a abordagem de Box-Jenkins e de modelos vetoriais autorregressivos na modelagem e previsão de taxas de juros em Montenegro. A análise empírica foi feita sobre os dados de valores mensais da taxa de juros média ponderada de empréstimos dos bancos sobre novos empréstimos no período de dezembro de 2011 a janeiro de 2018. Os resultados sugerem o uso da abordagem Box-Jenkins e do modelo AR estimado para a previsão da taxa de juros, uma vez que este apresenta melhor desempenho do que o modelo VAR.

3

METODOLOGIA

Para a metodologia de pesquisa, são aplicados quatro modelos para a estimativa da taxa de juros da economia: (1) Regra de Taylor; (2) VAR; (3) ARDL e (4) Sarima. O primeiro método ajusta uma função de reação do BCB que relaciona a taxa de juros à inflação, meta de inflação e hiato do produto. O segundo e o terceiro são modelos multivariados em que variáveis de diferentes defasagens influenciam umas às outras. O último é um modelo univariado tradicional que relaciona a própria série apenas aos seus valores passados, com dinâmica própria.

3.1 Modelo Regra de Taylor

Bacciotti (2020) relaciona a decisão de política monetária aproximando, por uma regra de Taylor, a equação que relaciona a taxa Selic (i_t) – taxa de juros nominal que é o instrumento de política monetária do Banco Central – com seu componente “autorregressivo” ajustado para a taxa de juros real (r_{t-1}), a taxa de juros nominal natural ($r_n + \Pi_t^*$), o desvio da inflação em relação à meta ($\Pi_t - \Pi_t^*$) e o hiato do produto (hiatot).

$$i_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(r_n + \Pi_t^*) + \phi_\pi(\Pi_t - \Pi_t^*) + \phi_h \text{hiato}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que ρ representa o coeficiente associado ao termo regressivo ajustado, ϕ_π o coeficiente associado à sensibilidade da autoridade monetária em relação ao desvio da inflação e ϕ_h , o coeficiente relacionado à sensibilidade ao hiato do produto.

No longo prazo, quando o PIB efetivo é igual ao PIB potencial (hiato = 0) e a taxa de inflação está ancorada na meta ($\Pi_t = \Pi_t^*$), o valor estimado para a taxa Selic caminha para o valor da taxa de juros nominal natural. Assim como o hiato do produto, a taxa de juros real natural é uma variável não observada e com grande incerteza associada à sua estimação. A variável constitui, no entanto, um ponto de referência na condução da política monetária sob o regime de metas de inflação, pois representa a taxa de juros consistente com o crescimento do PIB igual ao crescimento potencial e com a taxa de inflação na meta. A taxa de juros, estando abaixo da taxa natural, estimula a atividade econômica. Quando a taxa de juros se posiciona acima da taxa natural, seu efeito sobre o produto é contracionista. O Banco Central não divulga suas estimativas para essa variável.

Uma forma simplificada de estimar a taxa de juros natural consiste na extração da tendência da taxa de juros real *ex-ante* por meio de filtros estatísticos, como o filtro Hodrick-Prescott (HP). O mesmo vale para o hiato do produto, que é o desvio do produto em relação ao potencial (obtido pelo filtro HP), ou seja, a tendência de longo prazo.

Uma vez definida a taxa nominal de juros, a taxa real (*ex-ante*) é calculada a partir da taxa de contratos futuros de um ano (taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias), descontada a expectativa de inflação dos próximos 12 meses.

Cabe salientar que artigos como de Moura e Carvalho (2010) estimam inúmeras variações da Regra de Taylor com pequenas mudanças de cálculo de variáveis, e porventura acrescentando séries como taxa de câmbio e moeda para robustecer as análises. No presente estudo, será adotada uma especificação parecida com a de Bacciotti (2020) e uma das variações de Moura e Carvalho (2010). Em relação ao primeiro artigo, dessa vez será feito melhor tratamento para a raiz unitária das séries temporais [apenas o hiato é $I(0)$, conforme Tabela 2 da seção 4] e com parâmetro autorregressivo da variável dependente, conferindo maior grau de precisão às estimações.

$$\Delta i_t = \rho \Delta i_{t-1} + (1 - \rho) \Delta (r_n + \Pi_t^*) + \phi_n \Delta (\Pi_t - \Pi_t^*) + \phi_h \text{hiato}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Foram estimados cinco modelos diferentes: o da equação (1) não produziu boas previsões, pois a variável dependente defasada estava na forma real; o da equação (2), que forneceu os melhores resultados; e mais três modelos com o agregado monetário M3 e taxa de câmbio juntos, ou somente um deles.

■ 3.2 Modelo VAR-VEC

Neste modelo de séries de tempo – usado também em D’Agostini e Oreiro (2005) e Pejović e Karadžić (2020) –, a representação é por um sistema de equações, em que cada variável é definida endogenamente com base nos valores correntes e passados das outras variáveis. Assim, o modelo é mais amplo no sentido de considerar que todas as variáveis se influenciam, umas mais, outras menos. De acordo com Enders (2014), se duas ou mais variáveis não estacionárias parecem ter tendências comuns entre si, então é interessante estudar suas tendências conjuntamente. Pode haver uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas (elementos estocásticos em comum), existindo alguma combinação linear (vetor) estacionária. Seja o modelo VAR:

$$Y_t = \Phi D_t + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Com D_t sendo o termo determinístico. Se o modelo VAR(p) tem raízes unitárias, então:

$$\det (I_n - \Pi_1 z - \dots - \Pi_p z^p) = 0 \rightarrow \det (\Pi) = 0 \quad (4)$$

e Π é singular. Se há raízes no círculo unitário, então algumas ou todas as variáveis em Y_t são I(1) e elas podem cointegrar.

O teste de Johansen (1988) é baseado na relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características, podendo ser entendido como uma generalização multivariada do teste de ADF. Sendo Y_t cointegrável, então a representação VAR não é a mais adequada, porque as relações de cointegração não aparecem explicitamente. As relações de cointegração se tornam aparentes se o VAR no nível for transformado em modelo de vetor de correção de erros (VEC). Desse modo, se Π é singular, então é de posto reduzido, ou seja: $\text{posto}(\Pi) = r < n$. Nesse caso, há dois cenários a considerar:

1. $\text{Posto}(\Pi) = 0$. Isso implica $\Pi = 0$ e $Y_t \sim I(1)$ e não é cointegrável. E a representação correta é um VAR(p-1) em primeiras diferenças:

$$\Delta Y_t = \Phi D_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2. Se $0 < \text{posto}(\Pi) = r < n$, então Y_t é I(1), com r vetores de cointegração linearmente independentes e n-r tendências estocásticas comuns (raízes unitárias). Se a matriz Π tem posto r, ela pode ser reescrita como sendo o seguinte produto:

$$\Pi_{(n \times n)} = \alpha_{(n \times r)} \beta'_{(r \times n)} \quad (6)$$

Em que α e β são (n x r) matrizes com $\text{posto}(\alpha) = \text{posto}(\beta) = r$. As colunas de β' formam uma base para os r vetores de cointegração e os elementos de distribuem o impacto de curto prazo dos vetores de cointegração na evolução de ΔY_t . O VEC então é dado por:

$$\Delta Y_t = \Phi D_t + \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Sendo que $\beta'Y_{t-1} \sim (0)$, e β' é o vetor de cointegração. Existem dois testes principais para detectar cointegração. A estatística do traço constrói a hipótese nula de r vetores de cointegração como:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

A hipótese alternativa é que há mais do que r relações de cointegração. Já na estatística do máximo autovalor, a hipótese nula é de no máximo r vetores de cointegração e é calculada como:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Em que a hipótese alternativa é que há $r+1$ relações de cointegração.

■ 3.3 Modelo ARDL

Neste modelo, ainda não aplicado pela literatura de previsão de taxas de juros, considera-se a desvantagem do teste de cointegração de Johansen, que não pode ser aplicado diretamente se as variáveis de interesse forem de ordem mista de integração ou todas elas forem não estacionárias, pois este método requer que todas as variáveis sejam $I(1)$. Um ARDL é um modelo baseado em mínimos quadrados ordinários (OLS), que é aplicável tanto para séries temporais não estacionárias quanto para séries temporais com ordem mista de integração. Esse modelo leva um número suficiente de defasagens para capturar o processo de geração de dados em uma estrutura de modelagem geral para específica, conforme Pesaran e Pesaran (1997) e Pesaran et al. (2001).

Um modelo dinâmico de correção de erros (ECM) pode ser derivado de ARDL por meio de uma transformação linear simples. Da mesma forma, o ECM integra a dinâmica de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo sem perder informações de longo prazo e evita problemas como relacionamento espúrio resultante de dados de séries temporais não estacionárias. Para ilustrar a abordagem de modelagem ARDL, o seguinte modelo simples pode ser considerado, como em Shrestha e Bhattab (2018):

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \delta z_t + e_t \quad (10)$$

A versão de correção de erros do modelo ARDL é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varepsilon_i \Delta z_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \lambda_3 z_{t-1} + u_t \quad (11)$$

A primeira parte da equação com β , δ e ε representa a dinâmica de curto prazo do modelo. A segunda parte com λ_s representa a relação de longo prazo. A hipótese nula na equação é $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$, o que significa inexistência de relação de longo prazo.

■ 3.4 Modelo Sarima

Considerando-se que as séries de tempo econômicas e financeiras, em geral, apresentam componentes estáveis e componentes móveis autorregressivos, de tendência, sazonalidade e com movimentos cíclicos, as previsões podem ser feitas com modelos Arima. Dua, Daje e Sahoo (2008), Ahmed et al. (2017) e Pejović e Karadžić (2020) também utilizam a modelagem para prever taxas de juros.

Modelos Arima são capazes de produzir, com poucos parâmetros, séries temporais com comportamentos bem variados. O pressuposto é que a série temporal de interesse foi gerada a partir de algum mecanismo gerador de dados desconhecido, e a modelagem procura construir uma aproximação razoável para o verdadeiro mecanismo (Aiube, 2013).

Na estimação de modelos que envolvem termos de médias móveis, não é possível utilizar o método de mínimos quadrados ordinários, pois não existem valores defasados do erro. Dessa forma, é preciso estimar e reestimar o modelo capturando os resíduos da regressão, o que é feito com a utilização de métodos iterativos (*back-forecast*) e otimização não linear.

Conforme Brockwell e Davis (2010), um modelo Arima (p, d, q) para determinada série de tempo y_t é um modelo no qual y_t é integrável de ordem d. A série estacionária $(1-B)^d Y_t$ é então modelada por um processo Arma (p, q),

com p termos autorregressivos e q componentes de médias móveis. A especificação Sarima é denotada por Arima $(P, D, Q)_s$, em que P é a ordem do componente autorregressivo sazonal, D é a ordem das diferenças sazonais e Q é a ordem da média móvel sazonal.

Devido às propriedades das séries de tempo, que apresentam tendência, sazonalidade e movimentos cíclicos, é desejável combinar o modelo Arima tradicional com o modelo Sarima, obtendo-se então o modelo Arima $(p, d, q) (P, D, Q)_s$, cuja forma mais geral pode ser definida como em Brockwell e Davis (2010). Isto é, se d e D são números inteiros não negativos, então $\{X_t\}$ é um processo Arima sazonal $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$, com periodicidade sazonal s se a série diferenciada é um processo Arma:

$$Y_t = (1 - B)^d(1 - B^s)^D X_t \quad (12)$$

$$\phi(B)\Phi(B^s)Y_t = \theta(B)\Theta(B^s)Z_t \quad (13)$$

Onde os polinômios $\phi(z)$, $\Phi(z)$, $\theta(z)$ e $\Theta(z)$ são definidos como:

$$\begin{aligned} \phi(z) &= 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p, \\ \Phi(z) &= 1 - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p, \\ \theta(z) &= 1 - \theta_1 z - \dots - \theta_q z^q \text{ e} \\ \Theta(z) &= 1 - \Theta_1 z - \dots - \Theta_Q z^Q \end{aligned}$$

4

RESULTADOS

■ 4.1 Base de dados

As variáveis utilizadas neste estudo foram obtidas nos *sites* do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil e Ipeadata. A frequência dos dados é mensal, correspondente ao período de 1/2002 a 6/2021. A descrição dos dados é apresentada a seguir:

– Taxa nominal de juros – taxa Selic acumulada no mês anualizada base 252 – % a.a.

– Taxa swaps-DI-pré-taxa referencial – swaps – DI x prefixada – 360 dias – fim de período - (% a.a.)

– Inflação – expectativa média de inflação – IPCA – taxa acumulada para os próximos 12 meses (% a.a.)

– Meta de inflação – histórico de metas de inflação definidas pelo Conselho Monetário Nacional (% a.a.)

– Taxa real de juros – calculada a partir da taxa de contratos futuros de um ano (taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias) descontada a expectativa de inflação dos próximos 12 meses

– Taxa natural de juros – extração da tendência da taxa de juros real *ex-ante* por meio do filtro HP

– Produto – logaritmo natural do PIB mensal – valores correntes (R\$ milhões), deflacionado pelo IPCA (06/2021 = 100) e dessazonalizado pelo método multiplicativo census X-13 Arima

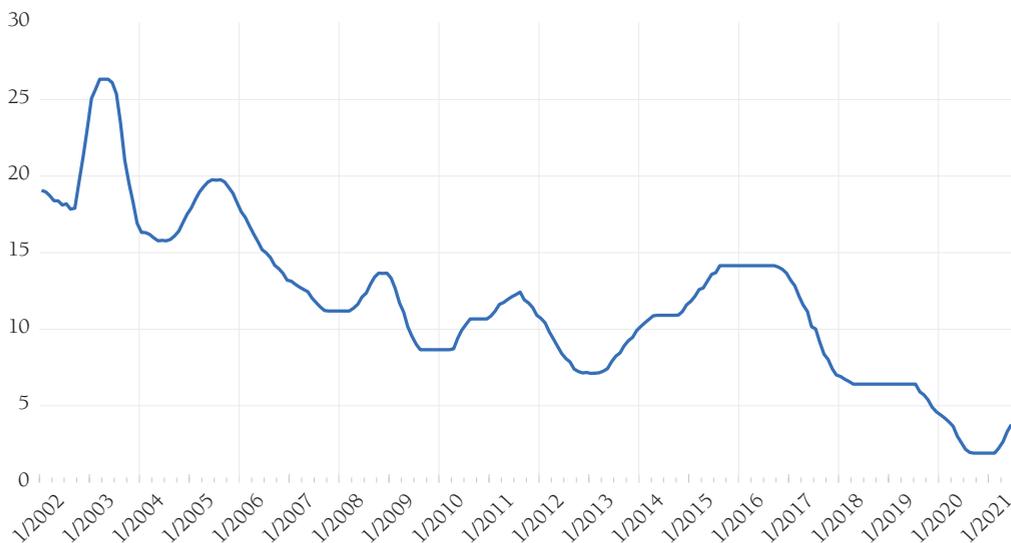
– Hiato do produto – desvio do produto em relação ao potencial (filtro HP)

Foram testadas ainda especificações com as séries de moeda (M3) e taxa de câmbio, mas estas não melhoraram as estimações sob o ponto de vista dos critérios de informação nos diversos modelos.

Para se ter uma visualização mais clara do comportamento, ao longo do tempo, da dinâmica das taxas de juros no período de 2002-2021, é apresentada a Figura 1 com a taxa básica de juros da economia. É possível visualizar as diferentes condições monetárias, a consistente redução das taxas de juros e a melhora do cenário macroeconômico. A tendência de queda nas taxas de juros vem sendo observada sistematicamente desde meados de 2003, e também fortemente a partir do final do ano de 2016. Houve alguns períodos de aumento (cerca de cinco ciclos) ao longo do tempo, principalmente no início do governo Lula (início de 2003) e entre 2013 e 2016, com a desordem das contas públicas e a inflação elevada no governo Dilma. O movimento acompanha o regime de metas de inflação (preços diminuindo, juros mais baixos).

Figura 1

Evolução da taxa nominal de juros



Fonte: Elaborada pelos autores.

■ 4.2 Resultados

A Tabela 1 relata as estatísticas descritivas para as variáveis principais empregadas na análise. São relatadas a média, o desvio padrão, os valores mínimo e máximo, assimetria e curtose para cada variável. A taxa Selic nominal mostrou-se elevada, com média em 11,83% e desvio padrão de 5,23%. O valor máximo alcançou 26,32%. A variável taxa Selic natural + meta IPCA acompanha a anterior, mas tem valores menores, porquanto a taxa natural é uma tendência média ao longo do período. Já o excesso de inflação esperada sobre a meta apresentou uma distribuição assimétrica à direita e bastante concentrada nos valores mais baixos, com média em 0,74%. Ao contrário, o hiato teve assimetria negativa, mas também com valores concentrados em torno de -0,0128%.

Tabela 1

Estatísticas descritivas

	Selic Nominal	Selic Natural + Meta IPCA	Expectativa IPCA 12 Meses - Meta IPCA	Hiato
Média	11,83	11,04	0,74	-0,0128
Mediana	11,39	10,40	0,48	0,0134
Máximo	26,32	20,58	9,74	4,7276
Mínimo	1,90	3,34	-1,50	-10,9921
Desvio padrão	5,23	4,07	1,54	2,1981
Assimetria	0,44	0,42	2,65	-0,7770
Curtose	3,21	2,60	13,81	5,2328

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para avaliação da estacionariedade das séries temporais, foram aplicados os testes de raiz unitária ADF, DF-GLS e $MADF^{GLS}$, com termos de intercepto e de tendência linear, para variáveis em nível e primeira diferença. Os testes têm como hipótese nula a existência de raiz unitária, não estacionariedade. A hipótese nula de cada teste é rejeitada se a estatística do teste exceder (em termos absolutos) o valor crítico. Os resultados do primeiro (ADF) foi confirmado pelo segundo (DF-GLS) – de maior potência. Ainda, para análise mais cuidadosa da raiz unitária, foi aplicado teste da nova geração $MADF^{GLS}$ que modela possíveis quebras estruturais – seja uma mudança abrupta (*additive outlier* – $MADF-AO^{GLS}$) ou alteração gradual (*innovation outlier* – $MADF-IO^{GLS}$) – que possivelmente afetaram a economia brasileira no período.

Os resultados obtidos pelos testes (Tabela 2) indicam que, com exceção do hiato do produto – que é integrado de ordem igual à zero, $I(0)$ –, as séries são não estacionárias em nível, mas, quando aplicada a primeira diferença, a raiz unitária é eliminada, mostrando que as séries originais são integradas de ordem 1, $I(1)$. Os testes ADF e DF-GLS confirmaram os resultados entre si. No caso dos testes com quebras estruturais, os resultados foram em sua maioria favoráveis à confirmação dos exercícios anteriores, exceto para um ou outro caso, como para a variável expectativa do IPCA 12 meses + meta IPCA no teste $MADF-AO^{GLS}$. Todavia, cabe destacar que foram aplicados mais alguns testes de quebras quando da estimação dos modelos, e que vieram a confirmar *outliers*.

Tabela 2

Testes de raiz unitária

	Selic Nominal	Selic Natural + Meta IPCA	Expectativa IPCA 12 Meses - Meta IPCA	Hiato
Nível				
ADF (μ)	-1,54	-1,41	-2,75	-4,71**
ADF (μ e δ)	-3,14	-1,66	-2,41	-4,69**
DF-GLS (μ)	-0,37	-1,25	-1,60	-2,43**
DF-GLS (μ e δ)	-2,64	-0,80	-2,86	-3,73**
MADF-AO ^{GLS} (μ)	-3,77	-3,39	-5,39**	-7,36**
MADF-AO ^{GLS} (μ e δ)	-5,51	-6,08**	-6,10**	-7,36**
MADF-IO ^{GLS} (μ)	-3,70	-4,30	-4,35	-6,99**
MADF-IO ^{GLS} (μ e δ)	-5,92**	-4,62	-5,03	-7,01**
1ª Diferença				
ADF (μ)	-6,04**	-7,81**	-9,56**	-
ADF (μ e δ)	-6,03**	-7,84**	9,54**	-
DF-GLS (μ)	-6,06**	-2,78**	-9,51**	-
DF-GLS (μ e δ)	-6,00**	-5,53**	-9,56**	-
MADF-AO ^{GLS} (μ)	-7,84**	-12,45**	-13,09**	-
MADF-AO ^{GLS} (μ e δ)	-7,48**	-14,42**	-14,54**	-
MADF-IO ^{GLS} (μ)	-6,75**	-12,39**	-12,86**	-
MADF-IO ^{GLS} (μ e δ)	-6,51**	-14,30**	-14,21**	-

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: (**) denota rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância a 5%, com intercepto (μ), intercepto e tendência (μ e δ), conforme o caso. Para ADF apenas com μ o valor crítico do teste é $-2,87$, e com μ e δ é $-3,43$. Para DF-GLS, apenas com μ o valor crítico do teste é $-1,94$, e com μ e δ é $-2,92$. Para MADF-AO^{GLS} e MADF-IO^{GLS}, cada teste tem um valor crítico específico, e por isso apenas a significância estatística foi apresentada. Número de defasagens sugeridas por Schwarz. A hipótese nula de cada teste é rejeitada se a estatística do teste exceder (em termos absolutos) o valor crítico.

4.3 Escolha de modelos

São estimadas especificações diferentes para cada modelo (Regra de Taylor, VEC, ARDL e Sarima) abrangendo o período de 1/2002 a 6/2016, sendo equivalente a cerca de $\frac{2}{3}$ da amostra, para escolha do modelo. Os períodos restantes, de 7/2016 a 6/2021, de $\frac{1}{3}$ final da amostra, são destinados à avaliação do desempenho das previsões. Em todos os modelos, o software de referência identificou *outliers* nos períodos 10/2002, 1/2003, 2/2003, 8/2003 e 9/2003, sendo assim aplicados a todas as especificações.

O modelo da Regra de Taylor a ser escolhido é o de menor critério de informação (AIC, SC e HQ), haja vista que o trabalho se propõe a elaborar modelos de previsão, sendo os referidos critérios usualmente aplicados pela literatura para escolha entre diferentes especificações. A análise foi feita entre o modelo da equação (2) e o mesmo modelo com inclusão das variáveis meios de pagamento – M3 – e taxa de câmbio. Caso a última especificação tivesse sido superior, as variáveis M3 e taxa de câmbio seriam adicionadas também aos outros modelos econométricos, para fins de uniformidade, porém não foi isso que aconteceu.

A Tabela 3 traz os resultados e mostra que o modelo sem M3 e sem taxa de câmbio foi o que apresentou menores critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quim (HQ), sendo de $-0,327115$, $-0,162421$ e $-0,260294$, respectivamente.

Tabela 3

Escolha do modelo – Regra de Taylor

Modelo / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
Regra de Taylor	$-0,327115^*$	$-0,162421^*$	$-0,260294^*$
Regra de Taylor com M3	$-0,317234$	$-0,134240$	$-0,242989$
Regra de Taylor com Taxa de Câmbio	$-0,322347$	$-0,139353$	$-0,248101$
Regra de Taylor com M3 e Taxa de Câmbio	$-0,317383$	$-0,116090$	$-0,235713$

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo VEC a ser escolhido é o de menor valor para os critérios de informação (AIC e SC, conjuntamente) dentre três diferentes especificações de sistemas. A primeira é a que tem defasagens escolhidas de acordo com o teste de seleção *lag length criteria* de AIC, a segunda é de acordo com SC e a terceira especificação é baseada no critério de HQ. A Tabela 4 traz o número de defasagens ótimo de acordo com o teste *lag length criteria* para até oito defasagens. Para o critério AIC, a defasagem adequada é de sete, para SC é uma e para HQ é duas. Considerou-se como melhor modelo o de sete defasagens, por ter apresentado melhores testes de diagnóstico para não autocorrelação. Por fim, no teste de cointegração de Johansen, Tabela 5, foram encontrados três vetores de cointegração, tanto pela estatística do traço quanto do máximo autovalor ao nível de significância de 5%. Dessa forma, o modelo VEC final teve cinco defasagens e três vetores de cointegração.

Tabela 4

Escolha do modelo – VEC

Defasagens VAR / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
0	5,481917	5,933691	5,665308
1	3,147885	3,900841*	3,453536
2	2,946727	4,000866	3,374638*
3	2,984679	4,340001	3,534851
4	2,869836	4,526340	3,542269
5	2,841866*	4,799553	3,636559
6	2,896714	5,155583	3,813667
7	2,847949	5,408001	3,887163
8	2,948854	5,810089	4,110329

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 5

Teste de cointegração de Johansen – VEC

Nº de Vetores de Cointegração (r)	Estatística Traço	Prob.	Estatística Máx. Autovalor	Prob.
r = 0	125,2311***	0,0000	61,5060***	0,0000
r ≥ 1	63,7251***	0,0001	31,7777***	0,0072
r ≥ 2	31,9474***	0,0077	21,6861**	0,0228
r ≥ 3	10,2614	0,1158	10,2614	0,1158

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para o método de ARDL, o modelo a ser escolhido é, dentre as especificações testadas – com máximo de oito defasagens –, o com menores critérios de informação (AIC, SC e HQ) e que apresentasse pelo menos resultado tão bom quanto outra especificação. Como nenhuma especificação foi igual à outra, relativamente ao componente expectativa do IPCA 12 meses – meta de inflação –, então foi incluída a medida de máxima verossimilhança para fins de desempate. O modelo final escolhido foi o ARDL (4,0,6,0), com: quatro defasagens da taxa Selic: Selic natural + meta de inflação apenas em nível; seis defasagens para expectativa do IPCA 12 meses – meta de inflação; e hiato do produto apenas em nível.

Tabela 6

Escolha do modelo – ARDL

Modelo / Critério	AIC	SC	HQ	Máx. Verossimilhança
ARDL(4,0,6,0)	-0,458604*	-0,429397	-0,439215	57,29343*
ARDL(4,0,1,0)	-0,103862	-0,170116*	-0,161413	50,28408
ARDL(4,0,2,0)	-0,314622	-0,324176	-0,326478*	52,11367

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo Sarima a ser escolhido é o de menor critério de informação (AIC, SC e HQ), comparando-se a metodologia *Box-Jenkins* – procedimento-padrão na literatura – e o modelo escolhido pelo *software* JDemetra+ desenvolvido e publicado pela Eurostat – Instituto de Estatística da União Europeia. A utilização de modelos Sarima, mesmo quando identificados automaticamente por algum *software*, pode gerar previsões um passo à frente tão acuradas quanto as obtidas por profissionais experientes (ver Texter & Ord, 1989 e Harvey & Todd, 1983).

O modelo obtido pela metodologia *Box-Jenkins* resultou na especificação Sarima[(4,1,0)(0,0,0)]_s, enquanto no *software* JDemetra+ foi Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]_s. A Tabela 7 apresenta os resultados, indicando que o modelo Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]_s tem menores critérios de informação, sendo -0,11761 (AIC), 0,064557 (SC) e -0,043767 (HQ).

Tabela 7

Escolha do modelo – Sarima

Modelo / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
Sarima[(4,1,0)(0,0,0)] _s	-0,11761	0,082892	-0,036265
Sarima[(3,1,1)(0,0,0)] _s	-0,11771	0,064557	-0,043767

Fonte: Elaborada pelos autores.

■ 4.4 Desempenho de previsões

A escolha do modelo final baseia-se no critério de desempenho de previsão fora da amostra, e para tal são comparadas as previsões para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, usando as observações que não foram utilizadas na fase de identificação, estimação e teste dos modelos, lembrando que o período de 1/2002 a 6/2016, 2/3 da amostra foi para escolha do modelo. O período restante, de 7/2016 a 6/2021, de 1/3 final da amostra, é para previsão.

Os resultados de previsão dinâmica fornecem os valores previstos para os períodos $t+1$, $t+2$, ..., $t+12$, utilizando a informação do preço até o período t .

Na previsão estática, os valores dos preços a cada período são obtidos usando a informação efetiva do período anterior, ou seja, fornecem valores adequados um passo à frente. Por esse motivo, os erros cometidos pela previsão estática são menores. Dessa forma, a previsão para o horizonte de um passo à frente foi realizada por meio do método estático finalizado no tempo t (6/2016) dentro da amostra e se iniciando no tempo $t + 1$ fora da amostra (7/2016). Para os horizontes de 3, 6 e 12 passos à frente, o método utilizado foi o dinâmico, com uma janela móvel para os períodos da previsão.

Foram verificados os resultados da previsão das melhores especificações de cada modelo da subseção 4.1, quais sejam: Regra de Taylor (especificação semelhante a Bacciotti [2020]), VEC (cinco defasagens e três vetores de cointegração), ARDL(4,0.6.0) e Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]₁₂. A Tabela 7 mostra as estatísticas de desempenho de previsão dos modelos identificados. As medidas de acurácia são calculadas por meio do erro quadrado médio (RMSE), do valor médio dos erros absolutos (MAE) e do erro percentual absoluto médio (Mape), sendo que a forma de cálculo de cada um consta na tabela anexa ao artigo. Menores valores dessas medidas simbolizam melhores modelos.

Todas as medidas de acurácia mostram que o modelo ARDL é superior aos demais. A estatística Mape tem valores de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente. O MAE ficou em torno de 0,12 a 1,42, o que significa que a taxa Selic estimada ficou, em média, bastante próxima da taxa efetiva. Quanto ao RMSE, que equivale ao MAE ao quadrado, os valores ficaram entre 0,17 e 1,87, para 1 e 12 passos à frente, respectivamente. O segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de acurácia cerca de 10% superiores ao modelo ARDL. O modelo VEC apresentou bons resultados apenas nas previsões 1 passo à frente, não sendo adequado para maiores horizontes. O modelo univariado apresentou maiores níveis de erros.

Tabela 8

Medidas de desempenho da previsão fora da amostra

Previsão em horizontes h				
Modelos / h	1	3	6	12
RMSE				
Regra de Taylor	0,2036	0,4810	1,0134	2,0157
VEC	0,1907	0,5414	1,4716	4,3967
ARDL	0,1764*	0,4460*	0,9479*	1,8701*
Sarima	0,2203	0,5969	1,4327	3,2978
MAE				
Regra de Taylor	0,1325	0,3625	0,7793	1,6300
VEC	0,1242	0,4040	1,1874	3,8920
ARDL	0,1178*	0,3432*	0,7152*	1,4263*
Sarima	0,1413	0,4393	1,1568	2,9794
Mape				
Regra de Taylor	2,5132	7,4979	15,7714	35,7915
VEC	2,5763	9,1234	27,6052	92,9932
ARDL	2,3115*	7,1805*	13,5917*	32,4617*
Sarima	2,7122	9,4319	24,3877	68,6344

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em resumo, a melhor especificação foi o ARDL (4,0,6,0), sendo que isso provavelmente se deve ao conteúdo informacional que trazem as quatro defasagens da taxa Selic e as seis defasagens da expectativa de inflação para 12 meses menos a meta de inflação. Essa última variável é importante porque a autoridade monetária tende a monitorar os desvios da inflação em relação à meta durante algum período até fazer o ajuste das taxas de juros. O hiato do produto, portanto, talvez seja um pouco menos importante do que a inflação para a decisão de política monetária. Por fim, como apenas um modelo foi superior em relação a todos os outros, e para todos os horizontes de previsão, não foi necessário fazer combinações dos diferentes métodos estimados.

O modelo estimado pela especificação ARDL(4,0,6,0) é mostrado na Tabela 9, a seguir.

Tabela 9

Modelo ARDL(4,0,6,0) Variável Dependente Δi_{t-1}

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
Δi_{t-1}	0,539731***	0,065171	8,281794	0,0000
Δi_{t-2}	0,168847**	0,072655	2,323945	0,0215
Δi_{t-3}	0,137640*	0,075292	1,828070	0,0696
Δi_{t-4}	-0,180620***	0,057104	-3,162993	0,0019
$\Delta(r_n + \Pi_t)$	0,243409**	0,104234	2,335217	0,0209
$\Delta(\Pi_n - \Pi_t)$	0,105017**	0,046737	2,246961	0,0261
$\Delta(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1})$	0,037257	0,043621	0,854114	0,3944
$\Delta(\Pi_{t-2} - \Pi_{t-2})$	0,089396*	0,047030	1,900827	0,0593
$\Delta(\Pi_{t-3} - \Pi_{t-3})$	0,109840**	0,049424	2,222397	0,0278
$\Delta(\Pi_{t-4} - \Pi_{t-4})$	-0,029248	0,042847	-0,682619	0,4959
$\Delta(\Pi_{t-5} - \Pi_{t-5})$	0,044114	0,041763	1,056299	0,2926
$\Delta(\Pi_{t-6} - \Pi_{t-6})$	0,077659*	0,040152	1,934116	0,0550
hiato _t	0,013019*	0,007782	1,672962	0,0964
Outler_10/2002	1,332702***	0,216455	6,156941	0,0000
Outler_01/2002	0,121664	0,285651	0,425918	0,6708
Outler_02/2002	-1,075696***	0,262086	-4,104368	0,0001
Outler_08/2002	-0,993714***	0,202208	-4,914317	0,0000
Outler_09/2002	-1,044931***	0,212538	-4,916432	0,0000
C	0,013175	0,015514	0,849237	0,3971
R ²	0,892846	Estatística F		68,51041
R ² Ajustado	0,879814	Durbin-Watson		1,837753

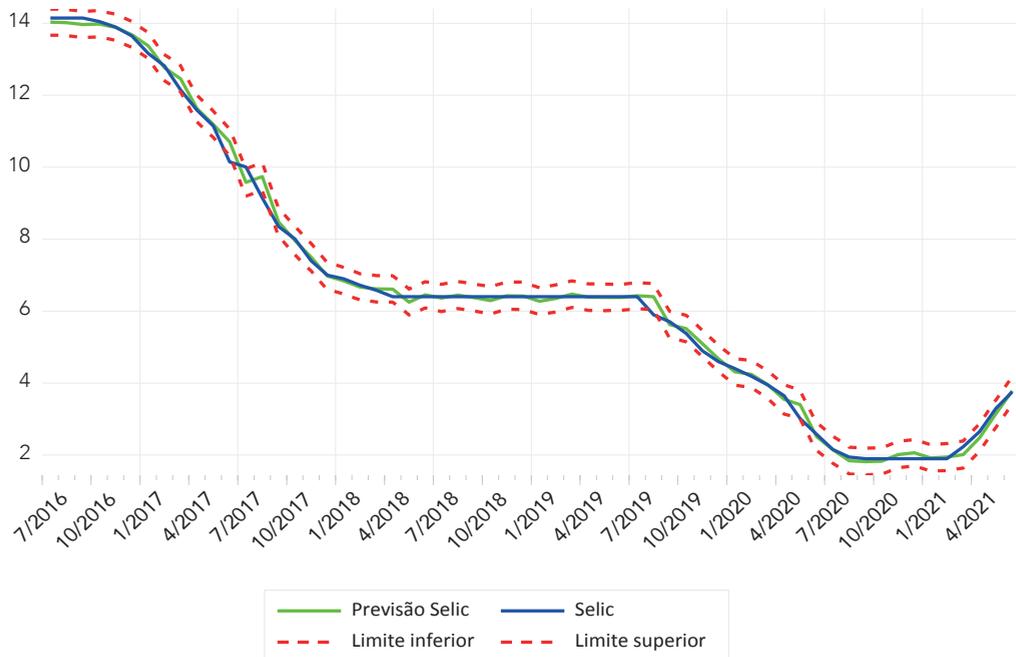
Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: * representa significância a 1%, ** a 5%, e *** a 10%.

A Figura 2 apresenta a previsão estática (que equivale à dinâmica 1 passo à frente) com os valores observados da série taxa Selic, os valores previstos pelo modelo ARDL e seu intervalo de previsão. O intervalo de confiança dos valores previstos é calculado por meio da banda de 1,96* desvio padrão dos erros de previsão. A partir dessa figura, é possível observar que os valores previstos pelo modelo estão dentro do intervalo de confiança (ao nível de 95%), o que representa valores aceitáveis de previsão.

Figura 2

Previsão estática com intervalo de confiança - Modelo ARDL(4,0,6,0)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando a complexidade de se acertarem previsões, o modelo econômico final forneceu um bom indicador do comportamento futuro da taxa de juros de curto prazo. Em geral, a Selic efetiva fica bem próxima a esse valor, fato que já havia sido constatado pelas medidas de acurácia.

■ 4.5 Comparação com boletim Focus do Banco Central

Nesta subseção, mostra-se um comparativo entre as previsões geradas pelo modelo identificado ARDL (4,0,6,0), as previsões das instituições financeiras no boletim Focus do Banco Central e os valores efetivos da taxa Selic. Isso é necessário para verificar se o modelo proposto no artigo tem desempenho superior às expectativas dos bancos.

Como as previsões do boletim Focus são divulgadas apenas com referência à qual taxa Selic se espera para o final de cada ano, a previsão do modelo econométrico do presente artigo foi a dinâmica de 12 passos à frente. A taxa Selic observada, por sua vez, foi a taxa do mês de dezembro de cada ano.

Importante ainda esclarecer que, nas conferências, foi feita a escolha do boletim Focus de meados de fevereiro de cada ano. Isso porque os dados mensais da economia do ano anterior normalmente só estão totalmente disponíveis cerca de 45 dias após o mês de referência. Tendo os dados para fazer simulações, comparou-se com os relatórios de mercado da mesma época (o primeiro boletim a partir de 15/2 de cada ano).

A Tabela 10, a seguir, mostra que, para os anos de 2017 a 2020 – períodos para os quais se tinham previsões do modelo no mês de dezembro –, o modelo ARDL acertou mais que o previsto pelas instituições financeiras no boletim Focus. O MAE do modelo ARDL foi bem menor que o do boletim Focus, sendo 1,47 e 1,75, respectivamente, ou seja, 16% inferior.

Tabela 10

Comparação entre modelo ARDL e boletim Focus – Desempenho da previsão fora da amostra

Ano / Valores	Modelo ARDL	Boletim Focus	Taxa Selic Efetiva	Erro Absoluto Modelo ARDL	Erro Absoluto Boletim Focus
2017	11,08	9,50	7,00	4,08	2,50
2018	6,39	6,75	6,50	0,11	0,25
2019	6,00	6,50	4,50	1,50	2,00
2020	2,19	4,25	2,00	0,19	2,25
			MAE	1,47	1,75

Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando toda a incerteza que envolve o cenário econômico e as mudanças da política monetária, a previsão econométrica para 12 meses à frente foi mais acurada do que o esperado pelas instituições financeiras, mostrando que é possível contribuir com novos *insights* para a economia financeira.

5 CONCLUSÕES

Como o Brasil segue o regime de metas de inflação desde 1999, a taxa nominal de juros é ajustada conforme o comportamento da inflação, do produto e outras variáveis macroeconômicas. A formação de expectativas para as taxas de juros auxilia os agentes econômicos em suas decisões de consumo, investimento e produção. Com isso, a análise da taxa de juros está entre as principais áreas da pesquisa de macroeconomia e economia monetária.

Esta pesquisa objetiva encontrar um modelo econométrico de séries temporais adequado à previsão da taxa Selic no período de 1/2002 a 6/2021. Para atender a esse objetivo, foram estimados diversos modelos dinâmicos univariados e multivariados, além do modelo da curva de reação, a fim de identificar o mais adequado à previsão da taxa de juros nominal de curto prazo no Brasil.

Os resultados da modelagem identificaram a existência de raiz unitária para as variáveis em nível, sendo necessário aplicar a primeira diferença para se obter a estacionariedade. Além disso, há uma dependência em relação à taxa natural de juros, aos desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto. O modelo escolhido foi aquele que forneceu as melhores/menores medidas de acurácia, RMSE, MAE e Mape, que comparam os valores previstos com os observados.

Todas as medidas de acurácia mostraram que o modelo ARDL é superior aos demais. A estatística Mape, por exemplo, tem valores de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente. O segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de desempenho cerca de 10% superiores ao modelo ARDL. O modelo VEC apresentou bons resultados apenas nas previsões 1 passo à frente, não sendo adequado para maiores horizontes. O modelo univariado apresentou maiores níveis de erros.

Comparando-se os resultados com as projeções das instituições financeiras, a partir da média ou mediana das expectativas do mercado – reunidas em um documento elaborado pelo Banco Central –, foi possível verificar que o modelo econométrico gerou erro de previsão bem menor, sendo de qualidade superior.

Considerando a complexidade de se acertarem previsões, o modelo econométrico final forneceu um bom indicador do comportamento futuro da meta da taxa de juros de curto prazo. Em geral, a Selic efetiva fica bem próxima a esse valor e dentro do intervalo de confiança.

A proposta desta pesquisa é factível e as ferramentas econométricas usadas para prever a taxa Selic demonstram ser importantes. Outras pesquisas podem ser realizadas, por exemplo, com as mais variadas formas matemáticas e estatísticas para melhorar as estimações. Sugere-se, por exemplo, a utilização da estrutura a termo da taxa de juros brasileira juntamente com taxas internacionais, como a americana, a europeia e a chinesa, e também dados de inflação e produto da economia internacional, que podem conter informações relevantes para o presente e o futuro.

SELIC INTEREST RATE PROJECTION IN THE BRAZILIAN ECONOMY: A COMPARATIVE ANALYSIS BETWEEN FORECASTING MODELS

Abstract

The assessment of expectations and the future behavior of interest rates in the economy is among the main areas of monetary economics and has taken center stage in news and research around the world. Brazil adopts the inflation targeting regime, in which the Central Bank adjusts the nominal short-term interest rate (the Selic rate) according to the deviations of inflation from its target, the output gap and other macroeconomic variables. This work aims to find a forecast model for the basic interest rate. We used the structural model of Taylor's rule and the time series models VAR, ARDL and SARIMA. The analyzed period corresponds to monthly frequency data between 01/2002 to 06/2021. The results indicate that the model that provided the best prediction performance is the ARDL model. The dynamic forecast for up to 6 months ahead indicates a good relationship between the predicted values and the actual observed values of the Selic rate; The static forecast was very close to the effective values, and always within the 95% confidence interval. Comparing the forecast results of the final model identified with the forecast of financial institutions through the Central Bank's Focus bulletin, it was verified that the econometric model had superior performance, with 16% lower forecast error.

Keywords: Forecasting methods; time series; Selic rate, Central Bank, Focus.

Referências

- Ahmed, R. R., Vveinhardt, J., Ahmad, N., & Streimikiene, D. (2017). Karachi inter-bank offered rate (Kibor) forecasting: Box-Jenkins (Arima) testing approach. *E&M Economics and Management*, 20(2), 188–198.
- Aiube, F. A. (2013). *Modelos quantitativos em finanças com enfoque em commodities*. Bookman Editora.
- Áragon, E. K. S. B., Moura, B. T. L. S., & Moura, K. H. L. (2018). Política monetária e preços de ativos no Brasil: Uma avaliação empírica para o período de metas para a inflação. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, 36(69), 7–33.
- Bacciotti, R. (2020). *Metodologia de previsão das variáveis macroeconômicas*. Instituto Fiscal Independente. Estudo Especial nº 13.
- Barbosa, F. H., Camêlo, F. D., & João, I. C. (2016). A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, 70(4), 399–417.
- Baghestani, H., Marchon, C. (2012). An evaluation of private forecasts of interest rate targets in Brazil. *Economics Letters*, Elsevier, 115(3), 352–355.
- Brockwell, P. J.; & Davis, R. A. (2010). *Introduction to time series and forecasting*. Springer.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147–180.
- D'Agostini L., & Dezordi, L. L. (2007). Regra de Taylor e a conduta de política monetária no Brasil (1999-2006): a lição para 2007. *Economia & Tecnologia*, 9.
- D'Agostini L., & Oreiro, J. L. C. (2005). Previsão do comportamento de curto prazo da taxa de juros Selic a partir de um modelo Var com restrição. *Economia & Tecnologia*, 3.
- Dua, P.; Raje, N.; & Sahoo, S. (2008). Forecasting interest rates in India. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 2(1), 1–41.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. 4th ed. New York: John Wiley.
- Filiz, I., Nahmer, T., Spiwoks, M., & Bizer, K. (2019). The accuracy of interest rate forecasts in the Asia-Pacific region: opportunities for portfolio management. *Applied Economics*, 51(59), 6309–6332.
- Filiz, I., Judek, J. R., Lorenz, M., & Spiwoks, M. (2021). Interest rate forecasts in Latin America. *Journal of Economic Studies*, 49(5), 920–936.
- Jesus, C. S., & Lopes, T. H. C. (2017). Função de reação da política monetária: O caso do Brasil. *Anais do Encontro Regional de Economia (Anpec)*, 22.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.

Judd, J., & Rudebusch, G. (1998). Taylor's Rule and the FED: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review*, 3, 1–14.

Miah, F., Khalifa, A., Hammoudeh, S. (2016). Further evidence on the rationality of interest rate expectations: A comprehensive study of developed and emerging economies. *Economic Modelling*, 54, 574–590.

Moura, M., & Carvalho, A. (2010). What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 392–404.

Pejović, B.; & Karadžić, V. (2020). Econometric modeling and forecasting of interest rates in Montenegro. *Economic Analysis: Applied Research in Emerging Markets*, 53(1).

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.

Pesaran, M. H.; & Pesaran, B. (1997). *Interactive econometric analysis*. Oxford University Press.

Rudebusch, G. (1998). Do measures of monetary policy shocks in a VAR make sense? *International Economic Review*, 39(4), 907–941.

Sánchez-Fung, J. R. (2011). Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: the case of Brazil. *Economic Modeling*, 28, 1730–1738.

Shresthaa, M. B., & Bhattach, G. R. (2018). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4(2), 71–89.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195–214.

Vereda, L.; Lopes, H; & Fukuda, R. (2008). Estimating VAR models for the term structure of interest rates? Insurance. *Mathematics & Economics*, 42, 548–559.

ANEXO

Tabela

Medidas de desempenho de previsão

Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

Erro Médio Absoluto Percentual (Mape)

$$MAPE = 100 \times \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$$

Erro Médio Absoluto (MAE)

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h$$

ESG: A VALORIZAÇÃO DO SOCIAL PELAS EMPRESAS DE CAPITAL ABERTO NO BRASIL

Luan Vinicius Bernardelli

Doutor em Economia pela Universidade Estadual de Maringá. Foi Visiting Scholar na Southern Cross University. Mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá. Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual do Norte do Paraná. É professor do Programa de Pós-Graduação em Administração Pública (Profiap) – Universidade Federal de Goiás.

E-mail: luanbernardelli@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-1410-2318>

Como citar este artigo: Bernardelli, L. V. (2023). ESG: A valorização do Social pelas empresas de capital aberto no Brasil. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 70–91. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.70–91

Recebido em: 21/3/2023

Aprovado em: 2/10/2023



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar se as empresas de capital aberto no Brasil tendem a ser mais comprometidas com a valorização do capital humano de seus trabalhadores, comparado com empresas de outros regimes jurídicos. Como objetivo complementar, este trabalho investiga se há discriminação salarial por gênero e raça nas empresas de capital aberto no país. Para alcançar os objetivos estabelecidos, este trabalho utiliza a base de dados da Rais, que contém informações completas sobre os trabalhadores formais do Brasil. Os resultados encontrados apontam que os trabalhadores de Sociedades Anônimas abertas com ensino superior recebem 194% a mais do que empregados sem escolaridade, mostrando que as S.As. valorizam o acúmulo de escolaridade. Contudo, os resultados ainda apontam que os homens tendem a receber mais do que as mulheres em todos os regimes jurídicos e que a maior diferença salarial por raça e sexo foi encontrada no poder executivo. Assim, fica evidente que existem falhas a serem sanadas no que diz respeito às diferenças salariais por gênero e raça nas empresas de capital aberto no país.

Palavras-chave: ESG; Social; capital humano; discriminação salarial, Sociedades Anônimas.

Classificação *JEL*: E24, M14, J24.

1 INTRODUÇÃO

O desenvolvimento do capital humano é uma questão fundamental para a maioria das empresas em todo o mundo. Contudo, apenas recentemente, com o surgimento das estruturas de investimento ambiental, social e de governança (ESG), o capital humano tornou-se um importante pilar da análise de investimento, tanto do ponto de vista financeiro quanto do impacto social (Kotsantonis & Serafeim, 2020).

No mercado financeiro, tem se popularizado os fatores ligados às políticas ESG (*Environmental, Social and Governance*). Uma ênfase maior vem sendo dispensada aos fatores ambientais, sociais e de governança, a fim de se terem empresas mais comprometidas com a sociedade. Em 2019, a capitalização de portfólios ligados às políticas de ESG foi maior que US\$ 30 trilhões. Os

investidores tendem a se importar com as políticas de ESG, pois esses investimentos buscam ser uma prática eticamente aceita e porque, ao investir em empresas que adotam um padrão ESG, esperam maior retorno no longo prazo (Broadstock et al., 2021). Dessa forma, espera-se que as empresas de capital aberto sejam mais preocupadas com os fatores ligados ao ESG, especialmente os fatores sociais. Com base nessa motivação, este trabalho tem como objetivo investigar se as empresas de capital aberto tendem a ser mais comprometidas com a valorização do capital humano dos colaboradores. Outro ponto que este projeto abordará está relacionado à discriminação salarial por gênero nas empresas de capital aberto no país.

É importante ressaltar que existe um crescente compromisso dos mercados financeiros com os fatores ligados às políticas ambientais, sociais e de governança (ESG) nas decisões de investimento (Friede, Busch, & Bassen, 2015). Com o surgimento de estruturas de investimento ESG, a valorização do capital humano tornou-se um importante pilar da análise de investimento, tanto do ponto de vista financeiro quanto do impacto social (Kotsantonis & Serafeim, 2020). Dessa forma, entender como ocorre a valorização do capital humano e as desigualdades salariais nas empresas de capital aberto é fundamental.

Para alcançar esse objetivo, além desta introdução, o trabalho apresenta na seção 2 um referencial teórico sobre o desenvolvimento dos investimentos ESG no Brasil e sua importância para a mudança da dinâmica nas empresas. A seção 3 apresenta os procedimentos metodológicos utilizados, envolvendo o modelo estatístico e o conjunto de dados. A seção 4 apresenta os resultados e faz uma discussão à luz da literatura vigente. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2

REFERENCIAL TEÓRICO

As demandas ambientais, sociais e de governança (Environmental, Social and Governance – ESG) estão cada vez mais presentes no posicionamento das organizações no mundo. A sigla ESG (em português, Ambiental, Social e Governança) representa um conjunto extenso de questões que abrangem desde a pegada de carbono até as questões trabalhistas dentro de uma empresa (Irigaray & Stocker, 2022). Para Redecker e Trindade (2021), muito mais do que

três palavras juntas, a sigla ESG representa uma filosofia para a atividade empresarial associada à sustentabilidade.

A sigla ESG remete a investimentos socialmente responsáveis, os quais podem estar atrelados a não investir em empresas envolvidas em atividades que os investidores considerariam indesejáveis, por exemplo, álcool, tabaco, jogos de azar, armas, entre outros (Hill, 2020). Os investimentos ESG são definidos como uma estratégia de investimento que considera não apenas o cenário macroeconômico e os relatórios financeiros, mas também as informações não financeiras, relacionadas às questões de desenvolvimento sustentável (Amato-Neto, 2022). Os investimentos ESG também se preocupam com o retorno financeiro, mas também buscam aspectos não tradicionais que podem gerar valor (Amato-Neto, 2022). Esses aspectos que são considerados como não tradicionais são incorporados nas análises tradicionais. São fatores ambientais, sociais e de governança (da sigla ESG em inglês), que podem representar uma vantagem competitiva de longo prazo de determinada empresa sobre seus concorrentes (Amato-Neto, 2022). Quando uma empresa adota práticas ESG, ela está atribuindo valor a questões que vão além do lucro empresarial, preocupando-se com a manutenção de uma atividade econômica mais sustentável, valorizando questões ambientais, sociais e de governança corporativa (Redecker & Trindade, 2021). Com o objetivo de detalhar melhor essa relação, o Quadro 1 apresenta a definição de ESG.

Quadro 1

Definição de ESG

Variável	Letra	Definição
Ambiental (<i>Environment</i>)	E	Riscos de mudança climática, disponibilidade de água, gerenciamento de resíduos e energia renovável.
Social	S	Questões relacionadas ao ambiente de trabalho, iniciativas de impacto social etc.
Governança (<i>Governance</i>)	G	Método para remuneração de executivos, direitos dos acionistas, ética empresarial, diversidade da força de trabalho, transparência nos relatórios da empresa.

Fonte: Adaptado de Amato-Neto (2022).

Assim, fica evidente que a letra “E” apresenta as relações com o meio ambiente, com o contexto natural no qual ela está inserida, mensurando a sua preocupação com os impactos de suas atividades produtivas causados no meio ambiente (Redecker & Trindade, 2021).

Já a letra “S” apresenta as preocupações das empresas com as relações trabalhistas, com os direitos humanos, com a comunidade e com o próprio público que é impactado por suas atividades (Redecker & Trindade, 2021). A esfera social também pode ser analisada pela perspectiva de como as empresas se relacionam com seus principais *stakeholders* (clientes, fornecedores, credores, funcionários). Os funcionários possuem uma grande representatividade nessa relação, uma vez que são eles que fornecem a força de trabalho necessária para a execução das atividades produtivas (Brandão, Diógenes, & Abreu, 2017). A introdução das políticas ESG nas empresas pode ser considerada como o surgimento de um novo capitalismo sustentável. A sustentabilidade empresarial é construída à medida que, para além dos interesses lucrativos próprios da companhia, a empresa apresente interesses vinculados ao meio ambiente, aos trabalhadores, à sua comunidade local e a todos os seus *stakeholders* (Redecker & Trindade, 2021).

Por fim, a letra “G” está relacionada a uma cultura de preocupação com os *stakeholders*, o que torna a empresa mais confiável e menos disposta a se envolver em atividades antiéticas. Esses mecanismos foram criados exatamente para garantir transparência aos acionistas e o bom desempenho da organização (Redecker & Trindade, 2021).

Indivíduos e investidores institucionais têm expressado cada vez mais suas preocupações sobre as práticas ambientais, sociais e de governança (ESG) das empresas em que investem (Hill, 2020). Assim, é importante que as empresas criem um local de trabalho onde todos os funcionários possam se sentir valorizados e capacitados, e reconhecendo que há uma diversidade contínua de opiniões entre os funcionários (Hill, 2020). Além disso, em termos de ESG, uma política empresarial em prol de responsabilidades sociais pode também estar relacionada a um bom desempenho financeiro (Halbritter & Dorfleitner, 2015). Sob uma perspectiva de reconhecimento profissional, a valorização do capital humano e da experiência de trabalho se destaca como fator particularmente relevante.

Dentro da competitividade empresarial, o capital humano pode ser reconhecido como um dos fatores mais importantes para a criação de valor e vantagem competitiva sustentável. O desenvolvimento de capital humano, que ocorre por meio de práticas sólidas no local de trabalho, está ligado a impactos

sociais positivos, manifestado por melhores resultados de saúde e bem-estar (Kotsantonis & Serafeim, 2020). Desse modo, a importância do capital humano vem sendo reconhecida há algumas décadas, e pode ser visualizada de forma intensa nos trabalhos de Schultz (1961) e Becker (1962).

Os benefícios do capital humano são bem conhecidos. As pessoas adquirem habilidades e conhecimentos úteis e esse capital é responsável pela maioria das diferenças impressionantes nos ganhos reais por trabalhador (Schultz, 1961). O capital humano pode ser interpretado como tendo três componentes principais: saúde, educação e experiência/treinamento, e os benefícios nessas áreas são representados por melhor educação, melhor estado de saúde e novos aprendizados (Ogundari & Awokuse, 2018). Nesse sentido, aumentos no capital humano tendem a aumentar a produtividade e, conseqüentemente, a aumentar a renda real dos trabalhadores (Schultz, 1961). Um acúmulo de capital humano também pode ser visualizado por uma maior experiência no trabalho, conforme pontuado por Dyer e Singh (1998), tendo em vista que a especialização humana aumenta à medida que os parceiros da aliança desenvolvem experiência trabalhando juntos e acumulando informações, linguagem e *know-how* especializados.

É importante mencionar que as políticas ESG são muito relacionadas com as condições de trabalho que as empresas oferecem aos seus trabalhadores. Tais condições são desafiadoras e estão relacionada a questões como planos de desenvolvimento sustentável, investimento em treinamento e na valorização da educação, para que seja possível desenvolver as potencialidades de seus empregados (Amato-Neto, 2022).

Outro ponto a ser abordado diz respeito à desigualdade no mercado de trabalho entre gêneros, conforme apontado por Prestes e Bezerra (2019). Embora tenham se visualizado diversas iniciativas para a redução da desigualdade entre gêneros no Brasil, alguns aspectos preocupantes ainda podem ser observados (Brighenti, Jacomossi, & Silva, 2015). Nesse caso, pode existir uma diferença salarial apenas com base no gênero do indivíduo, desconsiderando questões ligadas à produtividade (Manolo-Chávez & Ríos, 2014).

Em termos de retorno aos investidores, as empresas consideradas ESG podem explorar maior competitividade, originando-se de uma melhor imagem e reputação, menor exposição ao risco e menor inconformidade a regulamentações futuras. Conseqüentemente, têm-se maiores *valuations* (Amato-Neto, 2022). Nesse sentido, as organizações que identifiquem quais são as questões ESG particularmente importantes para seus negócios conseguem obter

melhor desempenho no mercado de ações do que seus concorrentes (Khan, Serafeim, & Yoon, 2016).

De modo geral, as empresas ESG têm sua estratégia corporativa mais alinhada aos valores do cliente. Esse alinhamento possibilita que as empresas com boas práticas ESG possuam uma percepção melhor de suas marcas, estando diretamente relacionado com os retornos financeiros esperados (Amato-Neto, 2022).

De acordo com Amato-Neto (2022), além de aderir às questões ESG, as empresas devem adotar uma estratégia adequada de comunicação com seus *stakeholders*, informando indicadores-chave e evitando campanhas de marketing repetitivas, que podem gerar efeitos negativos sobre a percepção dos clientes, conforme pontuado por Rivera, Bigne e Curras-Perez (2016).

O regime jurídico organizacional se altera com base nas necessidades das organizações, desde firmas de propriedade familiar até as modernas corporações de capital aberto. A decisão do regime jurídico organizacional é fundamental, pois alteram-se desde a divisão hierárquica até as estratégias possíveis para valorização do capital humano (Borges, 2018). As grandes corporações de capital aberto têm sua estrutura corporativa marcada pela dispersão da propriedade do público e pela participação dos gerentes e diretores nas várias divisões, gerando maior valorização aos funcionários (Borges, 2018). Além disso, as empresas de capital aberto devem ter maior transparência na gestão de suas informações, tendo em vista que elas devem fornecer ao mercado, de forma periódica, uma série de informações de caráter econômico, social e financeiro (Assaf-Neto, 2019). De acordo com a Lei nº 6.385/1976, considera-se uma empresa de capital aberto a companhia que possui valores mobiliários negociados em bolsa ou mercado de balcão.

Assim, os negócios ESG podem fornecer uma fonte de recursos relevante para as organizações e fomentar projetos capazes de gerar impactos positivos para a coletividade e ainda remunerar os seus investidores (Amato-Neto, 2022). Dessa forma, a busca por seguir o padrão ESG pode criar uma perspectiva positiva para a valorização do capital humano e a redução da discriminação salarial no país.

Dado esse levantamento teórico, fica evidente que há uma grande importância na investigação da existência de diferença salarial entre homens e mulheres nas empresas de capital aberto do Brasil, assim como da valorização do capital humano. Dessa forma, à luz da teoria do ESG, este projeto analisará os aspectos sociais nas empresas de capital aberto.

3

METODOLOGIA

A base de dados utilizada nesta pesquisa será oriunda da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), que disponibiliza informações completas sobre os trabalhadores formais do Brasil (RAIS, 2019). A base de dados da Rais contempla informações dos trabalhadores com registro de emprego formal no Brasil, de vínculos ativo e inativo. Os dados de 2019 mostram aproximadamente 66 milhões de observações, tendo cerca de 46,7 milhões de vínculos ativos em 31 de dezembro de 2019. O ano de 2019 foi selecionado por se tratar do ano mais recente pré-pandemia, uma vez que os dados dos anos de 2020 e 2021 podem estar modificados devido às alterações ocorridas nesses anos com o advento da pandemia. O modelo econométrico que se pretende utilizar será baseado no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). De acordo com Greene (2012), o MQO é utilizado para estudar a relação entre uma variável dependente e uma ou mais variáveis independentes. O Quadro 2 apresenta a caracterização utilizada para classificar os trabalhadores como membros de diferentes tipos de empresa.

Quadro 2

Naturezas jurídicas utilizadas

Código Natureza Jurídica	Nome Natureza Jurídica	Definição
1015	Poder Executivo Federal	Poder Executivo
1023	Poder Executivo Estadual	
1031	Poder Executivo Municipal	
2062	Sociedade Limitada	Ltda.
2046	S.A. Aberta	S.A. Aberta

Fonte: Elaborado pelos autores (2023).

Uma empresa é considerada de capital aberto quando possui emissão de títulos e valores mobiliários registrados na Comissão de Valores Mobiliários (CVM) negociados em bolsa de valores ou em mercado de balcão organizado.

Os valores mobiliários não significam, necessariamente, que as empresas estejam listadas em bolsa de valores. Podem estar relacionados também à emissão de debêntures, notas promissórias para distribuição pública, entre outros títulos (Assaf-Neto, 2019).

■ 3.1 Modelo Empírico

Conforme abordado anteriormente, a educação e a experiência são fatores essenciais para o bom desempenho de uma empresa. Dessa forma, objetivou-se verificar se há incentivos financeiros para acumulação de capital humano em empresas de diferentes regimes jurídicos.

Assim, o modelo proposto apresentado a partir dos Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) objetiva explicar os determinantes dos salários dos agentes com base no nível educacional e na experiência. Para evitar problemas econométricos, como omissão de variáveis importantes, introduziram-se diversas variáveis que permitem controlar a heterogeneidade dos agentes. Formalmente, a equação (1) apresenta as variáveis utilizadas.

$$\ln \hat{Y}_i = \alpha + \hat{\beta}_1 \text{exp} + \hat{\beta}_2 H2 + \hat{\beta}_3 H3 + \hat{\beta}_4 H4 + \hat{\beta}_5 \text{Raça} + \hat{\beta}_6 \text{Sexo} + \hat{\beta}_7 Z + \mu_i \quad (1)$$

Em que: retrata a estimação das variáveis dependentes, α é a constante do modelo, exp representa a experiência da pessoa no trabalho, $H2$, $H3$ e $H4$, os níveis de educação do indivíduo, Raça é uma variável binária que recebe valor “1” quando o indivíduo é negro e “0” em outros casos, Sexo é uma variável que recebe “1” quando o indivíduo é do sexo masculino e “0” em outros casos e Z , as variáveis de controle. Com a finalidade de esclarecer as variáveis utilizadas, o Quadro 3 apresenta a definição e a fonte de cada variável extraída da base de dados da Rais.

Quadro 3

Descrição das variáveis utilizadas

TIPO	SIGLA	DESCRIÇÃO
Dependente	Y	Remuneração média do trabalhador por hora
Educação e experiência	Exp	Tempo de emprego do trabalhador (em anos)
	H1	1= Ensino fundamental incompleto ou escolaridade inferior; 0 = outro
	H2	1= Ensino fundamental completo e ensino médio incompleto; 0= outro
	H3	1= Ensino médio completo e ensino superior incompleto; 0 = outro
	H4	1= Ensino superior completo, mestrado e doutorado; 0 = outro
Raça/Cor e Sexo	Negro	1= Raça e Cor do Trabalhador: Negro; 0 = outro
	Masculino	1= Trabalhador do sexo masculino - (<i>dummy</i>)
Controle	Idade	Idade do trabalhador (em anos)
	Idade2	Idade do trabalhador ao quadrado
	Prim_emp	1= Se é o primeiro emprego; 0 = outro
	Até4	1=Atua em uma empresa de até 4 funcionários; 0 = outro
	5a19	1=Atua em uma empresa de 5 a 19 funcionários; 0 = outro
	20a49	1=Atua em uma empresa de 20 a 49 funcionários; 0 = outro
	50a99	1=Atua em uma empresa de 50 a 99 funcionários; 0 = outro
	100a249	1=Atua em uma empresa de 100 a 249 funcionários; 0 = outro
	250oumais	1=Atua em uma empresa com mais de 250 funcionários; 0 = outro
	Norte	1= Reside na região Norte; 0 = outro
	Sudeste	1= Reside na região Sudeste; 0 = outro
	Sul	1= Reside na região Sul; 0 = outro
	CE	1= Reside na região Centro-Oeste; 0 = outro
	Nordeste	1= Reside na região Nordeste; 0 = outro

Fonte: Elaborado pelos autores (2023).

As variáveis explicativas utilizadas são recorrentes na literatura da Economia do Trabalho e representam boas *proxies* para nível de educação e de experiência. Além disso, os controles aplicados são adequados, pois há diferenças de salários entre as regiões, tamanho do estabelecimento, idade, raça e gênero.

É importante ressaltar que a variável dependente está em forma logarítmica. O modelo é denominado semilogarítmico e o coeficiente angular mede a variação proporcional em Y para uma dada variação absoluta no valor do regressor. Para encontrar a semielasticidade de Y em relação a X, faz-se necessário multiplicar a variação relativa de Y por 100. Já no caso das variáveis *dummies*, é necessário tomar o antilogaritmo do coeficiente binário estimado, subtrair 1 e multiplicar o resultado por 100.

As regressões serão formuladas em três distintas especificações, sendo cada uma responsável por explicar os salários dos agentes em três tipos de empresas: S.A. Aberta, Poder Executivo e Ltda.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Com a finalidade de facilitar a compreensão da base de dados utilizada, a Tabela 1 apresenta a quantidade total da população, da amostra selecionada e da proporção nos subsistemas de produção, com base nas Unidades da Federação.

Tabela 1

Dados da amostra, população segmentada por tipo de empresa

Unidades da Federação	OBS TOT	AMOSTRA	S.A. ABERTA	PODER EXECUTIVO	LTDA.
Rondônia	33.174	131.678	9.173	10.387	112.118
Acre	119.438	77.656	1.265	46.749	29.642
Amazonas	565.537	406.856	499	183.506	222.851
Roraima	98.073	68.978	813	46.499	21.666
Pará	1.038.661	640.542	29.329	318.571	292.642
Amapá	123.849	84.979	1.173	57.501	26.305
Tocantins	264.876	163.117	4.927	90.457	67.733
Maranhão	712.614	450.729	19.453	251.294	179.982
Piauí	443.586	290.630	5.444	155.695	129.491
Ceará	1.427.642	901.705	50.536	348.712	502.457
Rio Grande do Norte	572.832	342.794	15.416	137.546	189.832
Paraíba	621.244	259.925	22.385	221.038	16.502
Pernambuco	1.495.382	834.349	386	310.032	523.931
Alagoas	465.038	170.044	6.732	150.596	12.716
Sergipe	338.465	211.453	4.785	66.164	140.504
Bahia	2.123.061	1.316.728	48.294	492.732	775.702
Minas Gerais	4.661.409	2.076.742	122.822	72.192	1.881.728
Espírito Santo	861.581	523.360	19.373	149.014	354.973
Rio de Janeiro	3.735.803	2.269.046	115.973	650.483	1.502.590
São Paulo	12.645.730	7.525.904	456.644	1.335.475	5.733.785
Paraná	2.981.238	1.769.962	67.025	414.149	1.288.788
Santa Catarina	2.205.041	1.387.856	77.132	199.828	1.110.896
Rio Grande do Sul	2.747.242	1.672.870	86.654	380.387	1.205.829
Mato Grosso do Sul	624.677	298.632	30.019	66.807	201.806
Mato Grosso	814.195	489.136	38.847	150.027	300.262
Goiás	1.440.864	593.127	40.596	28.488	524.043
Distrito Federal	981.626	243.278	15.546	192.963	34.769
BRASIL	44.142.878	25.202.076	1.291.241	6.527.292	17.383.543

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Rais (2019).

Conforme pode ser observado na Tabela 1, a população empregada nos diferentes tipos de empresas selecionadas é relevante e representa mais de

57% da população com emprego formal no Brasil, em 2019. A maior parte dos vínculos formais está registrada no estado de São Paulo, que apresenta quase 12,9 milhões de pessoas com vínculos formais no Brasil. Nessa perspectiva, quase 36% dos empregados formais de empresas de capital aberto estão registrados no estado de São Paulo, percentual menos representativo para outras naturezas jurídicas, como a do Poder Executivo (20,45%) e Ltda. (32,40%). Com o objetivo de fornecer mais dados acerca das variáveis do modelo, a Tabela 2 apresenta a média das variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 2

Média das variáveis utilizadas no modelo

Variáveis	S.A. ABERTA	Poder Executivo	LTDA.
Y	22,01	30,04	15,02
Exp	6,37	11,94	3,89
H1	0,06	0,06	0,09
H2	0,11	0,08	0,17
H3	0,59	0,37	0,62
H4	0,24	0,49	0,12
Masculino	0,61	0,40	0,62
Negro	0,07	0,00	0,06
Idade	33,71	44,05	35,75
Idade2	1238	2060	1404
Primeiro emprego	0,03	0,05	0,03
Até4	0,00	0,00	0,09
5a19	0,11	0,00	0,25
20a49	0,13	0,00	0,17
50a99	0,07	0,01	0,12
100a249	0,10	0,05	0,13
250oumais	0,59	0,94	0,25
Norte	0,04	0,11	0,04
Sudeste	0,57	0,45	0,57
Sul	0,17	0,13	0,20
CO	0,09	0,09	0,08
Nordeste	0,12	0,22	0,11
Observações	1.333.946	7.526.895	17.959.426

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Rais (2019).

A Tabela 2 apresenta a média das variáveis utilizadas no modelo. Por se tratar de variáveis binárias, elas podem ser interpretadas como a proporção de pessoas com determinada característica em relação ao total da amostra. Conforme pode ser observado na Tabela 2, há diferenças entre as características das pessoas empregadas nos distintos tipos de empresas. Nota-se que há um nível educacional maior no Poder Executivo e menor nas Ltdas. O tipo de empresa que mais emprega pessoas com nível superior, mestrado e doutorado é o Poder Executivo, com 49% dos empregados possuindo ensino superior. A idade média no Poder Executivo também é a maior, de 44 anos. Contudo, em relação à contratação de mulheres, nota-se que 60% dos empregados no Poder Executivo são mulheres. Para completar a análise dos dados, verificando a significância estatística e o impacto desses estímulos, a Tabela 3 apresenta os resultados das regressões.

Tabela 3

Resultados da regressão

Variáveis	(1)	(2)	(3)
	S.A. ABERTA	Poder Executivo	LTDA.
Exp	0,03088* 0,000	0,02694* 0,000	0,02751* 0,000
H2	0,10200* -0,002	0,18653* -0,001	0,07933* 0,000
H3	0,31298* -0,001	0,45034* -0,001	0,20827* 0,000
H4	1,07925* -0,002	1,12346* -0,001	0,90681* -0,001
Masculino	0,22975* -0,001	0,26225* 0,000	0,20923* 0,000
Negro	-0,08102* -0,001	-0,26440* -0,004	-0,06848* 0,000
Idade	0,05280* 0,000	0,02171* 0,000	0,03447* 0,000
Idade2	-0,00062* 0,000	-0,00026* 0,000	-0,00038* 0,000
Primeiro emprego	-0,11343* -0,002	-0,10174* -0,001	-0,05103* -0,001
Até4	0,04776* -0,008	-0,19589* -0,014	-0,27427* 0,000

Tabela 3

Resultados da regressão

Variáveis	(1)	(2)	(3)
	S.A. ABERTA	Poder Executivo	LTDA.
5a19	0,00740* -0,001	-0,18191* -0,006	-0,17680* 0,000
20a49	-0,02813* -0,001	-0,11906* -0,004	-0,10038* 0,000
50a99	-0,07886* -0,002	-0,09880* -0,003	-0,05146* 0,000
100a249	-0,12085* -0,001	-0,19007* -0,001	-0,01680* 0,000
Norte	0,29454* -0,003	0,18924* -0,001	0,13439* -0,001
Sudeste	0,33594* -0,001	0,22470* -0,001	0,27731* 0,000
Sul	0,28900* -0,002	0,37109* -0,001	0,31100* 0,000
CO	0,21666* -0,002	0,43883* -0,001	0,22907* 0,000
Constante	0,72869* -0,005	1,27194* -0,003	1,09684* -0,001
Observações	1.333.946	7.526.895	17.959.426
R-squared	0,4822	0,3894	0,3728

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

Notas: (i) (*) Significativo a 1%; (**) Significativo a 5%; (***) Significativo a 10%. (ii) Os valores na parte inferior dos coeficientes, entre parênteses, retratam desvio padrão. (iii) Os resultados são robustos à heterocedasticidade.

Diversas informações podem ser extraídas a partir da Tabela 3. É possível constatar que a idade afeta positivamente o nível de salário, mas apenas até os 42 anos para as empresas S.A. e do Poder Executivo e 45 anos para as empresas Ltda., uma vez que se trata de uma relação não linear, evidenciada pela idade ao quadrado. As pessoas negras possuem um salário aproximadamente (8%, 30%, 7%) menor, respectivamente, para as empresas S.A., do Poder Executivo e Ltda. As pessoas registradas no primeiro emprego também possuem

um rendimento menor, 12%, 11% e 5%, respectivamente, para as empresas S.A., do Poder Executivo e Ltda. As pessoas do sexo masculino possuem salários maiores, respectivamente, para os três regimes jurídicos, 26%, 30% e 23%. Nesse quesito, fica evidente que as empresas possuem um papel fundamental para reduzir a desigualdade salarial e isso tem tudo a ver com o “S”, social, da sigla ESG (Bertão, 2023).

Com a finalidade de apresentar os dados aplicando as devidas movimentações algébricas, evidenciadas na seção metodológica, a Tabela 4 apresenta o impacto das variáveis explicativas e de controle do modelo.

Tabela 4

Resultados da regressão em percentual

Variáveis	S.A. ABERTA	Poder Executivo	LTDA.
Exp	3%	3%	3%
H2	11%	21%	8%
H3	37%	57%	23%
H4	194%	208%	148%
Masculino	26%	30%	23%
Negro	-8%	-23%	-7%
Idade	5%	2%	4%
Idade2	0%	0%	0%
Primeiro emprego	-11%	-10%	-5%
Até4	5%	-18%	-24%
5a19	1%	-17%	-16%
20a49	-3%	-11%	-10%
50a99	-8%	-9%	-5%
100a249	-11%	-18%	-2%
Norte	34%	21%	14%
Sudeste	40%	25%	32%
Sul	34%	45%	36%
CO	24%	55%	26%

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

Conforme pode ser visualizado na Tabela 4, o regime jurídico da organização afeta de forma significativa a valorização dos atributos do trabalhador. Inicialmente, nota-se que em termos de experiência profissional, não há diferença relevante entre os regimes jurídicos, pois as estimativas apontam um aumento salarial de 3% por ano de experiência. No entanto, em relação ao nível de escolaridade, o resultado é diferente. O Poder Executivo é o regime jurídico que apresenta maior valorização dos níveis educacionais, uma vez que engloba os setores municipal, estadual e federal, tendo planos de carreira consideráveis em todas as esferas. Portanto, nesse caso, comparativamente com o menor nível de escolaridade, ter ensino superior completo, mestrado ou doutorado aumenta os rendimentos em 208%. Para as companhias de capital aberto, esse incentivo é de 194%, bastante superior ao das companhias Ltda., de 148%. Nesse quesito, as Sociedades Anônimas se destacam por apresentarem um bom incentivo salarial ao acúmulo de escolaridade.

Em relação aos trabalhadores negros, o Poder Executivo é o regime jurídico que apresentou maior diferença salarial, de -23%. Em outras palavras, os trabalhadores negros, comparativamente com os outros trabalhadores, recebem 23% a menos. Já as Sociedades Anônimas e as Ltdas. apresentam, respectivamente, -8% e -7%, um fato interessante, uma vez que reduzir a diferença salarial por raça e cor é um dos pilares do social do ESG. Fica evidente que as empresas ainda devem fazer muito pela igualdade racial no mercado de trabalho, pois o Brasil está distante de alcançar uma “sustentabilidade racial” (ANUP, 2023). Para ajudar a combater essas questões, a Associação Pacto de Promoção da Equidade Racial desenvolveu o índice ESG de Equidade (Kastner, 2023). Além disso, considerando os aspectos relacionados ao desenvolvimento sustentável, conforme pontuado por Amato-Neto (2022), as empresas de capital aberto, com uma disposição maior às práticas ESG, deveriam se preocupar mais com a igualdade racial no mercado de trabalho.

Sobre a diferença salarial por sexo, o Poder Executivo apresentou a maior diferença: homens tendem a receber 30% a mais que as mulheres. Esse resultado é similar ao que foi encontrado em outros estudos, como o de Passos e Machado (2022), que apontaram maior desigualdade de rendimento no setor público. No mercado ESG, as empresas têm atribuído cada vez mais importância às questões relacionadas à ESG e à igualdade de gênero (Bloomberg, 2023). Contudo, os resultados encontrados mostram que a diferença salarial atribuída ao gênero é maior para as empresas de capital aberto do que para as empresas Ltda. Nessa perspectiva, é importante pontuar que as empresas de capital aberto possuem uma função social, que é estabelecida na Lei nº 6.385/1976, tendo responsabilidade com os acionistas, com os trabalhadores

e com todos os *stakeholders*. Assim, a diferença salarial observada pode ser retratada como um não cumprimento da função social dessas organizações.

Outra questão que é possível destacar diz respeito aos trabalhadores que são contratados para o primeiro emprego, e que possuem rendimento menor comparado com outros trabalhadores. Resultado similar foi encontrado em outros estudos, como o de Bernardelli e Michellon (2019), que analisaram a cadeia de produção de carne bovina no Brasil. Além disso, destaca-se que trabalhadores na região Sudeste ganham 40% a mais que trabalhadores na região Nordeste, nas Sociedades Anônimas no Brasil, mostrando a grande diferença salarial por região no país.

Faz-se necessário destacar que a economia brasileira presencia em 2022 um período de grandes incertezas, causadas por sua turbulência política, derivada de um período anterior da descoberta de um esquema de corrupção maciça que envolveu importantes corporações e políticos, situação essa agravada, mais recentemente, pela crise sanitária de Covid-19 (Amato-Neto, 2022). Dessa forma, as políticas ESG acabam recebendo menos atenção, pelo aumento do risco país e a baixa atratividade do país em relação ao investimento de recursos do exterior.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho é investigar se as empresas de capital aberto no Brasil tendem a valorizar a acumulação de capital humano de seus trabalhadores, comparado com empresas de outros regimes jurídicos. De forma complementar, esse trabalho ainda investiga se há discriminação salarial por gênero e raça em diferentes regimes jurídicos no Brasil. Trata-se de uma temática importante, pois, com a introdução dos conceitos ESG nas empresas de todo o mundo, é de se esperar que as empresas de capital aberto estejam mais interessadas em questões relacionadas à valorização do capital humano e na redução da discriminação salarial.

A hipótese estabelecida é que, a depender do regime jurídico da organização, o mercado apresenta diferenças entre os incentivos ao acúmulo de educação e experiência, distintas desigualdades de renda por gênero e por raça, entre outros fatores. Considerando que esses fatores estão relacionados com as práticas ESG da empresa, uma empresa de capital aberto teria maior preocupação com tais comportamentos.

Os resultados encontrados apontam que, em relação ao acúmulo de experiência profissional, a cada ano acumulado, os funcionários tendem a receber 3% a mais no salário, para os três regimes jurídicos analisados. Contudo, em relação ao aumento de escolaridade, o Poder Executivo, representando o setor público, apresenta a maior valorização, seguido de perto pelas Sociedades Anônimas (S.A.) abertas. Desse modo, é possível observar que, no setor privado, as S.As. geram um forte incentivo à elevação da escolaridade, uma vez que um profissional com ensino superior completo tende a receber 194% a mais do que um funcionário sem escolaridade.

Contudo, ainda para as Sociedades Anônimas, em termos de discriminação salarial, é possível observar que os homens recebem 26% a mais que as mulheres, e as pessoas negras recebem 8% a menos que os não negros. Dessa forma, é evidente que há um ponto a ser aprimorado nessas organizações, ainda que essa diferença salarial seja menor que a observada no Poder Executivo.

Assim, fica claro que, embora as empresas de capital aberto tenham por lei uma função social a ser cumprida, os resultados encontrados apontam que existem falhas a serem sanadas no que diz respeito às diferenças salariais por gênero e raça. Além disso, mesmo que tais empresas tenham supostamente uma preocupação adicional com as práticas ESG, os resultados observados apontam que há muitos aspectos a serem melhorados no desempenho dessas empresas. Nesse sentido, as empresas de capital aberto podem explorar os pontos destacados neste estudo, de modo a gerar melhores condições de trabalho aos seus colaboradores, garantindo a melhoria das práticas ESG da organização. Além de cumprir com seu papel social, essas empresas podem gerar valor empresarial, dado o interesse crescente de investidores em empresas ESG.

Embora esta pesquisa seja promissora, faz-se necessário destacar algumas limitações. O primeiro ponto a ser apontado é que a pesquisa desconsidera os trabalhadores informais, pois utiliza a base de dados da Rais que contém apenas trabalhadores formais. Além disso, é importante destacar que foram utilizados dados de 2019 e que a situação atual do país pode estar um pouco diferente em um período pós-pandemia, fomentando, inclusive, a necessidade de novos estudos. Para pesquisas futuras, recomenda-se a utilização de uma base de dados mais ampla, que inclua mais anos na pesquisa, sendo elaborado um modelo de dados em painel. De forma adicional, recomenda-se maior desagregação dos regimes jurídicos organizacionais, sendo possível realizar comparações com maior número de regimes organizacionais.

ESG: THE SOCIAL VALORIZATION IN OPEN CAPITAL COMPANIES IN BRAZIL

Abstract

The objective of this work is to investigate whether publicly traded companies in Brazil tend to be more committed to valuing the human capital of their workers, compared to companies from other legal regimes. As a complementary objective, this work investigates whether there is wage discrimination by gender and race within publicly traded companies in the country. To achieve the established objectives, this work uses the RAIS database, which contains complete information on formal workers in Brazil. The results found indicate that workers from publicly traded corporations with higher education receive 194% more than employees without schooling, showing that SAs value the accumulation of schooling. However, the results still indicate that men tend to receive more than women in all legal regimes and that the largest wage gap by race and sex was found in the executive branch. Thus, it is evident that there are gaps to be addressed about gender and racial wage differences within publicly traded companies in the country.

Keywords: ESG; Social; Human capital; wage discrimination; Anonymous Society.

Referências

- Amato-Neto, J. (2022). *ESG Investing: Um novo paradigma de investimentos?* São Paulo: Bluncher.
- Associação Nacional das Universidades Particulares [ANUP]. (2023). ESG deve mirar em desigualdade racial no mercado de trabalho. <https://anup.org.br/noticias/esg-deve-mirar-em-desigualdade-racial-no-mercado-de-trabalho>
- Assaf-Neto, A. (2018). *Mercado Financeiro*. 14.ed. São Paulo: Atlas.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9–49.
- Bernardelli, L. V., & Michellon, E. (2019). Trabalho formal na cadeia de produção de carne bovina. *Revista de Política Agrícola*, 28(1), 18–29.

Bertão, N. (2023). Salários e oportunidades de trabalho iguais são principais indicadores de equidade de gênero. <https://valor.globo.com/empresas/esg/noticia/2022/03/11/salarios-e-oportunidades-de-trabalho-iguais-sao-principais-indicadores-da-equidade-de-genero.ghtml>

Borges, L. M. M. (2018). As grandes corporações da produção residencial, brasileiras e norte-americanas analisadas em suas relações fiscais, poderes de mercado e estratégias de acumulação. *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política*, 51, 70–95.

Bloomberg. (2023). Índice de Igualdade de Gênero 2022 da Bloomberg mostra empresas cada vez mais comprometidas em relatar dados ESG. <https://www.bloomberg.com.br/blog/gei-da-bloomberg-revela-compromisso-maior-das-empresas-em-relatar-dados-esg/>

Brandão, I. D. F., Diógenes, A. S. M., & Abreu, M. C. S. D. (2017). Value allocation to stakeholder employees and its effect on the competitiveness of the banking sector. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 19, 161–179.

Brighenti, J., Jacomossi, F., & Silva, M. Z. da. (2015). Desigualdades de gênero na atuação de contadores e auditores no mercado de trabalho catarinense. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 34(2), 109–122.

Broadstock, D. C., Chan, K., Cheng, L. T., & Wang, X. (2021). The role of ESG performance during times of financial crisis: Evidence from Covid-19 in China. *Finance Research Letters*, 38, 101716.

Dyer, J. H., & Singh, H. (1998). The relational view: Cooperative strategy and sources of interorganizational competitive advantage. *Academy of Management Review*, 23(4), 660–679.

Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 210–233.

Greene, W. (2012). *Econometric analysis* (7a ed.). Pearson.

Halbritter, G., & Dorfleitner, G. (2015). The wages of social responsibility – where are they? A critical review of ESG investing. *Review of Financial Economics*, 26, 25–35.

Hill, J. (2020). *Environmental, Social, and Governance (ESG) Investing: A balanced analysis of the theory and practice of a sustainable portfolio*. New York: Academic Press.

Irigaray, H. A. R., & Stocker, F. (2022). ESG: novo conceito para velhos problemas. *Cadernos EBA-PE, BR*, 20, 1–4.

Kastner, T. (2023). Conheça o índice ESG de equidade racial. <https://vocesa.abril.com.br/sociedade/conheca-o-indice-esg-de-equidade-racial>

Khan, M., Serafeim, G., & Yoon, A. (2016). Corporate sustainability: First evidence on materiality. *The Accounting Review*, 91(6), 1697–1724.

Kotsantonis, S., & Serafeim, G. (2020). Human capital and the future of work: Implications for investors and ESG integration. *Journal of Financial Transformation*, 51, 115–130.

Lei n. 6.385, de 7 de dezembro de 1976. (1976). Dispõe sobre o mercado de valores mobiliários e cria a Comissão de Valores Mobiliários. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l6385.htm

Manolo-Chávez, N., & Ríos, H. (2014). Discriminação salarial por gênero “efeito teto de vidro”. Caso sete áreas metropolitanas da Colômbia. *Dimensión Empresarial*, 12(2), 29–45.

Ogundari, K., & Awokuse, T. (2018). Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: does health status matter more than education? *Economic Analysis and Policy*, 58, 131–140.

Passos, L., & Machado, D. C. (2022). Diferenciais salariais de gênero no Brasil: comparando os setores público e privado. *Revista de Economia Contemporânea*, 26, 1–29.

Prestes, A. F., & Bezerra, F. M. (2019). Desigualdade salarial entre gêneros: análise por setor e região do Paraná. *Economia & Região*, 7(2), 29–45.

Redecker, A. C., & Trindade, L. D. M. (2021). Práticas de ESG em sociedades anônimas de capital aberto: Um diálogo entre a função social instituída pela lei n. 6.404/76 e a geração de valor. *Revista Jurídica Luso Brasileira*, 7(2), 59–125.

Relação Anual de Informações Sociais [RAIS]. 2019. Microdados Rais e Caged. <http://pdet.mte.gov.br/microdados-rais-e-caged>

Rivera, J. J., Bigne, E., & Curras-Perez, R. (2016). Effects of corporate social responsibility perception on consumer satisfaction with the brand. *Spanish Journal of Marketing-ESIC*, 20(2), 104–114.

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.

A REGRA DE TAYLOR ESTRUTURALISTA APLICADA À ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 2003 E 2015

Douglas Alcântara Alencar

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Pará. Doutor em Economia pelo programa de pós-graduação do Cedeplar/UFMG com período de estágio no exterior na University of Leeds (Reino Unido). Mestre em Economia pela Unesp e graduado em Economia pela Universidade Presbiteriana Mackenzie.

E-mail: dougsky@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-6077-998X>

Joás Lima

Graduado em Economia pela Universidade Federal do Pará (UFPA), mestre em Desenvolvimento Econômico pela mesma instituição e doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (PPGE-UFRJ).

E-mail: joasdelima18@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-2306-7657>

Emanoelle Luz

Graduada em Economia pela Universidade Federal do Pará (UFPA), estudante de mestrado em Desenvolvimento Econômico pela mesma instituição.

E-mail: manu.luz96@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-4193-0231>

Wallace Pereira

Graduado em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), com período de estágio na University of Cambridge – UK. Professor na Faculdade de Economia da Universidade Federal do Pará (UFPA).

E-mail: wmpereirabr@ufpa.br

 <https://orcid.org/0000-0003-1817-3332>

Como citar este artigo: Alencar, D.; Lima, J.; Luz, E.; Pereira, W. A Regra de Taylor estruturalista aplicada à economia brasileira entre 2003 e 2015. (2023). *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 92–116. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.92–116

Recebido em: 23/3/2023

Aprovado em: 2/10/2023



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

A Regra de Taylor se mostra atualmente como um importante instrumento de condução da política macroeconômica em muitos países emergentes. No entanto, sua estrutura simples, considerando apenas variações exógenas sem refletir as vicissitudes presentes na economia real, torna-a uma medida ainda incompleta. A Regra de Taylor estruturalista presente neste artigo é uma proposta alternativa de condução da economia real que busca estimar os fortes impactos gerados pela distribuição funcional entre lucros e salários, tomando a participação dos salários como o componente fundamental para as decisões do Banco Central.

Palavras-chave: Regra de Taylor; estruturalismo; macroeconomia pós-keynesiana; Brasil; Modelo novo-keynesiano.

Classificação JEL: E12, E17, E42, E43.

1

INTRODUÇÃO

A Regra de Taylor é um importante instrumento de condução da política macroeconômica em muitos países. A função de reação do banco central pro-

posta por Taylor possui uma estrutura simples e direta, partindo de análises sobre as variações exógenas do sistema e não considerando as instabilidades estruturais presentes em uma economia capitalista.

Considerando a importância da Regra de Taylor, o objetivo deste trabalho é sugerir uma Regra de Taylor estruturalista inspirada na curva de inflação estruturalista de Barbosa-Filho (2014) e Cerqueira e Libânio (2016), como também na regra monetária estabelecida por Carlin e Soskice (2005). Essa proposta de Regra de Taylor estruturalista considera o caráter exógeno da Regra de Taylor, além de manter a essência da análise pós-keynesiana do conflito distributivo. Ademais, essa regra será testada empiricamente no período demarcado entre 2003 e 2015 para a economia brasileira. A inovação deste trabalho é propor uma nova Regra de Taylor que considere aspectos da teoria estruturalista pós-keynesiana mantendo uma proximidade com a proposta original.

Além desta introdução, na segunda seção, discutiremos a Regra de Taylor original. A terceira seção será dedicada ao estudo da curva de Phillips estruturalista, proposta por Barbosa-Filho (2014). Na seção seguinte é apresentada a Regra de Taylor estruturalista e, em seguida, há a quinta seção, que contém a estimação econométrica no histórico anunciado e, finalmente, a última seção é dedicada às conclusões do trabalho.

2

A REGRA DE TAYLOR

Considerando os aumentos da inflação em meados da década de 1970, ocasionados principalmente pelas pressões do choque do petróleo, somando-se a um processo de estagnação experienciado pela economia americana, instaura-se um grande debate acerca da política monetária. A discussão voltou-se a tentar entender como esse mecanismo poderia se tornar eficiente no combate ao fenômeno da “grande inflação” que atingiu os principais países do grupo denominado “países desenvolvidos”, como os Estados Unidos, um dos principais importadores de petróleo (Humphrey, 1985).

Antes de Taylor divulgar seu trabalho, em 1993, havia estudos voltados para o estudo de como a política monetária afeta a atividade econômica. Trabalhos como Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983), de matriz novo clássico, indicavam que, se a autoridade monetária agisse de modo a

ajustar o produto acima ou abaixo do seu nível de equilíbrio, faria com que qualquer desvio no produto não remetesse ao seu nível de pleno emprego da força de trabalho. Pouco antes de Taylor publicar seu modelo, existiu um projeto de avaliação dos regimes de políticas monetárias chamado *Brookings Project* (Bryant, Hooper, & Mann, 1993; Henderson & McKibbi, 1993), que, segundo Almeida (2014, p. 22), “testava a performance de regras simples que apresentavam a taxa de juros como instrumento dentro de uma variedade de modelos macroeconômicos”.

No âmbito do *Brookings Project* foram propostas algumas funções que tinham como objetivo medir a relação entre a variação da taxa nominal de juros e a taxa real de juros, derivadas da variação na meta de inflação. Com base em tais funções, McCallum (1993) afirma que a equação que considera o desvio linear dos preços com o nível de produção, e a que apresenta a soma dos desvios lineares da inflação com o desvio linear do produto, são as mais eficientes. Assim sendo, a equação seria representada da seguinte forma:

$$i - i^* = \theta^\pi (\pi - \pi^*) + \theta^q (q - q^*) \quad (1)$$

Em que,

i = taxa básica de juros estimada;

i = taxa real de juros de equilíbrio;

θ = coeficiente de sensibilidade à reação da inflação;

π = taxa de inflação anual efetiva;

π = meta da taxa de inflação;

θ = coeficiente de sensibilidade à variação do produto;

q = Produto Interno Bruto (PIB);

q = produto no pleno emprego;

$(q - q^*)$ = hiato do produto

Taylor (1993) destaca alguns pontos que o levaram a estudar um modelo de regra de política monetária. Primeiramente, o fato de a crítica de Lucas ter demonstrado que a análise econométrica vigente era falha. Segundo, o reconhecimento de que as expectativas racionais são eficientes. O terceiro ponto é a descoberta de que a credibilidade resulta em benefícios empiricamente sig-

nificantes e, por último, a demonstração de inconsistência temporal nas regras de política é maior que na descrição.

Para dar continuidade à construção de sua abordagem, Taylor (1993) elaborou uma função de reação para o Federal Reserve (Fed) compreendendo o período de 1987 a 1992. Ela pode ser derivada a partir da equação neoclássica de trocas, em que V é igual à velocidade da moeda, P é igual ao nível de preços dos produtos, M representa o estoque de moeda na economia e Y , o nível de produto da economia.

$$MV = PY \quad (2)$$

Considerando os pressupostos da teoria quantitativa da moeda, a equação infere que um aumento nos estoques de moeda possui somente impacto sobre os níveis de preços. Fundamentado nisso, origina-se a Regra de Taylor:

$$i = \pi + Gy + h(\pi - \pi^*) + R^t \quad (3)$$

Em que i representa a taxa nominal de juros de curto prazo, π retrata a taxa de inflação dos últimos quatro semestres, y é a variação percentual do PIB real em relação ao PIB potencial, π^* é a meta de inflação do banco central e R^t a estimativa da taxa de juros de equilíbrio. O fato de essa regra ser simples, e não necessitar de agregados macroeconômicos mais complicados, a tornou atraente para os bancos centrais. Os parâmetros (G) e (h) refletem dois objetivos dos bancos centrais, “estabelecer uma pequena e estável taxa de inflação ao mesmo tempo em que promove o máximo crescimento sustentável” (Almeida, 2014, p. 25). Dessa forma, o coeficiente (h) tem que ser capaz de recomendar o aumento da taxa de juros acima do referencial, caso a inflação ultrapasse a meta, enquanto (G) está relacionado nos momentos em que a economia estiver além do seu produto potencial.

A regra também toma como base o que se convencionou chamar “princípio de Taylor”. Esse princípio diz que a taxa de juros nominal deve aumentar em uma medida proporcional ou maior que um aumento na inflação. Assim, a taxa de juros real no modelo aumentaria e provocaria um controle sobre as expectativas dos agentes. Esse processo ocorre devido à sinalização para os agentes sobre se as condições do ambiente econômico estão mais ou menos favoráveis a investimentos no caso de queda da mesma, ou de poupança no

caso da elevação, impedindo assim um grande aumento na taxa de inflação. Isso porque, a partir da regra estabelecida por Taylor, um aumento na taxa de juros nominal, com um dado nível de inflação, aumenta a taxa de juros real. Sobre isso, Kozicki et al. (1999) dizem que as taxas mais importantes na política monetária são as reais.

$$i = \pi + 0,5y + 0,5(\pi - 2) + 2 \quad (4)$$

Sobre os parâmetros, Taylor (1993) optou por números redondos para que a discussão fosse mais simplificada. Mesmo assim, a regra conseguiu representar bem a determinação da taxa de juros do Fed nos anos anteriores. Sobre a política de estabilização de preços, Morgan (2009) diz que ela abre espaço para a discricionariedade. Entretanto, na visão de Almeida (2014), operar a economia de forma mecânica com o uso dessas regras não é correto e é pouco prático, e deve-se utilizar um conjunto de mecanismos como esse. Dessa forma, é fundamental usar suas premissas ao colocar a regra em prática.

As decisões que englobam a política monetária não são triviais. É importante considerar diversas outras ferramentas para a sua tomada de decisão. A regra de Taylor se mostrou uma ferramenta simples e interessante por conseguir captar as decisões do Fed entre 1987 e 1992. Sendo assim, os pontos que tornam a regra atraente para as autoridades monetárias estão justamente na elegância técnica, na simplicidade e na flexibilidade na forma de se aplicar (Morgan, 2009).

É importante destacar que mesmo a regra sendo um fio condutor da política monetária, o fato de ela conseguir descrever a política do Fed com relativa precisão provocou um estímulo para que acadêmicos e outros que trabalhavam diretamente com agregados monetários se aprofundassem nos estudos acerca da regra, entendendo como ela funcionava a partir de testes dos resultados, adaptando-a a diferentes economias, aprimorando a regra ou até mesmo criticando suas premissas. Dessa forma, surgiu um volume expressivo de trabalhos acadêmicos tendo como base a Regra de Taylor. No caso do Brasil, o próprio sistema de metas de inflação tem como base não só as expectativas racionais, como também a Regra de Taylor. Sua importância torna a política monetária, além de simples, algo mais previsível para os agentes e um meio para manter a credibilidade institucional, embora ainda careça de maiores aprofundamentos para lidar com algumas categorias de estruturas econômi-

cas como as experimentadas por países em desenvolvimento como o Brasil (Dornbusch, Fischer, & Startz, 2009).

3

A CURVA DE PHILLIPS ESTRUTURALISTA

A inflação é um dos indicadores macroeconômicos mais importantes de se analisar, pois, ao medir quanto os preços aumentaram, podemos demonstrar a perda de poder de compra por parte dos agentes, além da queda do salário real. Desde o início da década de 1950, houve um grande aumento no número de estudos, estimulados pelas hipóteses levantadas pela tradicional curva de Phillips, que relacionava desemprego a inflação¹.

A análise ortodoxa sobre os elementos de composição da inflação surgiu com os neoclássicos, passando pela revolução novo clássico, até chegar ao que se convencionou a chamar *New Consensus Macroeconomics* (Carlin; Soskice, 2005). Ela tem como premissa básica que a inflação resulta da soma de três componentes: a expectativa de inflação, formada pelos agentes econômicos; pressões geradas por excesso de demanda, que forçam os preços; e choques de oferta, semelhante ao que aconteceu na crise do petróleo na década de 1970.

Barbosa-Filho (2014), ao sintetizar o pensamento macroeconômico pós-keynesiano sobre inflação, com base em uma abordagem estruturalista, elaborou uma curva de inflação que considera os conflitos sociais, demonstrando uma ligação de longo prazo entre inflação e distribuição de renda. Ao adentrar no modelo, é importante entender que as empresas formam os seus preços com base no *mark-up*, ou seja, operam dentro de uma margem estimada de lucro fixo, premissa essa que se mantém dentro da abordagem estruturalista (Taylor, 1991, 2004) e pós-keynesiana (Lavoie, 1992; Palley, 1996).

O modelo se aproxima de uma perspectiva ortodoxa novo keynesiana, pois assemelha-se ao “modelo triangular” (Gordon, 1982), porque há uma divisão da inflação em um componente “esperado”, um componente “demanda” e um componente “choque de oferta” (Barbosa-Filho, 2014). Todavia, a principal diferença entre esses dois modelos é a possibilidade de uma margem variável

1 Para maiores detalhes, ver Lopes, R. de O., & Alencar, D. A. Curva de Phillips: os casos de Brasil e EUA, de 1999-08. *Revista de Economia*, 38(3), 2012.

devido à divergência entre a taxa de lucro esperada e a efetiva. Logo, pode haver choques de ofertas no modelo, pelas reivindicações das firmas sobre a produção.

Dessa maneira, é importante perceber também que esse modelo admite a possibilidade de a inflação ser puramente puxada pela expectativa, dado que, além de não haver reivindicações, pode não haver nenhum choque de oferta de insumos. Portanto, para poder definir o modelo, fez-se necessário criar uma suposição sobre as expectativas de mercado, consequentemente, incluindo a participação da renda. A conclusão a que se chega é o trabalho ser uma extensão dos modelos de *mark-up* estruturalistas (Taylor, 1991) e pós-keynesianos (Palley, 1996).

Quanto mais forte a atividade econômica, maior será a capacidade de negociação dos trabalhadores, visto que isso aumenta, em um primeiro momento, a reivindicação sobre a renda, aumentando a inflação dos salários. No entanto, em um segundo momento, essa maior reivindicação fará com que toda a produtividade do trabalho seja remunerada, diminuindo as reivindicações dos trabalhadores² (Barbosa-Filho, 2014). Em relação à produtividade do trabalho, acontece uma diminuição da taxa de lucro, fazendo com que as empresas aumentem a produtividade por meio de investimento em inovação.

Adicionalmente, é essencial verificar a relação de longo prazo entre inflação e distribuição de renda. Isso faz parte da estática comparativa feita no modelo e representa os parâmetros estruturais da economia quando a capacidade produtiva é constante, devido à existência de uma convergência entre o crescimento do estoque de capital e a distribuição de renda no longo prazo (Barbosa-Filho, 2014). Algumas considerações podem ser feitas com base nesses resultados: há uma ligação de longo prazo entre inflação e distribuição de renda, visto que a inflação tende a corroer a renda e diminuir a atratividade para os investimentos; do mesmo modo, a inflação determinaria a participação dos salários na renda. Em síntese, o governo resolve o conflito social entre salários e lucros ao elevar a taxa de participação dos salários a um nível consistente com a meta. Haveria alguns meios pelos quais o governo poderia atenuar esse conflito no curto prazo, com o estabelecimento de

2 Barbosa-Filho (2014) assume um modelo de premissa pós-keynesiana de inflação proposto por Palley (1996), ou seja, a de que o *mark-up* é variável, com uma participação salarial endógena da renda e uma taxa de lucro exógena. Isso ocorreria porque as empresas conhecem os valores *dos salários* e dos preços no início do período de produção, mas definem os *preços* no final desse período. Em contraste, os trabalhadores definem os salários no início do período de produção, ou seja, sem saber *dos preços*, e aí, portanto, não controlam o salário real efetivo.

uma taxa de juros que mantenha a estabilidade dos preços e o poder de compra dos salários, o que implica o controle do processo inflacionário (Barbosa-Filho, 2014, p. 8).

No longo prazo, seria por meio de medidas de compensação e estímulo ao aumento da produtividade, efetuando investimento em infraestrutura para o ganho de escala das empresas.

Se a meta de inflação for alcançada, então haverá uma escolha entre a participação dos salários e a taxa de lucro. Em tal caso, faz-se necessário determinar qual é o nível de participação dos salários mais compatível com a meta de inflação estabelecida. Uma possibilidade de resolver essas questões é tornar a taxa de juros e a inflação esperada³ uma função positiva da taxa de lucro esperada. Então, o mais importante no modelo de inflação de Barbosa-Filho (2014), partindo de um arcabouço teórico estruturalista, é que a meta do governo deve considerar o conflito entre salários e lucros, dado que os empresários estão sempre interessados em elevar sua margem de lucro por meio do aumento dos preços, o que pode ser expresso pela inflação vigente (Bresser-Pereira et al, 1980).

Percebe-se que a participação salarial é importante para equilibrar a inflação. Dessa forma, uma taxa de juros que considere essa função da meta do governo é fundamental para estabilizar os preços de uma maneira que promova a distribuição de renda, haja vista que a taxa de juros acaba sendo um forte componente de transferência de recursos do governo para seus credores, que, em última instância, acabam sendo a parcela mais rica da sociedade. Isso é agravado pela forte estrutura tributária regressiva encontrada no Brasil que incide sobre o consumo, em que as classes mais pobres tendem a pagar mais impostos por conta de sua propensão marginal ao consumo ser maior. Ou seja, ao contrário do que a ortodoxia afirma.

Assim, tomaremos a curva de inflação estruturalista sob a seguinte forma:

$$\pi = \pi_{-1} + \delta (w - w^t) \quad (5)$$

3 Barbosa-Filho (2014), ao detalhar a curva de inflação estruturalista em seu modelo, diz que existe uma ligação de longo prazo entre inflação e distribuição de renda, ou uma “curva de inflação” na economia. Dadas as funções de reação dos trabalhadores, empresas, a tecnologia disponível na economia e a meta de inflação do governo, há duas possíveis interpretações lógicas ou “fechamentos” para o modelo: a participação nos salários determina a inflação ou a inflação determina a participação nos salários. Seguiremos a última visão proposta pelo autor, pois, desde a grande inflação da década de 1970, passou a ser usual para o governo ter uma meta para a inflação, explícita ou não.

Em que:

π = a inflação esperada;

π_{-1} = a inflação passada;

w = participação dos salários no produto;

w^t = valor da participação dos salários compatível com a meta de inflação.

4

A CONSTRUÇÃO DO MODELO DA REGRA DE TAYLOR ESTRUTURALISTA

Ao longo das últimas décadas, os bancos centrais das economias desenvolvidas e em muitos países subdesenvolvidos adotaram alguma categoria de regime de metas de inflação, muitos desses inspirados pela Regra de Taylor (1991). Porém, para uma economia de desenvolvimento tardio, um dos fatores preponderantes corresponde à administração do componente da demanda. Assim, o primeiro passo é a construção de uma regra monetária. Por conseguinte, para chegarmos à nossa Regra Monetária Estruturalista (RME), precisamos chegar à função de reação do Banco Central. Dessa forma, partiremos da seguinte equação:

$$L = (w - w^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2 \quad (6)$$

Em que:

L : função de reação do Banco Central;

w : participação do salário no produto;

w^T : participação dos salários no produto compatível com a meta de inflação;

π : a taxa de inflação atual;

π^T : a taxa de inflação compatível com a meta de inflação.

Derivando e simplificando em relação à participação dos salários, chegamos a:

$$\frac{dL}{dw} = (w - w^t) + (\pi - \pi^t)^2 \quad (7)$$

Segue a curva de inflação estruturalista, já vista anteriormente:

$$\pi = \pi_{-1} + \delta(w - w^t) \quad (8)$$

Acrescentando à equação (5) a curva de inflação estruturalista (7), temos:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = (w - w^t) + (\pi_{-1} + (w - w^t) - \pi^T) = 0 \quad (9)$$

Dessa maneira, pode-se ver diretamente que quanto maior é w^t ou quanto maior é π^T (ou quanto maior é a aversão à inflação por parte do Banco Central, ou seja, a meta estabelecida), mais sensível é a regra monetária. Isso ocorre porque qualquer redução na demanda agregada alcança um maior corte na inflação, ou seja, quaisquer que sejam suas preferências, o Banco Central teria uma queda na inflação.

Temos que:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = (w - w^t) + (\pi - \pi^t) = 0 \quad (10)$$

Rearranjando, temos:

$$(w - w^t) + - (\pi + \pi^T) \quad (11)$$

O Banco Central minimizará os choques exógenos e os acomodará conforme a política monetária. O parâmetro (θ) mede a sensibilidade da inflação a

desvios na parcela salarial, assim, temos uma função de reação do BC que se expressa conforme segue:

$$L = (w - w^e) + \theta (\pi + \pi^T) \quad (12)$$

que estará sujeito à nossa curva de inflação proposta (5) com parâmetros de sensibilidade a variação da participação dos salários (δ) que segue:

$$\pi + \pi_{-1} + \delta(w - w^T) \quad (13)$$

Inserindo a equação (11) em (12) obtemos:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = (w - w^T) + \theta\delta(\pi + \delta(w - w^T) - \pi^T) = 0 \quad (14)$$

Simplificando e rearranjando a equação acima, temos:

$$(w - w^T) + -\theta\delta(\pi + \pi^T) \quad (15)$$

É possível especificar a inflação como componente “esperado”, em um componente de “demanda” e em um componente de “choque de oferta”. Apesar dessa semelhança, há uma diferença principal entre as principais abordagens da inflação e da abordagem estruturalista que é o componente de diferença dado a partir dos salários. Assim, chegamos à Regra Monetária Estruturalista (RME):

$$(\pi + \pi^T) = \frac{-1}{\theta\delta} (w - w^T) \quad (16)$$

Nos modelos estruturalistas, as taxas de crescimento do salário real e de produtividade do trabalho são geralmente funções do nível de atividade econômica, medida pela utilização da capacidade ou pela taxa de desemprego (Lavoie, 2014), com o estado de distribuição de renda, medida pela participação do salário na renda. Assim, a curva de reação torna-se a mais simples forma de representar essa visão em nosso modelo.

O próximo passo antes de darmos continuidade à criação da Regra de Taylor estruturalista será estabelecer uma curva de investimento e poupança (IS) estruturalista. Para tal, tomamos como ponto de partida um modelo simples dado por:

$$w = A - \delta r_s \quad (17)$$

Em que: w é a participação dos salários que representa o produto na avaliação dos *policy makers*, δ é a correspondência de sensibilidade da participação dos salários aos juros, A é a soma dos multiplicadores de demanda. Com o intuito de encontrarmos a taxa de juros real que vai igualar a nossa participação da inflação, temos então que inserir a diferença entre as duas participações, bem como decompor as taxas de juros para se obter a equação de estabilização, em que r_s é a taxa de juros compatíveis com a meta de inflação. Em vista disso, nossa curva IS fica expressa como:

$$w - w^T = -a(r - r_s) \quad (18)$$

Para o desenvolvimento da Regra de Taylor estruturalista, tomamos como ponto de partida a Curva de Phillips estruturalista proposta, a função de reação do Banco Central e a curva IS modificada, em que a massa salarial é tomada como componente de reação. Assim, temos:

Curva de Phillips estruturalista

$$\pi - \pi_{-1} + \delta(w - w^T) \quad (19)$$

(Regra monetária)

$$(\pi + \pi^T) = \frac{-1}{\theta\delta} (w - w^T) \quad (20)$$

(Curva IS)

$$w - w^T + -a (r - r_s) \quad (21)$$

Inserindo a equação (5) na equação (15) e rearranjando os termos, é possível obter:

$$\pi + \pi^T = -\left(\delta + \frac{1}{\delta\theta}\right) (w - w^T) \quad (22)$$

Substituindo $w - w^T$ e usando a equação da curva IS, é possível obter a regra da taxa de juros, como segue:

$$r + r_s = \frac{1}{a\left(\delta + \frac{1}{\delta\theta}\right)} (\pi - \pi^T) \quad (23)$$

Supondo, para simplificar, que $a = \delta = \theta$, temos:

$$r - r_s = 0,5(\pi - \pi^T) \quad (24)$$

Reinserindo a inflação, chegamos a:

$$r - r_s = 0,5(\pi - \pi^T) + 0,5(w - w^T) \quad (25)$$

A equação (25) é a Regra de Taylor estruturalista, em que a taxa de juros responde à variação entre a participação dos salários estabelecidos a partir do *gap* entre o salário vigente e a meta para a participação do salário, assim como a taxa de inflação é definida a partir desse mesmo pressuposto. A equação fornece orientação sobre como o instrumento de política do banco central, a taxa de juros, deve ser ajustado em resposta a diferentes choques para que o objetivo de médio prazo de inflação estável seja atendido, minimizando as flutuações da produção, levando-se em conta o conflito distributivo. Considerando a participação dos salários na renda, o BC central irá reagir à inflação aumentando a taxa de juros. E caso tenhamos grupos interessados em aumentar sua margem de lucro via *mark-up*, o BC também será obrigado a aumentar a taxa de juros.

Numa economia em que grupos sociais como sindicatos e cooperativas exercem poder de barganha, a inflação crescente reflete as inconsistências na produção e o conflito direto entre grupos de pressão. Por conta disso, para Lavoie (2014), o foco da política monetária deve alcançar taxas de juros coerentes com uma determinada distribuição de renda, já que há alterações na taxa de juros real derivadas da inflação que afetam diretamente a distribuição de renda.

Desse modo, se as empresas conseguirem ajustar os preços imediatamente após os salários terem sido acertados, o aumento da inflação reflete uma situação em que as aspirações salariais reais dos trabalhadores são sistematicamente frustradas. Sabendo-se que a tensão social aumenta à medida que a frustração aumenta, como exposto por Carlin e Soskice (2005), se houver defasagem nos preços, tanto o cenário salarial como as aspirações dos trabalhadores e das empresas não se tornarão totalmente satisfeitas. Isso reflete o conflito distributivo, enquanto diferentes grupos sociais (formadores de salários empregados e formadores de preços/empregadores) buscam proteger seus interesses.

Assim, considerando a Regra de Taylor estruturalista como ferramenta de condução de política monetária, os *policy makers* irão estabelecer a taxa de juros com foco no componente da participação dos salários em sintonia com a defasagem inflacionária. A elevação dos salários depende da produtividade no trabalho, pois afeta diretamente os custos unitários deste. No Brasil, a elevação dos salários a taxas muito altas afetou (afeta) os custos de produção, o que pressiona a inflação. No Brasil, os salários relativos estão atrelados à política de salário mínimo que está dependente da expansão do crescimento real do produto. Esse produto estaria sendo afetado por duas taxas: a de investimento e a taxa de ociosidade da capacidade produtiva (Oreiro & Paula, 2021,

p. 17). Se existir um aumento dos salários acima da produtividade média do trabalho, o *policy maker* poderia adicionar aqui pontos percentuais de deslocamento da regra para cima, assim como o inverso. O fator preponderante de uso da regra neste caso seria: i) estabilidade da regra, visto que ela só seria modificada por conta de alterações na produtividade do trabalho e estas não se alteram tão rapidamente; ii) as alterações se dariam ao se observar alguns fatores: o crescimento do produto e da inovação, entre outras variáveis que afetam diretamente a produtividade de forma positiva; iii) se o *policy maker* decidir aumentar os juros, ele terá que fazer isso em uma situação na qual essas variáveis correspondam ao equilíbrio entre a participação dos salários e a inflação brasileira.

5

ESTIMANDO A EQUAÇÃO DA REGRA DE TAYLOR ESTRUTURALISTA

Para estimar a equação da Regra de Taylor estruturalista (21), atentou-se à proposta original de Taylor (1993). Ela foi reformulada para incorporar choques exógenos e variações tipicamente encontradas em uma economia cujas estruturas são rígidas e que considerem o problema da distribuição funcional da renda entre lucro e salários. Nessa proposta, a composição do modelo a ser estimado deve incluir variações da participação dos salários ($\beta \Delta \ln w$), variação da inflação ($\beta \Delta \ln \text{infla}$), além de se atentar à taxa de utilização da capacidade da economia ($\beta \Delta \ln U$). Esses três componentes, em última instância, explicariam os juros e, conseqüentemente, serviriam como *proxy* para a estimação deste trabalho. Tratando-se de uma regra de política monetária, a atenção aos choques imprevistos torna-se imprescindível, sendo que, assim que os *policy makers* estabelecerem uma meta, choques e mudanças bruscas deverão ser imediatamente incorporados.

Ao longo dos anos, o Brasil passou por diversos choques, em especial com as atuais turbulências políticas, que afetam diretamente os mercados produtivos internos. Esses choques são típicos de economias de países emergentes (Barbosa-Filho, 2014). Para uma melhor abrangência e pela disponibilidades de dados, o recorte temporal escolhido se deu entre os anos de 2003 e 2015, quando podemos dimensionar com mais eficácia o comportamento de nossa

regra à condição de normalidade política. Além disso, para se medir a variação dos preços correntes, o modelo tomou o IPCA mensal e pôs em evidência a relação entre os preços administrados, considerados no modelo mais estáveis do que os preços de mercado. De modo a obter a melhor análise e demonstração do modelo, tomam-se a inflação passada assim como o valor do salário mínimo nominal.

O modelo também se atentou a considerar com maior atenção as variações da taxa de participação dos salários ($\beta \Delta \ln w$). A Regra de Taylor estruturalista nos fornece um mecanismo de controle inflacionário ao olhar para a demanda e para a oferta – sem, contudo, impor medidas de cunho recessivo da primeira em detrimento da última –, observando que mercados altamente instáveis são suscetíveis às variações da massa salarial como a do Brasil.

A taxa de juros foi estimada com base na taxa Selic, no recorte histórico escolhido. A taxa é a base de referência para aplicação das demais taxas e é o principal objetivo do Comitê de Política Monetária (Copom) ao estabelecer a política monetária. Em meio a isso, ele deve definir a meta da taxa Selic, seu eventual viés e analisar o Relatório de Inflação. “A taxa de juros fixada na reunião do Copom é a meta para a taxa Selic, que pode vigorar por todo o período entre reuniões ordinárias do Comitê” (Caetano, Silva, & Corrêa, 2011, p. 201).

Os dados utilizados nesta pesquisa foram: i) taxa de juros mensal obtida junto ao Banco Central do Brasil; ii) Participação dos salários na renda, que corresponde à somatória do rendimento de empregados e rendimento misto bruto dividida pelo Produto Interno Bruto (PIB) – ambas as séries foram conseguidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); iii) o Índice de Preços ao Consumidor Amplo, obtido junto ao Ipeadata; e, finalmente, iv) a Taxa de Utilização da Capacidade Instalada, obtida junto ao Ipeadata.

De posse dos dados, foram realizados o teste de correlação dos resíduos e o teste de estacionariedade das séries. Como apontado por Hamilton (1994), caso as séries temporais sejam integradas de ordem 1, o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários é um método de estimação bastante consistente. Dessa forma, foi empregado na análise empírica o MQO. Dito isso, nosso modelo de estimação segue estruturado sob a seguinte equação econométrica:

$$r^e - \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln w + \beta_2 \Delta \ln \text{infla} + \beta_3 \Delta \ln U + MA \quad (26)$$

Em que:

r^c = taxa de juros estruturalista;

$\beta_1 \Delta \ln w$ = logaritmo natural em primeira diferença da participação dos salários;

$\Delta \ln infla$ = logaritmo natural em primeira diferença do Índice de Preços ao Consumidor Amplo, usado como referência para a série inflacionária;

$\Delta \ln U$ = logaritmo natural em primeira diferença da taxa de ocupação da capacidade produtiva;

MA = média móvel de n períodos.

A análise empírica deste trabalho está alicerçada em estudos de séries temporais, bem como numa econometria usando o método Mínimo Quadrados Ordinários. O modelo se atentou a fazer um recorte entre os anos de 2003 e 2015, utilizando dados trimestrais.

Tabela 1

Estimativa da Regra de Taylor estrutural

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,013453	0,029370	-0,458069	0,6492
DLNW(-1)	-0,315424	0,062812	-5,021708	0,0000
DLNINFLA(-1)	-0,245059	0,096965	-2,527305	0,0153
DLNU(-1)	1,505406	0,425674	3,536521	0,0010
MA(1)	1,017830	0,042417	23,99560	0,0000
MA(2)	0,934486	0,031584	29,58711	0,0000
R-quadrado	0,522212	Estatística Durbin-Watson		1,779846
R-quadrado ajustado	0,466655	Prob(Wald F-statistic)		0,000000

Fonte: Elaborada pelo autor.

Ao analisar o modelo, tendo como variável dependente a taxa Selic, encontramos uma relação negativa com a participação dos salários e com a inflação, o que significa que, quando o salário e a inflação estão acima do nível que

mantém a taxa de juros estável, haverá uma relação proporcional entre a diminuição dos juros e a queda da participação, o que corresponderia à nossa *Regra de Taylor estruturalista*. Com isso, as variações da meta podem ser dadas considerando os salários nominais do R-quadrado de 0,522. Quanto à soma dos resíduos quadrados, o valor foi 44,3293 com erro padrão dos resíduos igual a 0,961003E, a participação dos salários como medida de determinação da Regra de Taylor estruturalista.

Com o primeiro teste na determinação da taxa de juros com relação aos salários, foi possível identificar um padrão conjunto. Nele, a variação dos salários, mesmo estáveis e constantes, não se ateve a um padrão inflacionário estabelecido pela meta, o que pode ser explicado pela constância do aumento anual do salário mínimo.

Os resultados encontrados expostos na Tabela 1 permitem inferir alguns pontos interessantes. O primeiro é que a taxa de juros que será definida pela autoridade monetária é plausível de ser explicada pela participação dos salários na economia, o que vai de encontro à proposta original contida nos modelos pós-keynesianos estruturalistas, visto que, como pontuado por Cerqueira e Libânio (2016), em ambas as escolas, tanto ortodoxas como heterodoxas, existe um diálogo implícito, mesmo que carente de maiores comprovações, sobre a necessidade de construção de ferramentas de controle do processo inflacionário. Assim, a avaliação dos agregados econômicos deve ser reconsiderada ao dimensionar os impactos desses componentes na inflação, em especial, neste caso, os salários.

O segundo ponto é a participação dos salários no produto nacional. Ele é demonstrado como um dos componentes mais promissores para se ater às novas propostas de política monetária. Alarco Tosoni (2014) atesta que, no Brasil, assim como em boa parte dos países latino-americanos, os salários são responsáveis por cerca de 51,40% da participação do PIB. No Brasil, a parcela dos salários na renda foi de cerca de 35,5%, o que representa um peso considerável no cômputo geral da economia brasileira. Dessa maneira, por meio deste componente, há uma dimensão promissora na avaliação dos impactos inflacionários.

Os resultados acima também permitem pontuar outra característica relevante sobre a economia brasileira. Ainda que a proposta da Regra de Taylor estruturalista seja flexível quanto ao regime de crescimento adotado pelo país, ela, aparentemente, torna-se mais efetiva (ao menos nos resultados para o Brasil) quanto mais sensível for para o país a participação dos salários no produto interno. Com isso, é possível inferir que os salários representam um

forte motor de crescimento interno, aproximando o país de um regime do tipo *wage-led*, embora maiores estudos sobre o tema precisem ser realizados para se atestar a sua veracidade. Apesar disso, a validade da regra proposta aqui não é anulada, visto que os salários ainda são um dos componentes de maior peso do produto nacional.

6 CONCLUSÃO

A Regra de Taylor assumiu um importante papel na condução das políticas anti-inflacionárias dos bancos centrais de diversos países. Ao tomar como referência os tradicionais pressupostos da curva de Phillips, em que a curva de preços utilizada no processo de análise da inflação – que relaciona a taxa de inflação inversamente com a taxa de desemprego e com a taxa de produtividade do trabalho, e diretamente com a taxa de inflação esperada – propiciou métodos considerados mais confiáveis por parte dos agentes e supostamente garantiu maior estabilidade dos preços.

No entanto, a Regra de Taylor, em sua versão tradicional, contém alguns problemas na concepção da economia pós-keynesiana, em que o conflito distributivo traz maiores problemas na alocação de recursos que os modelos consagrados admitem. Tais conflitos repercutem no crescimento e na inflação, dado que salários baixos ou lucros altos são insustentáveis no longo prazo, com efeitos sociais severos (Lavoie, 2014; Carneiro et al., 1991). Portanto, o uso de qualquer regra antidiscricionária deve levar esses aspectos em questão.

O modelo foi proposto a partir da ideia de que o governo resolve o conflito social entre salários e lucros ao elevar a taxa de participação dos salários a um nível consistente com a meta. Se a meta de inflação for elevada, então haverá uma escolha entre a participação dos salários e a taxa de lucro. Assim, apenas uma determinada participação dos salários é compatível com a meta de inflação. Uma possibilidade de resolver essas questões é tornar a taxa de juros e a inflação esperada uma função positiva da taxa de lucro esperada. Desse modo, ocorrerá um *trade-off* entre a massa salarial e a taxa básica de juros.

Para poder haver menos desigualdade, essa disputa é uma forma que o governo encontra de estabelecer uma melhor distribuição de renda, por meio da participação salarial. Para uma melhor compreensão, é fundamental enten-

der como a taxa de juros pode ser mais bem estimada. Dessa forma, a fim de direcionar a inflação para a sua meta, partindo dessa visão, percebe-se que a participação salarial é importante para equilibrar a inflação. Assim, uma taxa de juros que considere essa função da meta do governo é primordial para estabilizar os preços de uma maneira que promova distribuição de renda.

A proposta da Regra de Taylor em sua versão estruturalista, presente neste estudo, teve como base a curva de inflação estruturalista de Barbosa-Filho (2014) e Cerqueira e Libânio (2016), assim como a regra original de Taylor (1991). Em sua aplicação ao caso do Brasil entre 2003 e 2015, parte dos dados não se mostrou condizente com a teoria utilizada, entretanto, há fortes indícios de viabilidade da possibilidade de uso de uma Regra de Taylor estruturalista, visto que seu estudo seja aprofundado.

TAYLOR'S STRUCTURALIST RULE APPLIED TO THE BRAZILIAN ECONOMY BETWEEN 2003 AND 2015

Abstract

The Taylor Rule is currently shown to be an important tool for conducting macroeconomic policy in many emerging countries. However, its simple structure, taking into account only exogenous variations without considering the vicissitudes present on the side of the real economy, make it a measure still incomplete. The structuralist Taylor Rule in this article is an alternative proposal for driving the real economy that seeks to consider the strong impacts generated by the functional distribution between profits and wages, taking the participation of wages as the fundamental component for the decisions of the Central Bank.

Keywords: Taylor's rule; structuralism; Post-Keynesian macroeconomics; Brazil; New-keynesian model.

Referências

- Almeida, F. T. de F. (2014). *Uma visão ampla sobre a regra de Taylor para políticas monetárias*. <https://bdm.unb.br/handle/10483/8430>
- Barbosa-Filho, N. H. (2014). A structuralist inflation curve. *Metroeconomica*, 65(2), 349–376. <https://doi.org/10.1111/meca.12046>
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion, and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101–121. doi:10.3386/w1079
- Blanchard, O. (2000). *Macroeconomics*. Prentice Hall.
- Bryant, R. C.; Hooper, P.; Mann, C. L. (1993). *Evaluating policy regimes and analytical models: background and project summary*. *Evaluating Policy Regimes: New Research in Empirical Macroeconomics*, p. 3–41.
- Bresser-Pereira, L. C., & Nakano, Y. (2002). Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. *Revista de Economia Política*, 22(3), 533–562. doi:10.1590/0101-31572002-1246
- Bresser-Pereira, L. C., & Nakano, Y. (1980). *Inflação e recessão* (pp. 119–145).
- Caetano, S. M., Silva Jr, G. E., & Corrêa, W. L. R. (2011). Abordagem discreta para a dinâmica da taxa Selic-meta. *Economia Aplicada*, 15(2), 199–221. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502011000200003>
- Carlin, W., & Soskice, D. (2005). *Macroeconomics: Imperfections, institutions and policies*. OUP Catalogue.

- Carneiro, R. de M. et al. (1991). *Crise, estagnação e hiperinflação: A economia brasileira nos anos 80*. <http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/286292>
- Cavalcanti, J. E. A. (1997). Distribuição setorial da renda: seus efeitos de indução na economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27(1), 141–184.
- Cerqueira, A. C., & Libânio, G. (2016). *Proposição e estimação de uma Curva de Phillips estruturalista pós-keynesiana*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar.
- Dequech, D. (2008). Conventions, conformity, and deviation: a preliminary discussion. *Anais do Internacional Post Keynesian Conference*.
- Dornbusch, R., Fischer, S.; & Startz, R. (2009). *Macroeconomia* (10a ed.). São Paulo: McGraw-Hill.
- Gordon, R. J. (1982). Price inertia and policy ineffectiveness in the United States, 1890-1980. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1087–1117.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. Porto Alegre: McGraw-Hill.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Henderson, D. W.; Mckibbin, W. J. (1993). *A comparison of some basic monetary policy regimes for open economies: Implications of different degrees of instrument adjustment and wage persistence*. In: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland, pp. 221–317.
- Humphrey, T. M. (1985). The early history of the Phillips curve. *Economic Review*, 71(5), 17–24.
- Kalecki, M. (2013). *Theory of economic dynamics*. Routledge.
- Kozicki, S. et al. (1999). How useful are Taylor rules for monetary policy? *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*, 84, 5–34.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–491. <https://www.jstor.org/stable/1830193>
- Lavoie, M. (2014). *Post-Keynesian economics: new foundations*. Edward Elgar Publishing.
- Lavoie, M. (1992). *Foundations of post-Keynesian economic analysis*. Books.
- Lopes, R. de O., & Alencar, D. A. Curva de Phillips: os casos de Brasil e EUA, de 1999-08. *Revista de Economia*, 38(3), 2012.
- Mccallum, B. T. (1993). *Unit roots in macroeconomic time series: Some critical issues*.
- Morgan, J. (2009). The limits of central bank policy: economic crisis and the challenge of effective solutions. *Cambridge Journal of Economics*, 33(4), 581–608. <https://doi.org/10.1093/cje/bep026>
- Oreiro, J. L., & Paula, L. F. de. (2021). *Macroeconomia da estagnação brasileira*. Alta Books.
- Palley, T. (1996). *Post Keynesian economics: debt, distribution, and the macro economy*. Springer.
- Taylor, L. (1991). *Income distribution, inflation, and growth: Lectures on structuralist macroeconomic theory*. Mit Press.
- Taylor, L. (2004). Exchange rate indeterminacy in portfolio balance, Mundell–Fleming and uncovered interest rate parity models. *Cambridge Journal of Economics*, 28(2), 205–227.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Taylor, J. B. (2000). *Using monetary policy rules in emerging market economies*. California: Stanford University.
- Tosoni, G. A. (2014). Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011. *Revista de la CEPAL*, 2014(113), 43–60. <http://hdl.handle.net/11362/36958>

APÊNDICE A

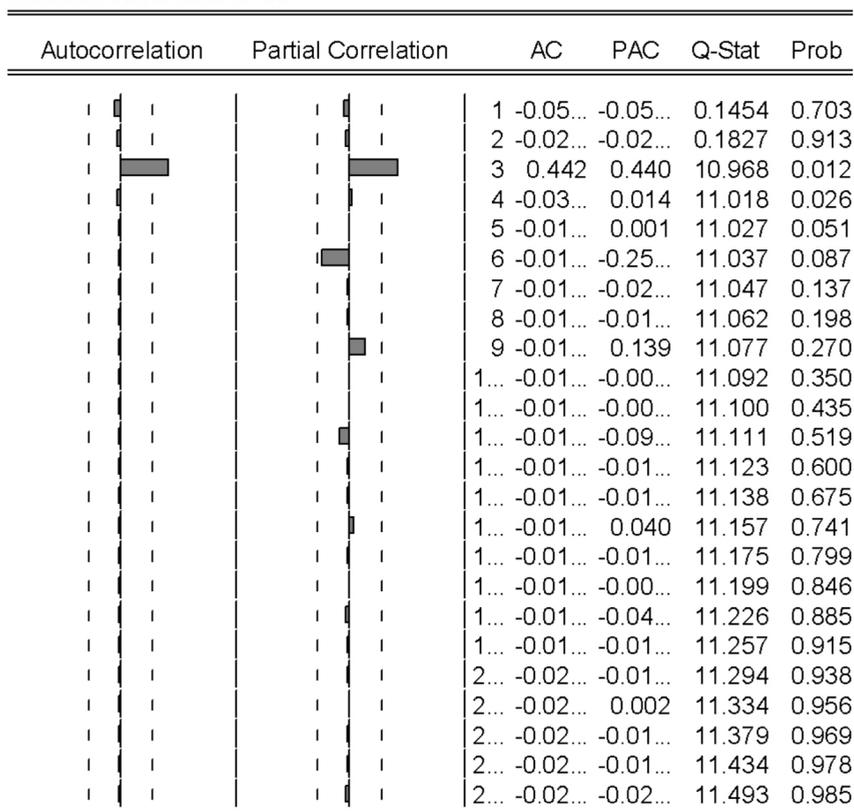
Figura A

Correlograma dos resíduos

Date: 04/06/20 Time: 13:23

Sample: 2003Q1 2015Q4

Included observations: 50



Fonte: Elaborada pelo autor.

APÊNDICE B

Tabela B

Teste KPSS

Variáveis	Teste t	Nível 1	Nível 5%	Nível 10%	H0	Resultado
DLNINFLA	0,243786	0,739000	0,463000	0,347000	Não rejeitada	Estacionária
DLNR	0,231998	0,739000	0,463000	0,347000	Não rejeitada	Estacionária
DLNU	0,368877	0,739000	0,463000	0,347000	Não rejeitada	Estacionária
DLNW	0,389512	0,739000	0,463000	0,347000	Não rejeitada	Estacionária

Fonte: Elaborada pelo autor.

APÊNDICE C

Tabela C

Teste de Cointegração

Data	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Trend	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
Test Type	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	4	4	4	3	4
Max-Eig	4	4	4	2	4

Selected (0,05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model.

* Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fonte: Elaborada pelo autor.

DIFERENTES INTERPRETAÇÕES TEÓRICAS ACERCA DA CORRUPÇÃO: UMA PROPOSTA DE ANÁLISE EMBASADA NA VERTENTE TEÓRICO-ECONÔMICA DO VELHO INSTITUCIONALISMO EVOLUCIONÁRIO

Arthur Osvaldo Colombo

Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), com bolsa concedida pelo Programa de Excelência Acadêmica/Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Proex/Capes). Fez parte do grupo de pesquisadores da Fiocruz que realizou pesquisas relacionadas ao Complexo Econômico-Industrial da Saúde (Ceis). Mestre em Economia pela Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). Graduado em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

E-mail: arthur_colombao@hotmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-1128-9140>

Eduardo Toneto do Livramento

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa.

E-mail: dulivra@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-6755-3548>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Como citar este artigo: Colombo, A. O.; Livramento, E. T. do. (2023). Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: Uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 117–142. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.117–142

Recebido em: 6/4/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

O presente artigo buscou demonstrar e analisar quais são as principais definições de corrupção encontradas constantemente na literatura. Além disso, apontou-se que as definições usuais e com afinidades em relação à corrente teórica clássico-utilitarista apresenta significativas limitações, sejam elas na própria definição, no conceito de corrupção, sejam nas análises que esta possibilita. A partir disso, sugeriu-se que a abordagem evolucionária proveniente da economia institucional constituída pioneiramente pelos trabalhos de Thorstein Veblen demonstra maior grau de adequação e eficiência ao aproximar-se mais visivelmente da realidade, possibilitando, assim, análises empíricas com maior grau de robustez e clareza.

Palavras-chave: Agentes; corrupção; evolucionária; governos; institucionalismo.

Classificação *JEL*: B12, B25, B52.

INTRODUÇÃO

Apesar do grande volume de pesquisas apontando os prejuízos da corrupção sobre o desenvolvimento socioeconômico e político em nível mundial, ainda existem grandes divergências, principalmente teóricas e metodológicas, envolvendo o tema.

Tais desencontros vão desde questões conceituais até questões acerca da definição do termo. Esses problemas acabam impactando diretamente os processos metodológicos de mensuração, percepção e convergências teóricas e

empíricas entre disciplinas diferentes, como economia, política, filosofia, sociologia, psicologia e história (O'Hara, 2014).

Uma possibilidade viável de metodologia para análise da questão supracitada é o velho institucionalismo, que tem suas raízes firmadas nos livros expoentes de Thorstein Veblen (1899, 1966). Com base no institucionalismo vebleniano, entende-se que as instituições são hábitos de pensamento que eventualmente se enraízam em determinada sociedade com singular cultura e que, eventualmente, se alteram com o passar do tempo (Veblen, 1898a).

Este artigo parte do pressuposto de que o fenômeno da corrupção está em uma fase pré-paradigmática da pesquisa científica (Brei, 1996) e que, por isso, merece atenção especial. Isso posto, o objetivo deste artigo é expor o atual estágio da investigação científica do fenômeno da corrupção, elencando algumas das principais formas de abordagem e suas fragilidades teóricas mais significativas. Além disso, pretende-se sugerir uma opção de abordagem institucional evolucionária elaborada de maneira seminal por Veblen (1899) sobre o tema que possa cobrir, ao menos em parte, tais lacunas, a fim de contribuir para o debate.

Para atingir os objetivos propostos, o artigo está dividido em mais três seções além desta introdução. A seção 1 examina os principais problemas conceituais do termo corrupção. Para tanto, serão analisadas as principais formas de abordagem, inclusive uma breve estratificação histórica do uso do termo.

Em seguida, na seção 2, será apresentada uma sugestão de abordagem do fenômeno da corrupção com base em uma interpretação evolucionária. Finalmente, a seção 3 apresenta as considerações finais, concluindo o artigo.

1

O QUE É CORRUPÇÃO?

Um dos primeiros e maiores problemas enfrentados ao se adentrar nas investigações sobre corrupção é, provavelmente, a questão de sua definição. Esse problema vai muito além da questão semântica, uma vez que a variedade de significados desse termo traduz-se em diferenciadas formas de interpretação, dificultando sua análise (Machado, 2010).

Brei (1996) critica essa falta de convergência de definições como sendo o primeiro e, conseqüentemente, um dos principais problemas associados ao

estudo da corrupção nas ciências sociais, embora isso proporcione uma lacuna para a realização de novos trabalhos e pesquisas, como o que foi elaborado neste artigo. A autora conclui por categorizar o estágio de pesquisa da corrupção dentro das ciências sociais como pré-paradigmático. Isso porque a divergência conceitual acarreta entraves metodológicos significativos, interferindo negativamente nas formulações de políticas anticorrupção, assim como provoca Jain (2001, p. 73) ao aferir que esse problema semântico acaba por definir o que é modelado e mensurado. Existem diversas maneiras para se analisarem as formas conceituais da corrupção. Uma delas parte da análise etimológica, ou seja, buscar os significados semânticos do termo, assim como faz Euben (1989).

As conotações atribuídas ao termo são nitidamente pejorativas, sempre implicando processos de degeneração, podridão, putrefação de algo ou alguém. Nesse caso, também fica clara a caracterização de ações socialmente deploráveis quando adjetivadas com o termo. O problema, entretanto, reside em como definir tais ações nos diferentes contextos sociais, econômicos, políticos e culturais. Como se pode perceber, a variedade de significados carrega aspectos amplos e subjetivos. Isso se desdobra em diferentes aferições conceituais que mudam de acordo com a especificidade histórica, geográfica e temporal. Ou seja, o que pode ser considerado um ato de corrupção em determinada época e lugar pode não carregar o mesmo significado em condições diferentes.

Por meio da interpretação da especificidade histórica do tema¹, O'Hara (2014) considera que a literatura sobre a corrupção começa tipicamente com textos clássicos dos grandes filósofos da Grécia antiga, como os de Sócrates (469-399 a.C.), Platão (427-347 a.C.) e Aristóteles (384-322 a.C.). Sem grande prejuízo à literatura relevante, segundo esses filósofos clássicos, a corrupção estava associada com a decadência, a destruição e a corrosão da “fibra” moral e política da sociedade civil por meio do abuso das posições de poder contra o bem comum. Além disso, a corrupção era vista como *disfuncional* na medida em que ela destrói a *virtude* e a associação política em detrimento dos interesses privados de grupos e indivíduos (O'Hara, 2014, p. 280; Friedrich, 2002, p. 17).

Assim, pode-se perceber que a literatura clássica estava focada na deterioração das formas *ideais* para suas formas corrompidas. A corrupção, então,

1 A especificidade histórica é um dos princípios heterodoxos de economia política e a ideia de que a teoria econômica e o empirismo devem ser incorporados em uma visão histórica dos sistemas socioeconômicos que evoluem ao longo do tempo (O'Hara, 2014, p. 280).

deveria ser tomada como um processo ou etapas de degradação (ou decadência) pelas quais as formas ideais de governo passariam até culminar em suas formas corrompidas. Portanto, a aristocracia, a oligarquia e a democracia culminariam na tirania, que é o pior de todos os regimes (Mulgan, 2012). Nesse sentido, de acordo com Mulgan (2012, p. 29, tradução nossa), tanto em Aristóteles quanto em Platão a lógica de desdobramento é a mesma:

A forma ideal de governo é concebida como logicamente anterior e constituições inferiores são definidas em relação a elas como sendo, de alguma forma, deficientes. A principal característica que distingue os regimes desviantes do ideal é que seus governantes atuam para o próprio interesse e não para o interesse comum.

Apesar de algumas diferenças argumentativas, o conceito de corrupção entre os filósofos antigos é relativamente convergente e evoca o sentido de violação (moral) das formas *ideais*. Nesse sentido, a corrupção como fonte da violação da fibra moral dos cidadãos implica consequências nefastas sobre a democracia, a sociedade e a política. Nesses casos, a corrupção possui um espectro amplo, sistemático e multifatorial de origem, causas e efeitos (O'Hara, 2014)².

Essa visão clássica da corrupção se perpetuou até os tempos modernos. Nicolau Machiavelli (1469-1527) avançou no entendimento da corrupção moral, na necessidade ocasional de mudança radical para melhorar as questões e na necessidade de verificações e equilíbrios no funcionamento de instituições republicanas saudáveis (O'Hara, 2014). Para Maquiavel, a corrupção era o processo pelo qual a *virtú* do cidadão era minada e eventualmente destruída. Como a maioria dos homens é fraca e carente da virtude do bom cidadão – exceto quando inspirada por um grande líder –, o processo de corrupção é sempre ameaçador. E quando a *virtú* fosse corrompida, deveria aparecer um líder heroico que, na reconstrução da ordem política, infundisse sua *virtú* em toda a cidadania (Gardiner, 2002).

O discurso de corrupção de Montesquieu (1689-1755) relacionou-se com: (i) a separação de poderes (busca por equilíbrio) entre executivo, legislativo e judiciário; (ii) tendências institucionais, fatores materiais e classes; e (iii) a

2 Para uma abordagem mais completa sobre o uso dos termos na Grécia antiga, ver Euben (1989), Mulgan (2012) e Saxonhouse (2012).

importância da virtude. Montesquieu novamente – assim como os filósofos clássicos – viu a corrupção como um processo *disfuncional* em que uma boa ordem social ou um bom sistema político perpassa até ser pervertido e se tornar maligno; por exemplo, quando uma monarquia (forma ideal) se torna despotismo (forma corrompida) (Gardiner, 2002).

Jean-Jacques Rousseau (1712-1778) acreditava no estado incorrupto da natureza *versus* os vários estágios de evolução da sociedade humana, além da necessidade de democracia direta para reduzir a corrupção envolvida na formação de desigualdade, interesses e elites (O'Hara, 2014). Ao afirmar que não é a corrupção do homem que destrói o sistema político, mas o sistema político que corrompe e destrói o homem, Rousseau acreditava que os homens eram puros, mas que essa pureza (estado ideal) seria corrompida pela vida política e social, invertendo a lógica tradicional clássica do agente como centro das alterações e perturbações do sistema.

Considerando uma literatura mais contemporânea sobre a corrupção, Hindess (2012) indica que esta pode ser dividida em três partes, com alguma sobreposição entre elas. A primeira está relacionada a uma literatura direcionada ao caráter analítico e histórico de como a corrupção é ou deveria ser definida, mais comumente produzida por acadêmicos. A segunda não desconsidera a questão conceitual da corrupção, mas foca os efeitos dela sobre as questões socioeconômicas, normalmente de interesse de instituições internacionais, tais como a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o Fundo Monetário Internacional (FMI), o World Bank e governos. A última é caracterizada pelo interesse em problemas mais práticos e geralmente diz respeito a questões normativas produzidas por agências reguladoras públicas ou autônomas, focadas em sua jurisdição e no controle do comportamento dos indivíduos subordinados a essas jurisdições.

Existem diversas formas de se categorizarem as definições de corrupção, não necessariamente excludentes. Contudo, o exercício taxonômico é importante quando ajuda a destacar as principais lacunas de cada tipo de abordagem. Este trabalho está focado nas metodologias de classificação de Gardiner (2002) e Brei (1996), que são próximas e facilitam a identificação de tais fragilidades. As próximas subseções se encarregarão de descrever as definições de corrupção centradas nas regulamentações, no interesse público, na opinião pública e no mercado.

■ 1.1 Definições centradas nas regulamentações oficiais

Uma das alternativas para determinar o que constitui um ato como corrupto ou não é considerar o que está descrito nas leis, ou seja, “se o ato de um funcionário é proibido por leis estabelecidas pelo governo, ele é corrupto; se não for proibido, não é corrupto, mesmo que seja abusivo ou antiético” (Gardiner, 2002, p. 29). Entretanto, essa concepção é uma das mais limitadas e míopes por diversos motivos. Primeiramente, nada garante que as leis, regras e normas formais sejam suficientes para cobrir o amplo espectro de ações que podem ser consideradas como corrupção, caso contrário sua constatação seria mais célere e facilitada. Sua vantagem, entretanto, é que novas restrições legais podem ser incluídas em determinados códigos legais na medida do necessário, mas ainda assim não oferece um método *a priori* que garanta uma abrangência sistêmica.

Em segundo lugar, esse conceito de corrupção não engloba sistemas políticos que são “corruptos” (em termos aristotélicos) na medida em que servem sistematicamente aos interesses de grupos ou setores especiais, por exemplo, nos regimes ditatoriais (Scott, 1972). Nesses casos, as ações dos detentores de poder não seriam *ipso facto* corruptas a não ser que estivessem legalmente registradas como tais. Considere, por exemplo um sistema de governo absolutista, ditatorial ou monocrático, no qual o ditador ou rei é ao mesmo tempo legislador e executor. Sendo assim, não existem impedimentos para que ele crie mecanismos a fim de se eximir do cumprimento das regulamentações, visto que reis e ditadores absolutistas não estão sujeitos a nenhuma regra legal (Gardiner, 2002). Consequentemente, a ocorrência de distorções legais perpetradas pelos legisladores é possível, e pode acontecer mesmo em sistemas democráticos relativamente saudáveis. Senão, vejamos. Caso tais agentes sejam corruptos ou corrompíveis, nada impede que o processo de formulação das leis não possa sofrer influências que não são alicerçadas pelos princípios democráticos.

Leis poderiam ser criadas ou desfeitas a fim de beneficiar grupos, organizações, ou indivíduos, desconsiderando por completo os princípios éticos e democráticos relacionados. Ou seja, o problema da definição da corrupção em termos legais perpassa pela fragilidade do próprio processo legislativo. Caso a distribuição de poder ou os princípios democráticos não sejam ideais, muito provavelmente os processos ontológicos da originação legal não serão isentos de contaminação pelos mecanismos de corrupção.

Uma dúvida comum que pode surgir nesses casos refere-se a quando um agente público é legalmente obrigado a realizar alguma ação eticamente duvi-

dosa, por exemplo, desapropriar famílias em situação de vulnerabilidade social. Isso pode ser considerado um ato de corrupção? Se for considerada a definição *stricto sensu* apresentada acima, necessariamente não se incorreria em erro. O engano, entretanto, não está em julgar a execução direta da lei, mas sim no próprio processo de originação legislativa. Nesse caso, por indução, se o processo legislativo for distorcido por mecanismos de corrupção, então “praticamente” todos os atos resultantes da execução “legal” dessas leis também serão corruptos.

■ 1.2 Definições centradas no interesse público

As definições centradas no interesse público são baseadas em violações ético-morais das funções ou obrigações de funcionários públicos ou políticos em prejuízo do interesse público (Brei, 1996, p. 67). A corrupção é um tipo de comportamento que se desvia do que seria esperado de um funcionário público quanto ao zelo de suas funções republicanas. Essas definições têm relação estreita com a questão da violação moral indicada pelos filósofos clássicos. O interesse público, apesar de não aparecer dessa forma nos escritos antigos, é de suma importância para assegurar o conceito de governo ideal na visão clássica. Tais governos perderiam o *status* ideal à medida que seus governantes, por meio da corrupção, fossem perdendo a virtude de agir pelo bem ou interesse público e passassem a atuar para interesses escusos.

A maior parte das críticas a essa abordagem é justamente a dificuldade de se definir o que é “interesse público”. Uma discussão exaustiva do termo foge ao escopo deste trabalho, mas uma introdução importante pode ser bem explorada em Feres Júnior (2008, pp. 163-172) e Guimarães (2008, pp. 173-178). O conceito de interesse público é mais antigo que a expressão “interesse público” em si, pois esteve presente nas reflexões políticas desde a Antiguidade clássica e medieval, apesar de não aparecer dessa forma. A expressão, no entanto, só aparece assim em Hobbes (*Leviatã*), em que o interesse público é considerado como sinônimo de interesse comum em oposição ao interesse privado (Feres Júnior, 2008).

Feres Júnior (2008) aponta ainda que foram os autores do Iluminismo escocês que trabalharam mais intensivamente a questão do interesse privado e público. Segundo o autor, David Hume conclui que dada a necessidade e insuficiente benevolência do homem, as leis da justiça são um instrumento para igualar ou equilibrar nosso interesse (privado) ao interesse público. Enquanto Hume descreve um desenho institucional do Estado que possa resolver o con-

- *Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário, Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento*

flito entre o interesse privado e o público, Adam Smith aponta que esse conflito é inexistente, uma vez que o interesse público só existe por meio da busca do interesse individual, ou seja, o interesse público emergiria por meio de mecanismos da mão invisível e a maximização da utilidade do agente representativo individual levaria a um cenário em que o interesse público seria alcançado, isto é, se não ocorrerem perturbações e influências negativas de outras instituições que limitem a possibilidade maximizadora do agente.³

A visão (não republicana) de Adam Smith é geralmente a mais salientada atualmente. Johnston (1982) se aproxima dessa visão ao definir interesse público como um padrão *caleidoscópico* de interesses privados conflitantes e substituíveis, perseguidos por um número variado de pessoas com diferentes graus de habilidades e recursos. Em outras palavras, interesse público significa o resultado da soma dos diferentes interesses privados. Nesse caso, se cada subgrupo possui interesses próprios, é difícil distinguir então o que seria o interesse público. Conseqüentemente, a dependência desse termo para determinar o que seria um ato corrupto torna-se bastante subjetiva, e inúmeras abordagens e visões sociopolíticas do bem público são possíveis, consistindo o problema em aspectos “filosófico-ideológicos” que arduamente podem ser reunidos numa visão total (Brei, 1996, p. 68).

■ 1.3 Definições centradas na opinião pública

Esse tipo de abordagem leva em consideração principalmente aspectos sociológicos de definição do que seja corrupção. São concepções baseadas na opinião/percepção social ou pública da corrupção segundo a qual se formam conceitos e definições relativamente difusos, sobretudo entre culturas e comunidades diferentes. Entretanto, essa visão é uma das que geraram o maior número de ensaios empíricos sobre a corrupção no mundo, como é o caso do *Corruption Perception Index* (CPI), do Transparency International.

Um dos pioneiros nesse tipo de abordagem é Heidenheimer. Em seu artigo “Perspectives on the perception of corruption” (1970), ele considera que a percepção da população quanto a quais comportamentos podem ser considerados condenáveis é muito vaga e pode variar de acordo com vários fatores.

3 Apesar de não ser o escopo deste artigo, Favorato, Colombo e Sartório (2020) e Sartório, Colombo e Favorato (2022) demonstram a refutação desse argumento embasando-se principalmente nos conceitos apresentados por John Maynard Keynes, nos quais a intervenção estatal não só pode ser bem-vinda, como pode corrigir a conduta equivocada do agente maximizador de utilidade.

Por exemplo, o nível de conhecimento do indivíduo sobre as normas legais e a internalização das normas sociais de cada comunidade. Assim, à medida que as relações sociais se tornam mais complexas e as transações de troca se distanciam de uma obrigação específica, como no caso do suborno (*bribery*), elas se tornam cada vez menos passíveis de aferição pela população, especialmente em países subdesenvolvidos, onde os indivíduos carecem de um sistema de internalização social das normas legais.

Heidenheimer afirma ainda que, entre os cidadãos, o compartilhamento de uma tolerância uniforme de quais comportamentos podem ser considerados corruptos pode mudar gradativamente a depender do nível de complexidade envolvido nos tipos de trocas. Para isso, elaborou três categorias de percepção e tolerância da corrupção, sinteticamente apresentados abaixo:

Corrupção negra ("black corruption"): são comportamentos particulares consensualmente considerados condenáveis, tanto para a elite quanto para os cidadãos comuns que exigirão punições cabíveis; *corrupção cinza ("gray corruption")*: indica que alguns grupos, geralmente as elites, podem querer ver a ação punida, outros não, e a maioria pode ser ambígua; *corrupção branca ("white corruption")*: significa que a maioria das opiniões da elite e de massa provavelmente não apoiaria vigorosamente uma tentativa de punir uma forma de corrupção que eles consideram tolerável (Heidenheimer, 2002, p. 152, tradução nossa).

A última forma indica que os grupos sociais não consideram favorável o *trade-off* entre os custos envolvidos na imposição de regras e o benefício da manutenção dos valores envolvidos.

A partir do trabalho de Heidenheimer (1970), diversas outras pesquisas na mesma linha foram feitas com diferenças relativamente pequenas entre elas, como em Peter e Welch (2002), Gibbons (1985) e Johnston (1982). Mais recentemente, Dan Aliery e Simon Jones (2012) publicaram um estudo sobre desonestidade cujos resultados se assemelham aos obtidos nesses trabalhos anteriores. Em um experimento social controlado, Aliery e Jones (2012) aplicaram um teste de matemática com prêmios em dinheiro para cada questão corretamente respondida. Entretanto, nesse ensaio, a conferência do gabarito poderia ser feita pelos próprios participantes, com a vantagem de poderem destruir o gabarito caso quisessem. Ou seja, eles teriam incentivos claros para mentir sobre o verdadeiro resultado. Um grupo de controle que não poderia

mentir sobre o gabarito foi criado para comparar as respostas posteriormente. O resultado indicou que, em média, as pessoas exageravam 15 questões a mais para cada 100 questões pelas quais foram pagas.

Outra conclusão interessante do experimento foi que, ao elevar muito o prêmio, as pessoas passaram a diminuir o exagero das questões corretas. Aliery e Jones (2012) concluíram que, no geral, elas não querem ser vistas como desonestas, mas querem se beneficiar. Esse desconforto sentido pelos participantes foi maior ou menor dependendo, por exemplo, do tipo de “prêmio” que era ofertado. Quando a recompensa foi alterada para pequenos presentes, a quantidade de desonestidade aumentava. O efeito foi o mesmo quando foram colocados atores que trapaceavam conspicuamente, dando maior “liberdade” aos outros participantes de praticar a desonestidade.

Uma das principais conclusões do estudo foi atingida quando os testes foram repeditos em diversos países. Contrariando as expectativas de diferenças nos níveis de desonestidade, o resultado acabou sendo o mesmo em todos os países, ou seja, em média, as pessoas trapaceavam 15% a mais, levando Ariely e Jones (2012) a concluir que as pessoas têm a mesma propensão a serem desonestas. O que muda entre um país e outro são suas estruturas sociais e incentivos percebidos. Assim, pode-se concluir que a forma de definição centrada na opinião pública possui lacunas comprometedoras. Os níveis de tolerância e percepção da corrupção pela opinião pública não são estáveis e dependem dos contextos institucionais de cada região, comunidade ou país.

■ 1.4 Definições centradas no liberalismo ou nas leis de mercado

Uma forma de abordagem da corrupção se destaca – principalmente entre os economistas e instituições ortodoxas – e tem origem na teoria do contrato social que deu origem aos Estados democráticos no século XIX (Brei, 1996, p. 66). Nesse tipo de abordagem, a corrupção é considerada sob o prisma dos princípios da economia neoclássica, no qual ela seria a forma como os agentes racionais (agentes públicos, por exemplo) agem sobre certos incentivos, guiados pelo interesse econômico (*rent seeking*). De acordo com essa literatura, podem-se separar duas vertentes similares, mas que têm conclusões divergentes. Ambas consideram a corrupção como uma forma racional de os agentes lidarem com a burocracia do setor público, mas divergem quanto aos seus efeitos sobre o desenvolvimento econômico.

O pioneiro da primeira forma abordagem é Leff (2002). Ele descreve a corrupção como “uma *instituição extralegal* usada por indivíduos ou grupos para ganhar influência sobre as ações da burocracia” (p. 307, grifo nosso). Tal instituição está tipicamente relacionada como a prática de comprar favores de burocratas responsáveis por formular e administrar as políticas econômicas dos governos. Conceitos baseados em violações morais da corrupção seriam empecilhos à análise racional da questão. Para Leff, o que importa em última instância não é a subversão moral do governo em si, mas sim o resultado líquido desses atos sobre o desenvolvimento econômico.

Esse tipo de abordagem, entretanto, desconsidera os efeitos negativos de reestruturação de poder político inerente à prática costumeira da corrupção. A partir do momento em que as elites econômicas estabelecem poder suficiente sobre a arena política (por exemplo, sobre os processos legislativos), elas passam a criar mecanismos autossustentáveis de perpetuação. Esses mecanismos políticos e econômicos não necessariamente são eficientes do ponto de vista econômico. Pressões ou *lobby* podem ser exercidos para, por exemplo, criarem-se barreiras legais à entrada de novos concorrentes, ou ainda criar subsídios desnecessários e ineficientes do ponto de vista do interesse público e socioeconômico.

Contudo, quando defende que a *burocracia corrupta* gera um incentivo para a concorrência ao criar um ambiente de disputa em relação aos recursos do governo, Leff não levou em consideração que os recursos das empresas podem ser alocados quase exclusivamente para a conquista de contratos, licitações ou vantagens públicas. Tais recursos, que poderiam ser utilizados em programas de pesquisa, inovação e eficiência da empresa, poderiam ser alocados tão somente no pagamento de propinas e outras formas de corrupção para manter o vínculo com os recursos do governo.

Rose-Ackerman (2002) também defende a tese ortodoxa ao definir a corrupção como um comportamento racional dos agentes como resposta aos entraves públicos (burocracia). Apesar disso, ela encontra-se no espectro oposto ao de Leff ao considerar a corrupção como prejudicial ao desenvolvimento/crescimento econômico na maioria dos contextos. Os agentes (funcionários públicos, políticos, cidadãos e burocratas etc.) são indivíduos guiados por princípios racionais e estão, a qualquer tempo e contexto, avaliando o potencial para ganhos em atos corruptos, balizando oportunidades, incentivos e custos. Nesse sentido, ela leva em consideração, por exemplo, que mudanças institucionais dirigidas para reforçar a competitividade dos mercados são importantes para a redução da corrupção.

Em sua grande maioria, essa literatura ortodoxa é inspirada direta ou indiretamente nos trabalhos de David Gary Becker (1968) sobre a economia do crime. Na abordagem de Becker, a desonestidade é composta de três elementos básicos: (1) a vantagem que alguém obtém de lucrar com o crime; (2) a probabilidade de ser pego; e (3) a punição esperada caso seja pego. Segundo o autor, comparando o primeiro componente (o ganho) com os outros dois (os custos), o ser humano racional consegue determinar se “vale a pena” ou não cometer um crime específico. Nesse caso, os agentes atuarão criminosamente se os incentivos (benefícios econômicos ou de poder) superarem as chances e os níveis de punição. Em outras palavras, a decisão de agir ilegalmente (violar a lei ou as regras) é pura e simplesmente uma questão racional.

Esse tipo de definição é limitado ao desconsiderar questões de ordem ética e moral do crime da corrupção. A redução do (complexo) processo de tomada de decisão em simples leis de mercado, desconsiderando fundamentos institucionais sociopolíticos, é consideravelmente deficiente. Outro ponto de fragilidade da abordagem centrada no liberalismo é a constante prática de indicar a corrupção sempre, ou quase sempre, ao setor público, o que pode ser considerado um erro, dependendo do prisma analítico utilizado. Um esforço é feito na direção de se considerar a corrupção como um problema meramente do setor público, ou seja, atos que seriam praticados por funcionários públicos no exercício de suas funções. Mudanças em direção a um sentido mais amplo sobre corrupção já vêm ocorrendo nas últimas décadas. Contudo, a literatura, especialmente a econômica ortodoxa, ainda é centrada na definição de corrupção como “o abuso do setor público visando ganhos privados” (Brei, 1996; Brown & Cloke, 2011; Hodgson & Jiang, 2007).

A predominância desse tipo de abordagem limita profundamente a capacidade de investigação sobre as causas e efeitos do fenômeno da corrupção. E isso se desdobra em ineficiências de alocação de tempo, pesquisa e de mudanças institucionais assimétricas, difusas e ineficientes. Até mesmo a Transparency International (TI) sugeriu recentemente uma ampliação da definição de corrupção, recomendando que ela deveria ser entendida como o abuso do poder confiado para ganho privado (Brown & Cloke, 2011). Quando se considera a corrupção como uma falha/ineficiência burocrática (*bureaucratic corruption*), para usar o termo de Leff (2002) dos governos, as abordagens centradas no mercado pregam quase sempre uma ilusão simplista de soluções para o problema.

■ 1.5 Gradiente de diferentes abordagens sobre corrupção

O'Hara (2014) indica uma outra forma de enxergar os tipos de abordagem da corrupção. Ele categoriza as diferentes abordagens a respeito das definições de corrupção num espectro cartesiano e atemporal⁴ no qual: (i) o primeiro eixo (eixo horizontal) representa um contínuo de visões de um único processo (ex.: suborno) em direção a processos múltiplos (suborno, extorsão, fraude, peculato, patronato, captura de estado etc.); e (ii) o segundo eixo (eixo vertical) mostra o contínuo da corrupção em uma visão micro ou unisetorial (setor público) para uma visão sistêmica (geral), multisetorial (privada para pública, privada para privada, sem fins lucrativos etc.).

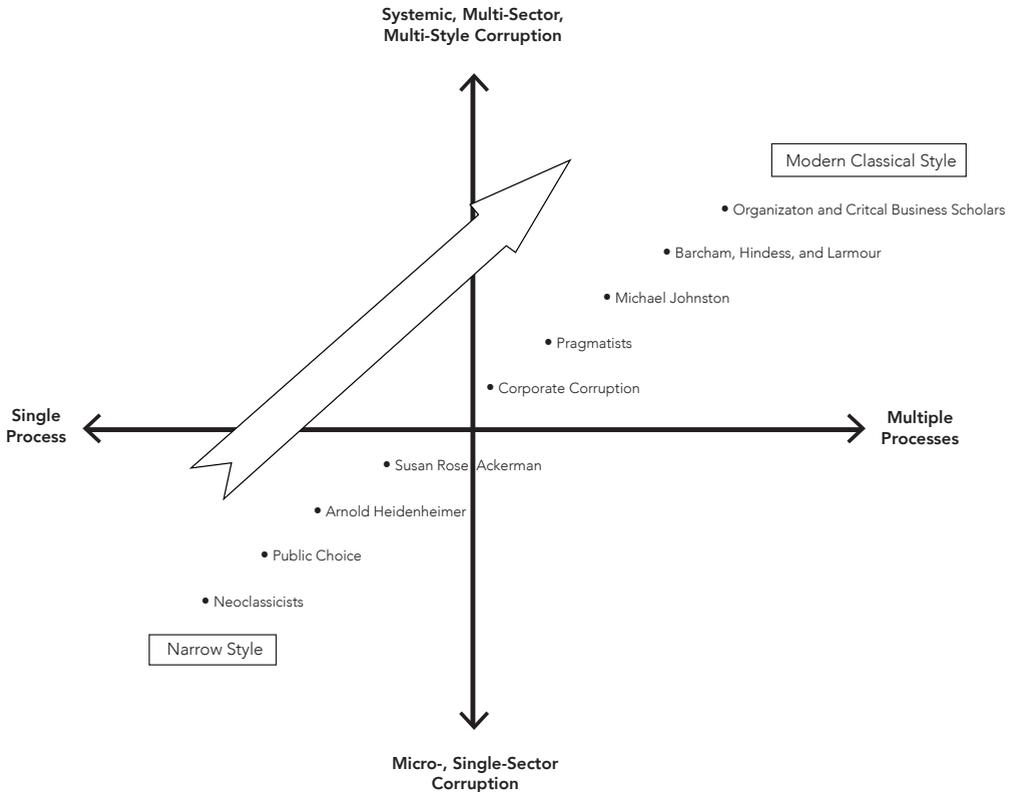
Vários exemplos de Escolas ou autores específicos são isolados ao longo desses dois grandes contínuos. Por exemplo, um analista de política favorável à abordagem convencional normalmente terá uma visão estreita (*Narrow Style*) da corrupção, entendendo-a como sendo serviços prestados por um funcionário público em troca de suborno. Cientistas políticos, como Arnold J. Heidenheimer (2002), oferecem uma ampla discussão de vários tipos de transações em diferentes sociedades, enquanto ainda estudam apenas o que eles chamam de “corrupção política”. Susan Rose-Ackerman (2002) leva a teoria da escolha pública um passo adiante incluindo potencialmente corrupção pública e corporativa. No entanto, segundo O'Hara (2014), enquanto ela discute corrupção corporativa em um capítulo, o subestima em todos os seus trabalhos subsequentes.

4 Similar a um sistema ergódico onde o tempo não altera as expectativas esperadas, ou seja, as probabilidades espaciais e temporais convergem para o mesmo resultado, portanto excluiu-se a possibilidade de existir dependência do passado (*path dependence*) (Herscovici, 2004).

- *Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário, Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento*

Figura 1

Diversidade de perspectivas sobre a corrupção (linha de tendência)



Fonte: O’Hara (2014, p. 285).

Nas últimas duas décadas, inúmeras Escolas e analistas de política adotaram implícita ou explicitamente uma abordagem muito mais ampla, envolvendo múltiplos setores, agentes heterogêneos e diferentes estilos de corrupção indicados pela seta na Figura 1, em direção ao que O’Hara (2014) optou por chamar de “Estilo Clássico Moderno” (*Modern Classical Style*).

Uma série de abordagens clássicas modernas à corrupção, como mencionado, vem se desenvolvendo na última década, buscando ser pragmática e orientada para políticas. Ao mesmo tempo, eles mantêm a tradição filosófica de uma abordagem holística, uma visão sistêmica do problema e um escrutínio “imoral, injusto e disfuncional” de práticas corruptas. Essa visão em evolução é, na verdade, uma forma de economia institucional-evolutiva, ou pelo menos é facilmente enxertada nessa tradição da economia política (O’Hara, 2014, p. 289, tradução nossa).

Como indica a seta na Figura 1, esta tem sido a direção de grande parte do trabalho inovador sobre corrupção na última década. Muitos estudiosos analisam a corrupção do privado ao público, mas subestimam o elemento privado (por exemplo, Heidenheimer & Johnston, 2002). Estudiosas pragmáticas, como Claire Fletcher e Daniela Herrmann (2012), estão mais interessadas nas evidências empíricas do que nas teorias economicistas. Elas generalizaram a corrupção como existente dentro e entre os setores privado-para-privado, privado-para-público, público-para-público, sem fins lucrativos e outros setores de uma forma que os empurra para o campo mais amplo (O’Hara, 2014).

Esses “modernos entendimentos clássicos” de corrupção enriquecem a literatura incorporando aspectos centrais das visões mais restritas em uma tela mais ampla de inovações relativas ao poder sistêmico e cultural, hábitos, instituições, elites e mudança estrutural. A questão central da corrupção sistêmica é que as oportunidades para promover os interesses adquiridos precisam de variadas maneiras, emergir por meio de diferentes setores, agentes e estilos (O’Hara, 2014).

A próxima seção tenta contextualizar o tema da corrupção em uma perspectiva da economia institucional e evolucionária que seja capaz, pelo menos em tese, de suplantando parte das principais lacunas teóricas apresentadas nesta seção.

2

A CORRUPÇÃO EM UMA PERSPECTIVA INSTITUCIONAL EVOLUCIONÁRIA

A visão utilitarista-neoclássica da teoria econômica corrompeu o conceito de corrupção com preconceitos ideológicos contra as atividades do Estado (Hodgson & Jiang, 2007). Nas últimas décadas, inúmeros trabalhos começaram a levar em consideração a questão da corrupção estritamente relacionada ao setor privado (*business corruption* e *organizational corruption*). Escolas e analistas de política passaram a adotar, implícita ou explicitamente, uma abordagem muito mais ampla, envolvendo múltiplos setores, agentes heterogêneos e diferentes estilos de corrupção. Esses modernos entendimentos clássicos de corrupção enriquecem a literatura, incorporando aspectos centrais das visões mais restritas em um panorama mais amplo de inovações relativas ao poder sistêmico e cultural, hábitos, instituições, elites e mudanças estruturais (O'Hara, 2014).

Isoladamente, uma ação corrupta não caracteriza um comportamento ou propensão habitual. É somente a partir do momento em que a prática se torna habitual e o grupo social relevante passa a considerá-la como um comportamento eficaz para atingir os objetivos do esquema de vida que ela se torna uma instituição. Ao contrário do que Leff considerou, não necessariamente a corrupção deve ser eficiente do ponto de vista utilitarista/marginalista. O processo pelo qual um comportamento ou ação transforma-se em modelo idealizado (subjetivo) de eficiência e estima é notavelmente exposto por Veblen (1898b, p. 196-197, tradução nossa) da seguinte forma:

Sob a influência deste gosto pelo trabalho bem feito, os homens são comparados uns com os outros e suas ações com o ideal estabelecido de eficiência, e são avaliados pelo senso comum de seus semelhantes de acordo com o esquema convencional de mérito e demérito. A atribuição de eficiência a uma ação necessariamente depende da existência de evidência desta eficiência. O sucesso visível de um homem é, assim, comparado com o de outro homem, e reconhecimento e estima são oferecidos a um indivíduo, e não a outro, com base na comparação discriminatória destes indivíduos transformada em hábito mais do que na consideração imparcial e direta da proficiência de cada linha de ação no que se refere à realização do objetivo. A estima é oferecida,

então, não mais com base na apreciação da eficácia de cada ação considerada separadamente, mas com base na comparação das habilidades dos diferentes agentes. Ao invés de se avaliar a serventia de cada forma de conduta, ocorre a mensuração da capacidade dos agentes com base no sucesso visível. O que passa a ser comparado de forma discriminatória entre os agentes é a força que o agente é capaz de despender, e não a serventia da aplicação desta força. Em pouco tempo, a medida em que a estima dada à serventia em si de uma ação se confunde com a estima do indivíduo, de suas habilidades comparadas às de outros, o objeto da ação deixa de ser a eficácia pura com que o objetivo é atingido, mas sim a manifestação de força ou capacidade. Torna-se o objetivo aproximado da realização de esforço a demonstração de poder por parte do agente, não mais simplesmente a realização de uma meta que contribua para a provisão da vida da comunidade.

Nessa passagem, Veblen descreve como o processo do instinto para o artesanato transforma cumulativamente a habituação de uma ação como uma instituição entranhada no modelo mental dos indivíduos que participam desse processo. Em um ambiente tomado de indivíduos corruptos, em que a prática é corriqueira e considerada “normal” ou idealizadamente meritória (do ponto de vista vebleniano), agentes que agirem de forma contrária à *norma* aceita serão rejeitados, expulsos, marginalizados ou mesmo eliminados do sistema. Do ponto de vista da corrupção, não é raro observar políticos, juízes e mesmo pessoas que não têm destaque e/ou função públicas sofrendo revezes por intervir no sistema estabelecido de corrupção. A esse respeito, Veblen (1898b, p. 198, tradução nossa) afirma que: “Uma vez que a imputação de eficiência e mérito *discriminatório* é dada com base na evidência de sucesso visível, a aparência negativa deve ser evitada sob pena de ser o indivíduo objeto de reprovação”.

Uma abordagem alternativa, baseada na literatura institucionalista, destaca duas questões que estão ausentes na maioria das abordagens sobre o tema da corrupção citadas no início deste artigo. A primeira diz respeito à limitação do ato corrupto como um processo inerente ao funcionalismo público. E a segunda é a afirmação ontológica de que as regras são elementos-chave do ser social e que, portanto, devem ser incluídas em abordagens sobre a corrupção, incluindo uma explicação evolucionária da disposição dos indivíduos em segui-las. Essa visão institucionalista reforça a questão da importância evolucionária da existência de regras, normas, convenções e hábitos de pensamento como intimamente ligadas às expectativas dos indivíduos em cada sociedade.

Tal fato garantiu (e garante) uma segurança social mínima para que nossa espécie pudesse alcançar os atuais níveis de desenvolvimento. Nesse caso, considera-se importante para o avanço das discussões sobre corrupção levar em consideração a questão da abrangência multissetorial da corrupção.

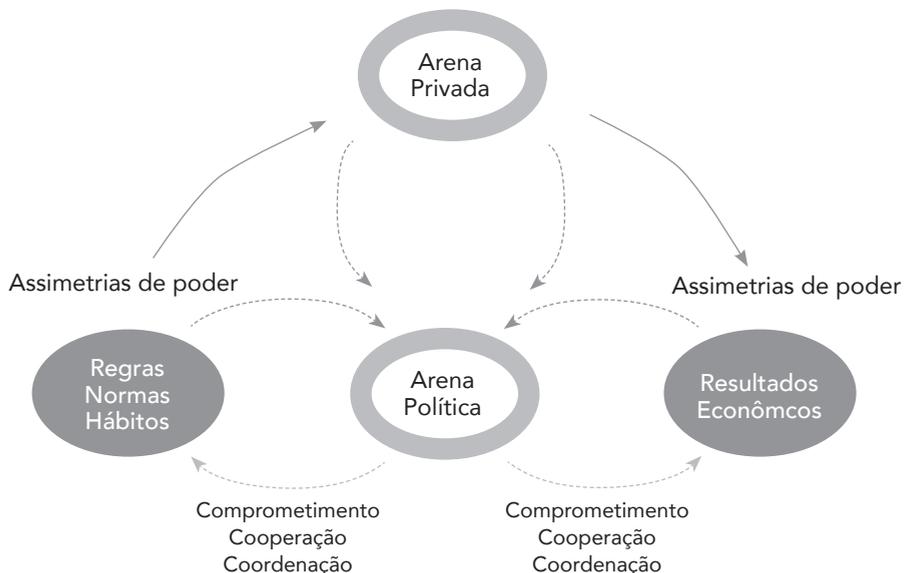
A segunda lacuna encontra-se na limitação das consequências sobre os bens públicos (interesse público). Não se trata apenas da controvérsia ligada à definição do interesse público, mas sim de seu caráter teórico limitador. A conclusão a que se chega é que, dessa forma, as consequências do ato de corrupção não afetam única e exclusivamente o setor público, mas também o privado. No caso, uma alteração deve ser feita nessa definição-padrão na direção em que se considera uma abordagem sistêmica e multifatorial da corrupção.

Antes de mais nada, é preciso determinar os parâmetros envolvidos nos processos de interação social que envolvem a corrupção. Para tanto, primeiro definiram-se os agentes/indivíduos participantes do processo. Por meio de uma adaptação do modelo de interação sociopolítico do World Bank (2017), apresentado na Figura 2, foi feita a inclusão do campo relativo aos indivíduos e organizações (Arena Privada) e do setor público de modo a ampliar o escopo do campo relativo às regras a fim de englobar normas, convenções e hábitos.

Posteriormente, delimitaram-se as formas de interação desses agentes para posteriormente determinar mecanismos de ação e interferência nos sistemas institucionais (violação das funções institucionais). O comprometimento, a coordenação e a cooperação são fundamentalmente subjacentes à eficácia das políticas para promover a interação entre os escopos de uma sociedade, mas a distribuição desigual de poder pode restringir a eficácia de tais interações (World Bank, 2017, p. 33).

Figura 2

Modelo de interação



Fonte: Adaptado de World Bank (2017).

Um aspecto importante dessas relações é a necessidade da existência de algum tipo de poder envolvendo os agentes relevantes. Um indivíduo que realiza um ato de corrupção deve necessariamente possuir poder sobre o recurso objeto desse ato (por exemplo, cargos públicos ou contratações de uma empresa). Os indivíduos detentores desses poderes delegados não têm a gestão livre e arbitrária sobre o “objeto”, mas devem seguir regras e princípios parcialmente estabelecidos de gestão dos recursos, determinados convencionalmente pelos detentores reais dos recursos ou bens. Nos casos exemplificados, do corpo diretor da empresa e do poder legislativo da cidade, respectivamente.

- *Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário, Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento*

[...] pode-se dizer que o padrão de corrupção existe sempre que um detentor de poder que é encarregado de fazer certas coisas, que é um funcionário responsável ou titular de escritório, é por recompensas monetárias ou outras, como a expectativa de um trabalho no futuro induzido a tomar ações que favorecem quem fornece a recompensa e, assim, prejudicar o grupo ou organização a que o funcionário pertence, mais especificamente o governo (Friedrich, 2002, p. 14).

A especificação de Friedrich (2002) sobre o governo no trecho acima pode ser retirada, sem prejuízos teóricos e práticos, uma vez que essa relação entre o detentor de poder (funcionário público ou privado) e o concedente do poder (órgão público, empresa, fundação, cidadãos, dentre outros) é realizada em termos relativos e firmada por instrumentos institucionais formais ou informais (confiança mútua, contrato de trabalho, eleição, regras e normas, por exemplo).

Dessa forma, deve-se estender a definição de corrupção para incluir uma abordagem do interesse privado mais ampla. Não se trata apenas da visão limitada de um interesse privado de funcionários públicos ou privados. Nesse caso, o interesse privado deve ser encarado por uma perspectiva relativa. Por exemplo, quando se está no contexto do exercício de poder de um funcionário de uma empresa qualquer, o interesse privado é o interesse do funcionário em detrimento do interesse da empresa. Assim:

Se a definição de corrupção é ampliada para incluir a busca ilegítima de um interesse privado, ela permite um julgamento independente sobre quais interesses privados as normas e regras éticas existentes devem impedir (Mulgan, 2012, p. 26).

Nesse caso:

A corrupção, para além da questão propriamente monetária e contábil, está relacionada a processos sociais que levam em consideração valores e normas que, além do institucional e do formal, consideram aspectos informais e culturais. A análise da corrupção deve atender a esses aspectos sociológicos implicados no reconhecimento de normas formais e informais, porquanto a passagem do privado ao público ocorre em meio a configurações de valores e normas. Ou seja, é fundamental pensar o aspecto normativo envolvido no conceito de corrupção, porque ele tem uma natureza fugidia, já que depende de concepções normativas a respeito das próprias instituições sociais, em que pesem, dessa forma, os valores que definem a própria noção do que vem a ser o interesse público (Filgueiras, 2009, p. 397).

Note-se que, ao direcionar o entendimento da corrupção para um escopo mais amplo e sistemático, ficam mais evidentes os mecanismos direcionadores para realizar suas correções. Apesar de o modelo de interação da Figura 2 não explicitar a variável temporal das relações, ela é de suma importância quando consideramos o contexto institucional evolucionário dessas relações. Assim sendo, a corrupção deve ser entendida como um processo cumulativo em desdobramento, e somente entendendo os mecanismos das relações institucionais no tempo de modo a dispensar ferramentas de combate à corrupção mais assertivos, isto é, deve-se considerar um aspecto temporal na análise em que o que ocorre no curto prazo afeta possíveis futuras tomadas de decisão, reforçando a característica de *path dependence* na abordagem evolucionária.

O Banco Mundial passou a considerar que os mecanismos de mudanças em direção à melhoria da governança – que é *persistente e endógena* – dependem do tempo e da mudança das preferências e crenças dos atores (World Bank, 2017, p. 33, grifo nosso). Preferências, crenças e disposições comportamentais não são imutáveis e podem ser moldados por diversas vias, em especial pela educação e retransmissão de informações pelo contexto social.

Nesse sentido, pode-se concluir que preferências e crenças desempenham um papel importante sobre as relações sociais. A coordenação, a cooperação e o comprometimento podem ajudar a compreender os fenômenos que vão da discriminação à corrupção, às revoluções tecnológicas, ao cumprimento das obrigações fiscais (Mokyr, 2013).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Segundo Brei (1996), a pesquisa científica sobre a corrupção encontra-se ainda no nível pré-paradigmático. Assim, a visão da corrupção como um problema relegado ao setor público possui importantes lacunas teóricas e, conseqüentemente, metodológicas. Entretanto, a convergência de abordagens da tendência clássica moderna (por meio de interpretação holística, multifatorial e sistêmica) parece dar suporte a uma evolução em direção a essas assimetrias teóricas sobre o tema. Apesar disso, a visão limitada sobre a corrupção parece persistir em diferentes contextos sociais, acadêmicos e políticos. O que, por sua vez, acaba produzindo soluções políticas simplistas, não condizentes com o perfil sistemático, institucional e multifatorial da corrupção (O'Hara, 2014; Hodgson & Jiang, 2007).

Em uma época de inovações tecnológicas e sociais constantes, a necessidade de adaptação é ininterrupta. Considera-se de suma importância entender como os agentes interagem e tomam suas decisões. Somente entendendo melhor esse aspecto é que os formuladores de políticas podem implementar mudanças e acompanhar as necessidades institucionais futuras que envolvem a forma mais adequada de lidar com os problemas provenientes da corrupção. Com o intuito de contribuir com o debate sobre o tema, foi sugerida uma definição de corrupção centrada no aspecto de violação das funções institucionais (visão disfuncional), capaz de se moldar a diversos contextos institucionais específicos. Tentou-se realizar uma aproximação das definições de corrupção da abordagem clássica moderna mencionada por O'Hara (2014).

Por fim, buscou-se ampliar o debate acerca do tema, inferindo sobre as principais fragilidades de investigação e mensuração da corrupção, oferecendo, ainda, uma proposta de abordagem institucional evolucionária mais próxima do caráter sistêmico da corrupção. Como foi destacado, algumas das abordagens baseadas no individualismo metodológico e no coletivismo metodológico deturpam o caráter ontológico da corrupção, simplificando de maneira contundente um tema que deveria ser tomado em uma perspectiva mais abrangente, multidisciplinar, que envolve os dois níveis ontológicos. Assim, para contribuir com o campo de pesquisa sobre a corrupção, agendas de pesquisa futuras podem focar a corrupção como um fenômeno que possui propriedades específicas de evolução, podendo emergir como uma instituição ao assumir níveis sistêmicos e complexos.

DIFFERENT THEORETICAL INTERPRETATIONS ABOUT CORRUPTION: AN ANALYSIS PROPOSAL BASED ON THE THEORETICAL-ECONOMIC VIEW OF OLD EVOLUTIONARY INSTITUTIONALISM

Abstract

This article sought to demonstrate and analyze what are the main definitions of corruption constantly found in the literature. In addition, it was pointed out that the usual definitions and those with affinities in relation to the classical-utilitarian theoretical current have significant limitations. Be they in the definition itself, in the concept of corruption, or in the analyzes that this makes possible. Based on this, it was suggested that the evolutionary approach originating from institutional economics, pioneered by the works of Thorstein Veblen, demonstrates a greater degree of adequacy and efficiency by being more visibly closer to reality, thus enabling empirical analyzes with a greater degree of robustness and clarity.

Keywords: Agents; corruption; evolutionary; governments; institutionalism.

Referências

- Ariely, D., & Jones, S. (2012). *The honest truth about dishonesty*. New York: Harper Collins Publishers.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In N. G. Fielding, A. Clarke, & R. Witt (Ed.). *The economic dimensions of crime* (pp. 13–68). London: Palgrave Macmillan.
- Brei, A. Z. (1996). Corrupção: dificuldades para definição e para um consenso. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, 30(1), 64–77.
- Brown, E., & Cloke, J. (2011). Critical perspectives on corruption: an overview. *Critical Perspectives on International Business*, 7(2), 116–124.
- Euben, J. P. (1989). Corruption. In T. Ball, J. Farr, & R. L. Hanson (Ed.). *Political innovation and conceptual change* (pp. 220–246). Cambridge: Cambridge University Press.
- Favorato, D. G., Colombo, A. O., & Sartório, S. (2020). G. P. Keynes e o princípio da demanda efetiva: Refutação da Lei de Say, determinação das expectativas e natureza do equilíbrio. *Revista de Economia Mackenzie*, 17, 51–72.

- *Diferentes interpretações teóricas acerca da corrupção: uma proposta de análise embasada na vertente teórico-econômica do velho institucionalismo evolucionário*, Arthur Osvaldo Colombo, Eduardo Toneto do Livramento

Feres Júnior, J. (2008). Interesse público. In L. Avritzer, N. Bignotto, J. Guimarães, & H. M. M. Starling (Org.). *Corrupção: ensaios e crítica* (pp. 163–172). Belo Horizonte: UFMG.

Filgueiras, F. (2009). A tolerância à corrupção no Brasil: Uma antinomia entre normas morais e prática social. *Opinião Pública*, Campinas, 15(2), 386–421.

Fletcher, C.; & Herrmann, D. (2012). *The internationalisation of corruption: Scale, impact, and countermeasures*. Gower Publishing, Ltd.

Friedrich, C. J. (2002). Corruption concepts in historical perspective. In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 15–24). New Brunswick: Transaction Publishers.

Gardiner, J. A. (2002). Defining corruption. In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 25–40). New Brunswick: Transaction Publishers.

Gibbons, K. M. (1985). Towards an attitudinal definition of corruption: Evidence from a survey of Canadian university students. *International Political Science Congress, Paris*. Reprinted as Variations in attitudes toward corruption in Canada. In A. J. Heidenheimer, M. Johnston, & V. T. LeVine (Org.). (1989). *Political corruption: A handbook* (pp. 165-171). New Brunswick, Transaction Publishers.

Guimarães, J. (2008). Interesse público. In L. Avritzer, N. Bignotto, J. Guimarães, & H. M. M. Starling (Org.). *Corrupção: ensaios e crítica* (pp. 173-178). Belo Horizonte: UFMG.

Heidenheimer, A. J. (2002). Perspectives on the perception of corruption. In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 141-154). New Brunswick: Transaction Publishers.

Heidenheimer, A. J. (1970) *Political corruption: Readings in comparative analysis*.

Heidenheimer, A. J., & Johnston, M. (Ed.). (2002). *Political corruption: concepts and contexts*. New Brunswick: Transaction Publishers.

Herscovici, A. (2004). Irreversibilidade, incerteza e teoria econômica: Reflexões a respeito do indeterminismo metodológico e de suas aplicações na ciência econômica. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 34, 805–825.

Hindess, B. (2012). Introduction: How should we think about corruption? In M. Barcham, B. Hindess, & P. Larmour (Ed.). *Corruption: expanding the focus* (pp. 1-24). Canberra, Australia: ANU E Press.

Hodgson, G. M., & Jiang, S. (2007). The economics of corruption and the corruption of economics: An institutionalist perspective. *Journal of Economic Issues*, 41(4).

Jain, A. K. (2001). Corruption: A review. *Journal of Economic Surveys*, Malden, Main St., 15(1), 71–121.

Johnston, M. (1982). *Political corruption and public policy in America*. Monterey, Brooks/Cole Publishing Company.

Leff, N. H. (2002). Economic development through bureaucratic corruption. In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 307–320). New Brunswick: Transaction Publishers.

Machado, J. C. (2010). Um estudo semântico enunciativo da corrupção em dicionários e documentos governamentais. *Alfa*, São Paulo, 54(1), 145–175.

Mokyr, J. (2013). *Is technological progress a thing of the past?*. EU-Vox essay posted September 8, 2013.

Mulgan, R. (2012). Aristotle on legality and corruption. In M. B., B. H., & P. Larmour (Ed.). *Corruption: expanding the focus* (pp. 25–36). Canberra, Australia: ANU E Press.

O'Hara, P. A. (2014). Political economy of systemic and micro-corruption throughout the world. *Journal of Economic Issues*, 48(2), 279–307.

Peters, J. J., & Welch, S. (2002). Gradients of corruption in perceptions of Americans public life. In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 155–172). New Brunswick: Transaction Publishers.

Rose-Ackerman, S. (2002). When is corruption harmful? In A. J. Heidenheimer, & M. Johnston (Ed.). *Political corruption: concepts and contexts* (pp. 353–374). New Brunswick: Transaction Publishers.

Sartório, S. G. P., Colombo, A. O., & Favorato, D. G. (2022). Os determinantes da taxa de juros: uma interpretação de Keynes e a refutação da teoria Neoclássica. *Pesquisa & Debate*, São Paulo, 33, 122–147.

Saxonhouse, A. W. (2012). To corrupt: The ambiguity of the language of corruption. In M. Barcham, B. Hindess, & P. Larmour (Ed.). *Corruption: expanding the focus* (pp. 37–52). Canberra, Australia: ANU E Press.

Scott, J. C. (1972). *Comparative political corruption*. Prentice Hall.

Veblen, T. B. (1898a). Why is Economics not an evolutionary science? *Quarterly Journal of Economics*, 12(3), 373–397.

Veblen, T. B. (1898b). The instinct of workmanship and the irksomeness of labor. *American Journal of Sociology*, 4(2), 187–201.

Veblen, T. B. (1899). *The theory of leisure class*. New York: Penguin Books.

Veblen, T. B. (1966). *Teoria da empresa industrial*. 1. ed. Rio de Janeiro: Globo.

World Bank. (2017). World Development Report 2017: *Governance and the Law*. Washington, D.C.: World Bank. doi:10.1596/978-1-4648-0950-7. Internacional

MACROECONOMIA DO INVESTIMENTO INDUZIDO E AS TEORIAS DOS CICLOS ECONÔMICOS E DAS CRISES EM KEYNES-MINSKY: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO APLICADA À ECONOMIA BRASILEIRA PARA 1990 A 2019

André Cutrim Carvalho

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade da Amazônia (Unama) e Engenheiro de Computação pelo Instituto de Estudos Superiores da Amazônia (Iesam), atual Faculdade Estácio de Belém. Mestre em Ciências Econômicas pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual Paulista (Unesp). Mestre em História Social da Amazônia pelo Programa de Pós-Graduação em História (PPHIST) da UFPA. Doutor em Desenvolvimento Econômico e pós-doutor em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor-pesquisador da Faculdade de Ciências Econômicas da UFPA.

E-mail: andrecc83@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-0936-9424>

David Ferreira Carvalho

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade da Amazônia (Unama) e Engenheiro Agrônomo pela Universidade Rural da Amazônia (Ufra). Mestre em Desenvolvimento Sustentável do Trópico Úmido pelo Núcleo de Altos Estudos da Amazônia (NAEA) da UFPA. Doutor em Economia e pós-doutor em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor-pesquisador da UFPA.

E-mail: david.fcarvalho@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0002-9161-4715>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Irvyem Gabriel Santos Monteiro

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Pará (UFPA).

E-mail: irvyemg19@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0005-6906-6002>

Como citar este artigo: Carvalho, A. C., Carvalho, D. F., & Monteiro, I. G. S. (2023). Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-Minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 143–166. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.143–166

Recebido em: 25/5/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

O presente artigo tem como principal objetivo discutir e estimar a relação entre o Investimento Induzido (II) e o ciclo do Produto Interno Bruto (PIB) da economia do Brasil, tendo como base para análise os fundamentos teóricos de John Maynard Keynes e Hyman Philip Minsky. Além disso, a metodologia para execução da modelagem econométrica envolve a utilização de testes de raízes unitárias e de cointegração das séries do Investimento Induzido e do PIB do Brasil entre 1990 a 2019. Os resultados dos modelos econométricos confirmam os fundamentos econômicos de Keynes-Minsky sobre os ciclos dos negócios. Portanto, cabe aos agentes econômicos, sobretudo ao governo e ao setor empresarial, observar o melhor método de empregá-los a fim de garantir uma recuperação mais efetiva da economia, não somente focando velocidade de crescimento, mas estabilização de médio e longo prazo para assim evitar novos focos de crise no curto prazo.

Palavras-chave: Ciclo do Produto Interno Bruto (PIB); economia do Brasil; Investimento Induzido (II); modelagem econométrica; raízes unitárias e de cointegração.

Classificação JEL: E12, O47, C10.

1 INTRODUÇÃO

Em linhas gerais, a economia brasileira tem tido muita dificuldade, desde 1980, de lidar com dois (grandes) problemas: crises recorrentes geradas por taxas de inflação altas e aumento da taxa de desemprego. Entre 1980 e 1994, o Brasil sofreu com a questão da hiperinflação na economia, que só terminou com o Plano Real no ano de 1994, como consta em Bresser-Pereira e Nakano (1991).

No período de 1995 a 2014, a taxa média da inflação no Brasil ficou em 7,6% ao ano; já em 2015, porém, a taxa de inflação subiu para 10,7% ao ano, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No referido ano, o Brasil foi envolvido em uma crise econômica e política grave, em que o governo da até então presidenta Dilma Rousseff não conseguiu elaborar uma estratégia clara para escapar da situação.

Como consequência, o país experimentou uma contração gradual da sua produção e uma alta da taxa inflacionária. Nesse ínterim, uma série de escândalos de corrupção deixou os formuladores de políticas econômicas paralisados, o que culminou no afastamento (*impeachment*) da presidenta Dilma, acusada de improbidade administrativa pelas chamadas “pedaladas fiscais”, isto é, uma série de operações orçamentárias realizadas pelo Tesouro Nacional, não previstas na legislação, que consistiam basicamente em atrasar o repasse de verbas a bancos públicos e/ou privados com a intenção de aliviar a situação do déficit fiscal e da dívida pública do governo federal.

Com o *impeachment* de Dilma Rousseff, o vice-presidente Michel Temer assume interinamente o cargo de presidente da República do Brasil em 12 de maio de 2016, mas só em 31 de agosto de 2016 toma posse como titular da Presidência da República do Brasil. Após vencer a eleição presidencial em 2018, marcada pela disputa contra o candidato Fernando Haddad (PT), o candidato Jair Messias Bolsonaro (PSL) toma posse como presidente da República do Brasil em 1º de janeiro de 2019.

Do ponto de vista econômico, o desempenho do governo Bolsonaro, até o começo de dezembro de 2019, tendo como base os dados oficiais do IBGE, apresentou o seguinte resultado: o índice de inflação IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), até outubro de 2019, tinha sido de 2,60%; a taxa de crescimento do PIB até terceiro trimestre de 2019 foi de 1,0%; e a

taxa de desemprego até o terceiro trimestre de 2019 foi de 11,8%, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) contínua.

Nesse contexto, pretende-se discutir as teorias do ciclo econômico e das crises das economias capitalistas contemporâneas com base no aparato teórico econômico desenvolvido pelo economista John Maynard Keynes e ampliado por Hyman Philip Minsky.

O objetivo fundamental do presente artigo, desse modo, é discutir e estimar a relação entre o Investimento Induzido (II) e o ciclo do Produto Interno Bruto (PIB) da economia brasileira; depois disso, realizar os testes de raízes unitárias e de cointegração das séries do Investimento Induzido e do PIB do Brasil no período de 1990 a 2019. Para alcançar esse objetivo, o artigo foi organizado em quatro seções básicas, além desta seção de introdução, a saber: na segunda seção, discute-se a teoria dos ciclos e das crises de Keynes-Minsky; na terceira é apresentada a metodologia para execução da modelagem econométrica; na quarta são realizados os testes de raízes unitárias e de cointegração; e, na quinta seção, são analisados os resultados da modelagem econométrica, bem como são reveladas as considerações finais.

2

TEORIAS DOS CICLOS ECONÔMICOS E DAS CRISES DE KEYNES-MINSKY

Do ponto de vista teórico, pode-se afirmar que o artigo de Keynes, intitulado “*The General theory and after: a supplement*”, reconhecido pela “resposta” à crítica de Jacob Viner, serviu de inspiração à hipótese da instabilidade financeira de Minsky (Keynes, 1978, pp. 167-179). A explicação da instabilidade financeira, assim como uma proposta de política econômica para neutralizar a instabilidade da economia capitalista, está fundamentada na relação entre a teoria do sistema de dois preços e as condições de financiamento dos investimentos.

De fato, a hipótese da instabilidade financeira é um legado de Keynes para facilitar o entendimento das crises, ciclos e outros distúrbios iminentes ao sistema capitalista. A razão da instabilidade financeira no sistema capitalista contemporâneo decorre do fato de os agentes assumirem posturas financeiras quando decidem financiar os seus gastos de investimentos industriais, financeiros ou mesmo de consumo mediante empréstimos tomados em instituições

financeiras, tendo em conta as expectativas do fluxo de dinheiro no futuro, sujeito a riscos e incertezas, provenientes de fontes primárias e secundárias, como adverte Minsky (1996).

A validação das dívidas financeiras contraídas pelos agentes no sistema bancário requer que os preços dos produtos das empresas vendidos no mercado sejam capazes de proporcionar lucros suficientes para cobrir os custos de produção com mão de obra e insumos e gerar um excedente para pagar suas dívidas ou induzir um refinanciamento, segundo Minsky (1982). Quando isso não ocorre, o receio de perdas desencadeia um pânico, gerando uma instabilidade financeira que se propaga com rapidez por todas as atividades econômicas e financeiras do sistema capitalista (Dymsky & Pollin, 1992, pp. 38-39).

Uma economia com dívidas privadas é uma economia vulnerável a mudanças no ritmo do investimento, pois são os investimentos que determinam a demanda agregada e a viabilidade da estrutura financeira das dívidas dos agentes privados. A instabilidade financeira da economia decorre da natureza subjetiva das expectativas dos agentes econômicos quanto ao curso e ritmo do investimento esperado, em futuro incerto, bem como da validação subjetiva dos banqueiros para o financiamento das posições de portfólio dos diferentes tipos de ativos de capital.

Na prática, em um mundo em que os empresários são os principais usuários financeiros e há uma estrutura financeira organizada, complexa e sofisticada, a incerteza é o fator subjetivo determinante da trajetória da renda e do emprego (Minsky, 1982, p. 66). A aceitabilidade dos agentes de uma estrutura financeira de dívidas é baseada numa margem de segurança, *ex ante*, tal que o fluxo esperado da moeda no futuro, inclusive durante as crises, possa cobrir os pagamentos das dívidas contratuais assumidas.

Minsky (1982), por sua vez, identifica três tipos de unidades com posturas financeiras distintas: 1º) a *unidade financeira hedge*, em que a expectativa do agente econômico é de que o fluxo da moeda proveniente de sua participação na geração da renda exceda o fluxo de pagamento em moeda das obrigações com as quais ele terá de arcar em todos os períodos do ciclo econômico em questão; 2º) a *unidade financeira especulativa*, em que a expectativa do agente é de que o fluxo total esperado da moeda oriundo da sua participação na geração da renda, quando totalizado em relação ao futuro, seja superior ao fluxo total de pagamentos em moeda das dívidas a pagar, mas as obrigações contratuais de pagamento em moeda corrente dos primeiros períodos excedam o fluxo total em moeda oriunda da sua participação na geração da renda, mesmo que a parcela da renda líquida do fluxo de moeda do primeiro período,

quando medida por critérios contábeis convencionais, exceda os pagamentos dos juros sobre as dívidas, mas têm dificuldades de amortizar o principal durante o tempo de maturação das dívidas contraídas; 3º) a unidade financeira Ponzi é um tipo de unidade financeira especulativa extrema em que o fluxo de moeda proveniente das rendas dos primeiros períodos fica abaixo dos pagamentos dos juros da dívida no primeiro período, de tal modo que, por determinado período de tempo, as dívidas a pagar tendem a crescer devido aos juros sobre as dívidas já existentes contraídas para pagar outras dívidas contraídas (Minsky, 1982, pp. 20-21).

Assim, as formas de financiamento dos investimentos induzidos em ativos estão relacionadas com as posturas assumidas pelas unidades financeiras *hedge*, especulativa e Ponzi (Minsky, 2008, pp. 77-78). A distinção quanto às posturas das unidades financeiras *hedge*, especulativa e Ponzi definem tanto os grupos de mercados que precisam funcionar normalmente para que os pagamentos das obrigações contratuais assumidas possam ser validados e cumpridos quanto as fontes potenciais de instabilidade financeira.

A fragilidade financeira, portanto, é um conceito de Minsky (1982) referente à dominância da postura das unidades especulativas e Ponzi na estrutura financeira quando essas unidades resolvem se endividar com os bancos para financiar seus gastos de investimento e/ou gastos de consumo, com base em critérios de liquidez ou de solvência num ambiente de riscos e incertezas quanto aos resultados esperados no futuro.

A hipótese de fragilidade financeira de Minsky está associada à postura das unidades financeiras especulativas e Ponzi. As unidades especulativas são vulneráveis às perturbações dos rendimentos e preços dos ativos do mercado financeiro. Além disso, a insuficiência de renda e o aumento de encargos financeiros podem transformar uma unidade especulativa em unidade Ponzi. As unidades financeiras especulativas e Ponzi dependem da taxa de desconto, do fluxo da moeda, dos lucros e preços no futuro. Uma alta de concentração de unidade Ponzi caracteriza uma situação de fragilidade financeira que causa instabilidade financeira sistêmica (Minsky, 1986, 1994).

Segundo Carvalho, Keynes observou que no sistema capitalista o processo de instabilidade financeira tende a culminar em um estado de crise que, caso não seja combatido efetivamente, poderá não só travar o crescimento econômico momentaneamente, mas fazê-lo definir a estágios difíceis de recuperar posteriormente, indo de encontro com o que pregavam as principais teorias do *mainstream* liberal de sua época – segundo as quais as crises eram momentos de instabilidade que naturalmente se autorregulariam pela ação da “Mão

Invisível” do mercado. As crises são, dessa forma, uma consequência principalmente da retração da demanda pela produção na sociedade, retração essa gerada pelo desemprego e consequente diminuição do poder aquisitivo das famílias (Carvalho et al., 2020).

Keynes ressalta, ainda, que o processo de expansão e contração da economia capitalista é natural ao sistema, porém sem a intervenção estatal para amenizar os efeitos dos momentos de crise, a recuperação da economia se daria de forma até mais lenta que a sua retração, o que poderia estagnar o crescimento ou até mesmo incorrer no risco de contração da economia como um todo, desacreditando a ideia de “livre mercado” como alternativa para uma economia que se pretende estável ou crescente.

Minsky define a causa dessa retração descrita por Keynes como o processo de transição de uma economia estável para uma economia instável, que ocorreria algumas vezes suavemente e outras tantas vezes de modo mais acelerado, e que dependeria do fluxo de capitais que são disponibilizados em uma economia, que os agentes econômicos acreditem ser estável para uso em investimentos do tipo especulativo e Ponzi (com maiores riscos e esperança de lucros maiores, por consequência).

Tal fenômeno ocorre justamente por conta da sensação de segurança que uma economia estável passa aos agentes econômicos em consonância com o aumento da demanda por investimentos (e, conseqüentemente, aumento das possibilidades de lucro) em projetos financeiros com previsão de retorno a longo prazo com características especulativas (Minsky, 2008).

Uma economia estável é aquela que possui uma estrutura financeira robusta, em que a unidade *hedge* predomina no mercado financeiro, ou seja, uma economia instável é a que possui uma estrutura financeira frágil dominada por unidades especulativas; já quando existe uma necessidade de aumentar o endividamento, tem-se uma unidade do tipo Ponzi, que aumenta a probabilidade de risco de uma situação de fragilidade financeira.

Assim, numa situação de fragilidade financeira, as autoridades financeiras não podem se descuidar das conseqüências das políticas econômicas sobre o nível de renda e da volatilidade da taxa de juros (Carvalho, 2014, pp. 201-202). É possível conceber uma estrutura financeira robusta transitando para a estrutura de fragilidade financeira caracterizada pela maior participação relativa das unidades especulativa e Ponzi no mercado financeiro.

Desse modo, na medida em que diminui a proporção da unidade *hedge* e aumentam as das unidades especulativas e Ponzi, a estrutura financeira robusta transita para a estrutura financeira frágil (Dreizen, 1985, pp. 20-27).

3

METODOLOGIA PARA APLICAÇÃO E EXECUÇÃO DA MODELAGEM ECONÔMETRICA: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS E DE COINTEGRAÇÃO

Do ponto de vista metodológico, o presente artigo pretende fazer uso de uma abordagem do tipo quantitativa. De acordo com Silva e Menezes (2005, p. 20):

[A pesquisa quantitativa] considera que tudo pode ser quantificável, o que significa traduzir em números opiniões e informações para classificá-las e analisá-las. Requer o uso de recursos e de técnicas estatísticas (percentagem, média, moda, mediana, desvio-padrão, coeficiente de correlação, análise de regressão, etc.).

Além disso, pretende-se fazer uso de abordagem do tipo exploratória, o que, segundo Silva e Menezes (2005 como citado em Gil, 2002, p. 20): “[...] visa proporcionar maior familiaridade com o problema com vistas a torná-lo explícito ou a construir hipóteses. [...] Assume, em geral, as formas de Pesquisas Bibliográficas e Estudos de Caso”.

Nesse contexto, a presença de tendência em séries de tempo compromete a aplicação de boa parcela do instrumental econométrico que lida com séries temporais não estacionárias. Por exemplo: os Modelos Autorregressivos de Médias Móveis (Arma) só se aplicam a séries temporais estacionárias. Os modelos de regressão linear também têm suas propriedades asseguradas se todas as suas variáveis são estacionárias.

Não obstante, essa situação está em desacordo com a maior parte das séries de tempo, já que as séries não estacionárias são a regra, e não a exceção. A solução recomendada, nesses casos, era estimar a regressão utilizando a primeira diferença das variáveis. Essa solução não é, porém, satisfatória porque a primeira diferença, ao reduzir ou mesmo eliminar a tendência, esconde as propriedades de longo prazo da relação existente entre variáveis econômicas, o que é, em última instância, a razão da estimação efetuada.

Phillips e Durlauf (1986) demonstraram a existência de uma solução em que é possível analisar o nível de séries temporais, e não com primeiras dife-

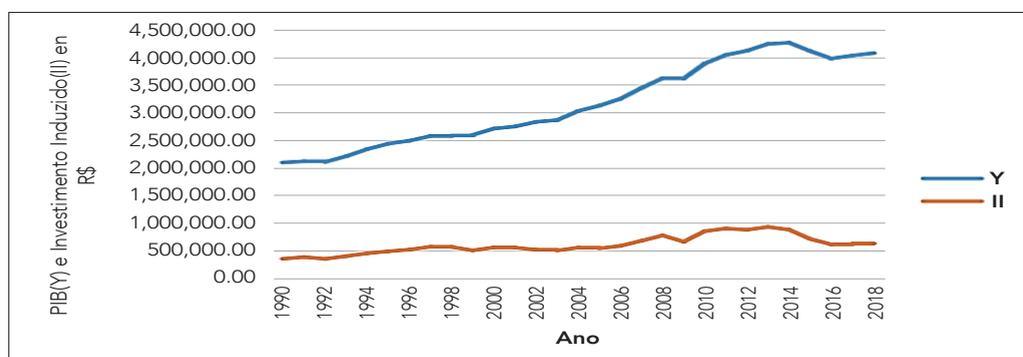
renças, sem o risco de regressões espúrias, desde que as séries em questão sejam cointegradas de uma particular ordem. Tal situação levou um grupo de econométristas da escola das expectativas racionais a desenvolver instrumentos que permitiram solucionar o impasse (Muth, 1984, pp. 4-10).

A averiguação das teorias econômicas pode ser realizada com base em séries temporais que, em sua grande maioria, apresentam alguma tendência. A existência de tendências pode levar a regressões espúrias, ou seja, à aceitação de relação existente entre variáveis geradas por processos que são inteiramente independentes.

Autores como Granger e Newbold (1974) demonstraram, por intermédio de simulações, que é bastante elevada a probabilidade de se aceitar estatisticamente a existência de causalidade entre duas variáveis geradas por dois passeios aleatórios independentes. Mas a identificação de séries temporais de duas ou mais variáveis precisa da realização do teste de raiz unitária. A Figura 1 mostra a evolução do investimento induzido e do PIB do Brasil.

Figura 1

Evolução do PIB (Y) e do Investimento Induzido (II) do Brasil: 1990-2018



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do IBGE.

Analisando-se o comportamento das linhas representativas do Investimento Induzido (II) e do Produto Interno Bruto (PIB), nota-se que, quando o investimento induzido sobe (ou desce), o PIB aumenta (ou diminui). Percebe-se,

portanto, que a trajetória do investimento no longo prazo é identificada como o padrão historicamente observável de uma nação em determinada data. A tendência segue uma espécie de nível ideal (ou nível desejável) de equilíbrio. Assim, como visto em Hatzius (2003) e Godley et al. (2007), se o investimento induzido sobe acima do nível normal, há um impulso no crescimento do PIB.

■ 3.1 Testes de raízes unitárias

Os testes de raízes unitárias mais conhecidos se destinam às séries temporais que têm, no máximo, uma raiz unitária, ou seja, séries temporais que são em sua origem estacionárias, ou são estacionarizadas com a aplicação de uma diferença. Nelson e Plosser (1982) demonstraram que grande parte das séries macroeconômicas são integradas de ordem 1 (1).

Na sequência, será apresentado, inicialmente, o seguinte modelo econômico com séries estacionárias:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

ε_t é um ruído branco (estacionária);

Se $|\rho| < 1$ y_t é estacionária e descrita por um AR(1);

Se $\rho = 1$, y_t é não estacionária de passeio aleatório.

Escrevendo o modelo como $(1 - \rho B)y_t = \varepsilon_t$, fica evidente que, se a raiz de $(1 - \rho B) = 0$ é igual à unidade, $\rho = 1$. O teste de raiz unitária para o modelo em questão consiste, desse modo, em testar $H_0: \rho = 1$ contra $H_a: \rho < 1$.

Na prática, o primeiro passo consiste em estimar ρ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testar a hipótese nula por meio do teste t. Contudo, se a hipótese nula for verdadeira, $\hat{\rho}$ apresenta viés negativo, e a estatística t, expressa por $(\hat{\rho} - 1)/S_{\hat{\rho}}$, não tem distribuição t de Student. Para resolver o problema, Dickey e Fuller (1979) derivaram, por meio de simulações, a distribuição de $\hat{\rho}$ quando $\rho = 1$. Surgiu o teste Dickey e Fuller para uma raiz unitária.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

3.1.1 Teste Dickey-Fuller (DF)

O teste DF testa a existência de uma raiz unitária em y_t quando o processo gerador da série é expresso por um dos três modelos a seguir apresentados:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} \quad (5)$$

Em que:

ε_t é um ruído branco.

Subtraindo y_{t-1} dos dois lados da equação (2), esta pode ser reescrita assim:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + y_{t-1} + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Substituindo o primeiro membro da equação (6) pela equação (5), temos:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Procedendo da mesma forma com a equação (3), temos:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha - y_{t-1} + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \alpha - y_{t-1} + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde:

$$\gamma = \rho = 1 \quad (10)$$

Assim, testar $H_0: \rho = 1$ é equivalente a testar $H_0: \gamma = 0$, que é a forma adotada mais frequentemente. Hipóteses a respeito da constante βt e da tendência linear podem também ser testadas por meio de testes individuais ($H_0: \alpha = 0$ e $H_0: \beta = 0$) de testes conjuntos, por exemplo, $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$.

Uma vez mais, as distribuições t e F não são adequadas e outras distribuições alternativas foram apresentadas por Dickey e Fuller (1981). Em síntese, os testes DF consistem em estimar as equações (2) e (3) por MQO e comparar as estatísticas t resultantes aos valores críticos gerados por Dickey e Fuller (1981). Para hipóteses conjuntas, todavia, a estatística do teste é construída a partir da soma dos quadrados dos resíduos das regressões.

3.1.2 Testes Dickey & Fuller e de Johansen

Os testes Dickey e Fuller pressupõem que, sob hipótese alternativa (H_a), a série y_t é descrita por Autorregressiva de ordem um AR(1), além da eventual presença de tendência linear βt . Se y_t for gerado por um AR(p), as equações (4), (5) e (6) devem ser “aumentadas” da forma a seguir, preservando a condição de ruído branco de ε_t . Porém, para se verificar se a ordem de integração da série y_t é maior do que 1, ou seja, se são necessárias duas ou mais diferenças para tornar y_t estacionária, é necessário testar a existência de mais de uma raiz unitária (Fava, 2000, pp. 248-249).

O método de Johansen, para investigar a cointegração em um sistema multivariado, tem sido o preferido por muitos economistas. Ele emprega uma função poderosa com melhores propriedades que o método de Engle e Granger (1987). Consideremos um VAR de ordem p:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Em que:

y_t é um k -vetor não estacionário;

$I(1)$ variáveis;

x_t é um vetor d de variáveis determinísticas; e

ε_t é um vetor de inovação.

Podemos reescrever o VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

A afirmativa do teorema de Granger de que se a matriz de coeficiente Π tem ranking reduzido $\tau < k$, então existem $k \times T$ matrizes α e β cada uma com rank tal que $\Pi = \alpha\beta'y_t$ é estacionária, τ é o número de relações de cointegração (o posto de cointegração) e cada coluna de β é o vetor de cointegração.

Os elementos de α são chamados de parâmetros de ajustamento do modelo de correção de erros. O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π em uma forma irrestrita; em seguida, um teste é realizado para que se possa rejeitar (ou não) as reestruturações implícitas na restrita classificação de Π .

Autores como Engle e Granger (1987), Gujarati (2000) e Fava (2000) desenvolveram uma nova metodologia para identificar quando duas séries temporais têm raiz unitária. Engle e Granger recomendam duas formas para testar a hipótese nula (H_0): o teste Dickey & Fuller (DF) e a estatística Durbin-Watson (DW), ambos elaborados a partir dos resíduos cointegrados (RC) (Wooldrige, 2006, pp. 574-579).

Granger e Newbold (1974) demonstram que a combinação de um R^2 elevado e um DW baixo pode ser um indicador de uma regressão espúria se $R^2 > DW$. Johansen e Juselius (1990) recomendam o emprego do teste usual de traço do número de autovalores não nulos da matriz Π .

A estatística do teste de hipóteses sugerida por Johansen e Juselius considera as seguintes condições:

$H_0: \tau \leq r$ contra $H_a: \tau \leq r < r$ é dada por:

$$Q\tau = T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

Em que:

$Q\tau$ é a estatística traço e o teste de $H_0: \tau \leq r$ contra $H_a: \tau \leq r < r$. T é o tamanho da amostra selecionada;

n , o número de variáveis do sistema;

e os autovalores τ são os números reais λ tais que $0 \leq \lambda < 1$.

Nesse caso, na equação (13), as estimativas desses autovalores são ordenadas em ordem crescente: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, como recomenda Alexander (2005). Para determinar o número de relações cointegrantes τ do modelo, sujeitamos as hipóteses formuladas sobre as tendências das séries e prosseguimos em sequência de $r = 0$ para $r = k - 1$ até que deixemos de rejeitar. A estatística traço ($Q\tau$) não rejeita nenhuma das hipóteses formuladas em nível de 5%.

3.2 Teste de Cointegração

Sintonia é, intuitivamente, a ideia por trás da série temporal cointegrada, como visto no trabalho de Enders (1995). Às vezes, duas ou mais séries possuem uma tendência estocástica comum. Nesse caso, identificado como cointegração, a análise de regressão linear de duas variáveis pode revelar as relações de longo prazo entre duas variáveis de séries temporais, e alguns novos métodos são necessários, como consta em Griffiths, Hill e Judge (1992) e Greene (1997).

Além disso, duas ou mais séries temporais com tendências estocásticas podem se mover conjuntamente com tanta proximidade no longo prazo que parecem ter uma tendência comum. Suponhamos X_t e Y_t duas séries temporais integradas de ordem 1. Se, para algum coeficiente θ , a diferença $Y_t - \theta X_t$ é integrada de ordem zero, diz-se que X_t e Y_t são cointegradas. O coeficiente θ é denominado coeficiente de cointegração.

Se X_t e Y_t são cointegradas, elas possuem uma tendência estocástica igual ou comum. Nesse caso, o cálculo da diferença elimina essa tendência estocástica (Stock & Watson, 2004, pp. 376-377).

Engle e Granger (1987) definiram matematicamente cointegração da seguinte maneira: seja o vetor $(N \times 1)$, os componentes de x_t são denominados cointegrados (CI) de ordem (d, b) , denotados por $x_t \sim CI(d, b)$ se:

1º) Todos os componentes de x_t são $I(d)$.

2º) Existe um vetor $\alpha \neq 0$, tal que:

$$z_t = \alpha^{\alpha_t} \sim I(d - b), b > 0.$$

O vetor α é chamado de vetor de cointegração.

A definição de cointegração requer duas condições: a primeira é que todas as variáveis do modelo sejam integradas com a mesma ordem; a segunda condição é derivada da definição de cointegração, que é a combinação linear de variáveis de um modelo de cointegração de duas séries temporais cuja ordem de integração é menor que das séries originais.

Em síntese, o uso do método de MQO para modelos econométricos de cointegração envolvendo séries não estacionárias somente é válido se estas forem cointegradas de ordem (d, b) .

4

APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

Os testes apresentados a seguir têm como propósito averiguar se as séries do investimento induzido e do PIB do Brasil são, realmente, cointegradas de ordem $(1,1)$. Tendo em conta a definição de cointegração, os testes deverão ser feitos em duas etapas: na primeira, testaremos a ordem da integração de cada série, o que será feito aplicando-se os testes de raízes unitárias.

Caso se conclua que todas as séries possuem a mesma ordem de integração (mesmo número de raízes unitárias), passa-se à segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos cointegrados são de ordem zero $I(0)$. Os resíduos cointegrados são os próprios resíduos da regressão estimada por MQO.

■ 4.1 Teste de raiz unitária

De início, é preciso apresentar a equação resultante da aplicação do teste de raiz unitária de séries temporais de caminhos aleatórios. A equação resul-

tante da aplicação do teste de raiz unitária com intercepto e sem tendência é dada por:

$$Y = 717.038,8 + 4,0598II$$

$$t \quad (2,892) \quad (10,182)$$

$$R^2 = 0,7934$$

$$R^2_{Ajustado} = 0,7857$$

$$\text{Estatística F} = 103,663$$

$$\text{Estatística Dickey-Watson (DW)} = 0,3670$$

$$\text{Critério de Informação Akaike (CIA)} = 28,422$$

$$\text{Critério Schwarz (CSC)} = 28,517$$

$$\text{Critério Hannan-Quinn (CHQ)} = 28,452$$

Os resultados das estatísticas acima – obtidos por meio da Tabela 1 – constam do Apêndice A – Testes Econométricos. Assim, o valor do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,7293$) significa que 72,93% da variação da variável dependente ($Y = \text{PIB}$) é causada pela variação da variável do investimento induzido, sob condições *ceteris paribus*. Os valores das estatísticas do teste t de Student, situados abaixo das variáveis explicativas, são estatisticamente diferentes de zero a 5% de probabilidade de erro (o valor do t crítico a 5% e 26 gl = 2,056), atestando a negação da hipótese nula, pois os valores de t são superiores aos valores críticos da estatística t.

A estatística $F = 103,663$ é estatisticamente significativa a 5% de probabilidade de erro, pois o seu correspondente valor crítico F com (2 e 26) e gl = 3,37 indica que a regressão linear proposta é adequada para analisar o fenômeno da cointegração entre as duas variáveis. Ademais, o valor resultante do teste de Durbin-Watson ($DW = 0,3670$) implica dizer que há correlação positiva para o caso em questão.

O critério de informação é uma forma de encontrar o número ideal de parâmetros de um modelo. Há três critérios de informação para identificação do número de parâmetros de um modelo: o Critério de Informação de Akaike (CIA); o Critério de Informação de Schwarz (CIS) e o Critério de Informação de Hannan-Quinn (CHG). Desses três critérios de informação, o de menor valor é o aceitável como identificador do número de parâmetros, que, no caso, é o CIA = 28,42232.

■ 4.2 Teste de cointegração

Os testes apresentados a seguir têm como propósito averiguar se as séries são realmente cointegradas de ordem (1,1). Tendo em conta a definição de cointegração, os testes deverão ser feitos em duas etapas: na primeira, é preciso testar a ordem da integração de cada série, o que será feito aplicando-se os testes de raízes unitárias. Caso se conclua que todas elas possuem a mesma ordem de integração (mesmo número de raízes unitárias), passa-se à segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos cointegrados são $I(0)$.

Os resíduos cointegrados são os próprios resíduos das regressões estimadas por meio de cointegração. Nas tabelas 1, 2 e 3 do Apêndice A constam os resultados do teste de cointegração do Engle-Granger e do teste de cointegração de Johansen e Juselius. Os resultados de cointegração do investimento induzido e do PIB do Brasil, entre 1990-2019, pelo método de Engle-Granger, são dados por:

$$Y = -521,378 + 4,454I \\ (1,454) \quad (7,818)$$

$$Qr = 937,642;$$

$$Q_{\text{critico:5\%}} = 15,495$$

O PIB (Y) é determinado pelo valor do intercepto de 521.377,9 e pelo coeficiente de inclinação de 4,45 do investimento induzido. O valor de $t = 7,8183$ é significativo a 5% de probabilidade de erro (o t crítico a 5% e 26 gl = 1,706), atestando a validade da hipótese alternativa de que o investimento induzido e o Produto Interno Bruto são cointegrados, pois o valor calculado do t de Student é superior ao valor crítico; o valor da estatística traço de $Qr = 937,642$ é superior ao valor crítico a 5% de 15,495.

Os resultados da cointegração entre o investimento induzido e o Produto Interno Bruto pelo método de Johansen e Juselius revelam que:

$$Y = -521,378 + 4,454I \\ (1,454) \quad (7,818)$$

$$Qr = 12,265;$$

$$Q_{\text{critico:5\%}} = 11,225$$

Verifica-se, portanto, que o valor da estatística traço de Qr é maior que a estatística do valor crítico a 5% de 11,225. Isso significa rejeição da hipótese nula de que não há relação entre o investimento induzido e o PIB do Brasil para o período de análise de 1990-2019.

5 CONCLUSÃO

A economia brasileira tem tido muita dificuldade, desde 1980, em lidar com dois grandes problemas: crises recorrentes geradas por altas taxas de inflação e aumento da taxa de desemprego. No governo do (ex-)presidente Jair Bolsonaro, apesar de algumas poucas reformas, a taxa de desemprego em novembro de 2019 foi de 11,8%; a taxa de inflação acumulada em novembro de 2019 foi relativamente baixa, em torno de 3,19%; já a previsão da taxa de crescimento do PIB para 2019 foi de 2,5%.

Com exceção da taxa de inflação baixa, a taxa de desemprego continua elevada, acompanhada por uma taxa de crescimento do PIB consideravelmente baixa. Nesse contexto, as teorias dos ciclos econômicos e das crises de Keynes-Minsky foram importantes para explicar a dinâmica cíclica da economia brasileira. Os resultados dos modelos econométricos de séries temporais, obtidos por intermédio da aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e dos testes de raízes unitárias e de cointegração confirmam os fundamentos de Keynes-Minsky sobre os ciclos dos negócios.

Nesse aspecto, cabe aos agentes econômicos, principalmente ao governo e ao setor empresarial (iniciativa privada), observar o melhor método de empregá-los, a fim de garantir uma recuperação mais efetiva da economia, não somente focando velocidade de crescimento, mas estabilização de médio e longo prazo, a fim de evitar novas crises em um curto período.

Além disso, a aplicação de políticas de gastos públicos focalizadas e acompanhadas com o objetivo de aumentar a demanda agregada por parte das famílias, fazendo com que a economia possa girar e expandir a economia, é também de extrema importância para não permitir que caia no esquecimento a ineficácia, comprovada empiricamente na presente pesquisa, das medidas liberais de longo prazo com o objetivo de manter o sistema econômico “saudável”, visto que a recorrência obstinada a esta metodologia liberal, como única fonte de direcionamento para o mercado, não somente se mostrou intrinsecamente mais vulnerável ao surgimento de crises, como tampouco apresentou soluções em nível emergencial quando tais crises afetaram de forma violenta a qualidade e até mesmo a segurança de vida da população de um país, como foi observado no Brasil durante o período de pandemia de Covid-19.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

MACROECONOMICS OF INDUCED INVESTMENT AND THE THEORIES OF ECONOMIC CYCLES AND CRISES IN KEYNES-MINSKY: A COINTEGRATION ANALYSIS APPLIED TO THE BRAZILIAN ECONOMY FOR 1990 TO 2019

Abstract

The main objective of this article is to discuss and estimate the relationship between Induced Investment (II) and the Gross Domestic Product (GDP) cycle of the Brazilian economy, based on the theoretical foundations of John Maynard Keynes and Hyman Philip Minsky. In addition, the methodology for carrying out the econometric modeling involves the use of unit root and cointegration tests of the Induced Investment and GDP series in Brazil between 1990 and 2019. The results of the econometric models confirm Keynes-Minsky's economic foundations on business cycles. Therefore, it is up to economic agents, especially the government and the business sector, to observe the best method of employing them, in order to guarantee a more effective recovery of the economy, not only focusing on growth speed, but in medium and long term stabilization in order to avoid new outbreaks of crisis in the short term.

Keywords: Gross Domestic Product (GDP) cycle; Brazil's economy; Induced Investment (II); econometric modeling; unit and cointegration roots.

Referências

ALEXANDER, C. (2005). *Modelos de Mercados. Um guia para a análise de informações financeiras*. São Paulo: Editora Saraiva.

Carvalho, A. C., Carvalho D. F., & Santos C. S. dos (2020). *Espacio Abierto: cuaderno venezolano de sociología*, 29(4), 39–177.

Carvalho, André Cutrim, Carvalho, David Ferreira, & Correa Castro, Auristela. (2022). A concepção de movimentos cíclicos em tempos de crise pandêmica: implicações socioeconômicas da Covid-19 no Brasil. *Espacio Abierto. Cuaderno Venezolano de Sociología*, 31(3), 106-135

Carvalho, D. F. (2014). *Macroeconomia monetária e financeira da produção capitalista*. Belém, PA: ICSA/UFPA.

Dreizen, J. (1985). *O conceito de fragilidade financeira num contexto inflacionário*. Rio de Janeiro: BNDES.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 47, 427–431.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057–1072.

Dymski, G., & Pollin, R. (1992). Hyman Minsky as the hedgehog: the power of the wall street paradigm. In F. Steven; P. Dimitri (Orgs.). *Financial conditions and macroeconomic performance: essays in honor of Hyman Minsky*. New York: M. E. Sharpe.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Fava, V. L. (2000). Testes de raízes unitárias e co-integração. In M. A. S. Vasconcelos, & D. Alves. *Manual de Econometria* (pp. 245–252). São Paulo: Atlas.

Gil, A. C. (2002). *Como elaborar projetos de pesquisa* (4a ed.). São Paulo: Atlas.

Godley, W., Papadimitriou, D. B., Hanngsen, G., & Zezza, G. (2007). The U.S. economy: is there a way out of the woods? *Strategy Analysis* (18 pp.).

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.

Greene, W. H. (1997). *Econometric analysis*. New Jersey, EUA: Prentice Hall.

Griffiths, W. E., Hill, R. C., & Judge, G. G. (1992). *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons.

Gujarati, D. N. (2000). *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books.

Hatzius, J. (2003). The private sector deficit meets the GSFCEI: a financial balances model of the US economic. *Global Economics Paper*, 98.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.

Keynes, J. M. (1978). *The general theory and after: a supplement*. London: Royal Economic Society.

Minsky, H. P. (1994). The financial instability hypothesis: an interpretation of Keynes and an alternative to “standard” theory. In M. H. Philip. *Can “it” happen again? Essays on instability and finance*. Armonk, NY: M. E. Sharpe.

Minsky, H. P. (1982). *Can “it” happen again? essays on instability and finance*. Armonk, NY: M. E. Sharpe.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019*, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro

Minsky, H. P. (1986). The evolution of financial institutions and performance of the economy. *Journal of Economic Issues*, 20(2), 345–353.

Minsky, H. P. (1996). Uncertainty and the institutional structure of capitalist economies. *Journal of Economics Issues*, 30(2), 357–368.

Minsky, H. P. (2008). The emergence of financial instability in the postwar era: stabilizing an unstable economy. In M. H. Philip. *Stabilizing an unstable economy*. New York: McGraw-Hill.

Muth, J. F. (1984). Rational expectations and the theory of price movements. In R. E. Lucas Jr., & T. J. Sargent (Eds.). *Rational expectation and econometric practice* (Vol. 1). Minnesota: University of Minnesota.

Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends versus random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.

Phillips, P. C. B., & Durlauf, S. N. (1986). Multiple time series regression with integrated processes. *The Review of Economic Studies*, 53, 473–495.

Silva, E. L. da., & Menezes, E. M. (2005). *Metodologia da pesquisa e elaboração de dissertação* (4a ed.). Florianópolis: UFSC.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2004). *Econometria*. São Paulo: AddisonWesley.

Vasconcelos, M. A. S., & Alves, D. (2000). *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas.

Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira.

APÊNDICE A – TESTES ECONOMETRÍCOS

Tabela 1

Teste de Raiz Unitária

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Sample: 1990 2019				
Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	717038.8	247922.2	2.892193	0.0075
II	4.059756	0.398738	10.18152	0.0000
R-squared	0.793362	Mean dependent var		3154179.
Adjusted R-squared	0.785709	S.D. dependent var		751027.0
S.E. of regression	347662.4	Akaike info criterion		28.42232
Sum squared resid	3.26E+12	Schwarz criterion		28.51662
Log likelihood	-410.1237	Hannan-Quinn criter.		28.45186
F-statistic	103.6633	Durbin-Watson stat		0.367022
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

Tabela 2

Teste Engle-Granger de Cointegração

Sample (adjusted): 1990 2019				
Included observations: 26 after adjustment				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: Y II				
Exogenous series: II				
Warning: Critical values assume no exogenous series				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	-1.000000	-937.6518	-15.49471	-0.0001
At most 1	-0.019682	-0.516848	-3.841466	-0.47722
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	-1.000000	-937.1350	-14.26460	-0.0001
At most 1	-0.019682	-0.516848	-3.841466	-0.472
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
Y	II			
3.81E-21	1.46E-05			
-5.00E-06	1.88E-05			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(Y)	-77245.28	-3978.103		
D(II)	-68499.30	-0.000000		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-161.2833	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
Y	II			
1.000000	3.44E+15 (1.6E+07)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(Y)	-3.28E-16 (-2.8E-17)			
D(II)	-2.91E-16 (-1.3E-24)			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

* Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

** Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

*** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Tabela 3

Teste de Cointegração de Johansen

Sample (adjusted): 1990 2019				
Method: Least Squares				
Trend assumption: no deterministic trend				
Series: Y II				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.365095	16.67357	12.32090	0.0088
At most 1 *	0.150629	4.408003	4.129906	0.0425
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.365095	12.26557	11.22480	0.0327
At most 1 *	0.150629	4.408003	4.129906	0.0425
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
Y	II			
4.23E-07	-5.33E-06			
3.16E-06	-1.60E-05			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(Y)	8662.973	31458.27		
D(II)	24560.69	21619.24		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-654.7155	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
Y	II			
1.000000	-12.61640			
	(2.01561)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(Y)	0.003663			
	(0.00706)			
D(II)	0.010384			
	(0.00556)			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

*Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

** Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

*** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

ESTRATÉGIA DE *HEDGE* COM OPÇÕES FORA DO DINHEIRO EM AÇÕES DE EMPRESAS ESTATAIS TRAZ MAIOR RETORNO? UMA ANÁLISE NO PERÍODO DE 2018 A 2021

Lucas Oliveira Florindo

Graduado em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina.

E-mail: lucasoflorindo@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0009-1709-3972>

Helberte João França Almeida

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de São João Del-Rei (2009), mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina (2012) e doutor em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Santa Catarina (2016). Professor adjunto da Universidade Federal de Santa Catarina.

E-mail: helberte.almeida@ufsc.br

 <https://orcid.org/0000-0003-0163-0197>

Rafael Jasper Feltrin

Graduado e mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina. Analista de dados na Federação das Indústrias de Santa Catarina.

E-mail: rafafeltrin5@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-2926-3165>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Como citar este artigo: Florindo, O. L., Almeida, H. J. F., Feltrin, R. J. (2023). Estratégia de hedge com opções fora do dinheiro em ações de empresas estatais traz maior retorno? Uma análise no período de 2018 a 2021. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 167–190. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.167–190

Recebido em: 5/6/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

Este estudo buscou mensurar os resultados de uma estratégia de investimento que tem como principal objetivo a preservação de capital em momentos de crise. Para isso foram criadas duas carteiras compostas por ações de empresas estatais, sendo que em uma delas teria, além das ações, uma estratégia de *hedge* feita com opções de venda fora do dinheiro. As carteiras foram analisadas e comparadas por meio do seu retorno total no período, comparadas com outros ativos do mercado e pela ótica de risco-retorno, usando os índices de Sharpe e Treynor. Os resultados obtidos mostraram que uma carteira composta com ações estatais e com uma proteção de *hedge* contínuo usando opções de venda foi mais lucrativa e apresentou um risco-retorno melhor do que uma carteira sem proteção no período analisado.

Palavras-chave: *Hedge*; Risco-retorno; Opções; Empresas Estatais; Índice de Sharpe e Treynor.

Classificação JEL: G1, G11, G2.

1

INTRODUÇÃO

As altas taxas de juros que perduraram no Brasil por um longo período tiraram, em parte, a necessidade de um desenvolvimento mais rápido do mercado acionário brasileiro, já que era possível ter um retorno bastante satisfatório sem precisar se expor a riscos maiores do que os de títulos públicos, tidos como o investimento mais seguro do mercado de capitais. No entanto, com a diminuição da taxa básica de juros, que ocorreu na última década, os investidores precisaram descobrir novas formas de manter os seus investimentos rentáveis e encontraram na bolsa de valores uma boa forma de fazê-lo (Moura, 2020).

Os últimos três anos foram marcados por um aumento do número de pessoas físicas investindo na bolsa de valores brasileira (B3, 2021). Em 2017, 619.625 brasileiros investiam seu dinheiro na bolsa; esse número saltou para 3,2 milhões em novembro de 2020. Segundo a própria B3 (2021), esse crescimento se deu em grande parte pela facilidade de acesso a informações pelos meios digitais e pelo aumento do número de influenciadores, que incentivam e ensinam os novos investidores a dar seus primeiros passos para se tornarem sócios das empresas brasileiras.

As empresas que compõem a bolsa de valores, considerando seu valor de mercado, também apresentaram crescimento nesse período. O principal índice do mercado acionário brasileiro, o Ibovespa (B3, 2021), fechou o ano de 2017 com 76.402,08 pontos. Em 2020, mesmo após a crise global decorrente da pandemia do coronavírus, que impactou negativamente as bolsas de todo o mundo, fazendo o índice brasileiro despencar quase 30% em um único mês, o Ibovespa terminou o ano com 119.017,24 pontos, apresentando um crescimento de 55,77% em comparação ao fechamento de 2017.

Tendo em vista todos os riscos a que os investidores estão expostos ao investir em empresas no mercado acionário, uma proteção das carteiras, ou *hedge*, para mitigar perdas em momentos de crise pode ser um fator diferencial no longo prazo. Para Silva Neto (1998), as operações de *hedge* existem com o objetivo de proteger os investimentos de oscilações de mercado, sendo assim, os investidores que fazem uso das operações de *hedge* possuem uma exposição menor ao risco.

Com o aumento da quantidade de pessoas investindo na bolsa nos últimos anos, e a busca desses investidores por diminuir sua exposição ao risco, o mercado de opções vem sendo cada vez mais utilizado, pois elas oferecem uma gama de ferramentas que podem ser usadas como *hedge* para as carteiras dos investidores.

Uma opção é um direito, podendo ser de compra ou de venda. Quando o comprador de uma opção de compra adquire a mesma, ele terá o direito de comprar o ativo em uma data futura predeterminada. No caso de comprar uma opção de venda, ele terá o direito de vender o ativo em uma data futura. Quem vende a opção terá a obrigação de comprar ou vender a ação, dependendo do tipo de opção vendida (Fortuna, 2005). Na mesma linha, Silva Neto (1996) define opções da seguinte maneira:

As opções são direitos de uma parte comprar ou vender à outra, até determinada data, certa quantidade de ações-objeto a um preço preestabelecido. Desta forma, no mercado de opções não ocorre a negociação da ação, mas dos direitos sobre ela (SILVA NETO, 1996, p. 17).

As opções de venda, em que o comprador compra o direito de vender sua ação por um preço predeterminado em uma data predeterminada, podem ser usadas como forma de *hedge* para proteção de um ativo específico ou da carteira como um todo em momentos em que o investidor acredita na queda do ativo ou do mercado em geral.

Diante desse contexto, o presente artigo busca avaliar se a estratégia de *hedge* de carteira usando opções de venda fora do dinheiro, conhecidas como PUTS OTM (*out-of-the-money*), traz maiores retornos do que ter as mesmas ações sem *hedge*. Em outras palavras, a contribuição do artigo é aferir se, ao utilizar carteiras de ações com *hedge*, os gestores obtêm nas ações de empresas estatais maiores retornos e menores riscos políticos (sistemático e não sistemático). Para tanto, serão avaliadas ações das duas maiores empresas estatais negociadas na bolsa de valores, a saber, Petrobras e Banco do Brasil, no período de 2018 a 2020.

Além desta introdução, o artigo encontra-se estruturado em mais quatro seções. A segunda seção apresenta o referencial teórico e os indicadores financeiros adotados. A terceira seção trata sobre a montagem das carteiras e o tratamento dos dados. Na sequência, a seção 4 discorre sobre os resultados obtidos. Por fim, a quinta seção traz as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

■ 2.1 Sistema Financeiro Nacional

O mercado de capitais tem como objetivo captar recursos para uma economia. Assim, é sua função fazer uma ligação entre os agentes que precisam de recursos e os agentes com uma poupança que estão dispostos a emprestar, ou seja, investidores e empresas que buscam investimento. Assim, por meio de

uma chamada de capital, as empresas oferecem a venda de lotes de ações emitidas no mercado primário (Assaf Neto, 1999).

O mercado primário é onde a empresa emite as ações que são ofertadas por meio de um banco, e é nesse momento que a empresa capta recursos dos seus acionistas. Assaf Neto (1999) define ações como:

[...] títulos representativos da menor fração do capital social de uma empresa, e representam o principal ativo negociado no mercado de capitais. Logo, o acionista é um coproprietário que possui participação nos resultados da empresa. Estas ações são classificadas basicamente em dois tipos: ordinárias e preferenciais (ASSAF NETO, 1999, p. 181).

Já no mercado secundário, não existe captação de recursos, apenas a negociação das ações entre os acionistas (Fortuna, 1999).

■ 2.2 Risco

No mercado financeiro, o risco é a incerteza atrelada a qualquer decisão de investimentos. O agente econômico, ao tomar a decisão de investir, é automaticamente exposto a alguma forma de risco, que poderá incorrer em perdas no patrimônio investido. Segundo Gitman (1997):

No sentido mais básico, risco é a chance de perda financeira. Os investimentos possuem graus de risco diferentes conforme a sua complexidade e composição. As características intrínsecas a um determinado investimento podem fazer com que o mesmo apresente mais ou menos riscos. A relação entre risco e retorno tem se mostrado direta, ou seja, quanto maior o grau de risco atrelado a um tipo específico de investimento, maior será o seu retorno (Gitman, 1997, p. 205).

Existem dois tipos de surpresas no mercado financeiro que podem atingir negativamente os investimentos de maneira inesperada. Quando essa surpresa afeta um grande número de ativos de uma ou mais economias, ele é denominado risco sistemático. Esse tipo de risco influencia ao mesmo tempo diversos ativos, cada um em maior ou menor grau (Jordan et al., 2013).

Outro tipo de surpresa que pode atingir os investimentos é conhecido como risco não sistemático. O risco não sistemático pode atingir um único ativo ou um pequeno grupo deles, e tende a ser mais suscetível em empresas ou ativos individuais (Jordan et al., 2013).

■ 2.3 Mercado de capitais

2.3.1 Mercado de derivativos

O mercado de derivativos é composto por ativos que derivam de outro ativo, portanto, só existem devido à existência do ativo objeto, e seu preço varia, dentre outros fatores, de acordo com o preço do ativo do qual derivam. Nesse sentido, segundo Fortuna (2005):

Um derivativo é um ativo ou instrumento financeiro, cujo preço deriva de um ativo ou instrumento financeiro de referência que justifica a sua existência, seja com a finalidade de obtenção de um ganho especulativo específico em si próprio, ou, e principalmente, como *hedge* (proteção) contra eventuais perdas no ativo ou instrumento financeiro de referência (Fortuna, 2005, p. 639).

As empresas são os principais agentes da economia que fazem uso do mercado de derivativos para garantir os preços de produtos para suas produções. São alguns deles os produtos agrícolas, metais, energia, taxas de câmbio, juros, notas do governo e uma infinidade de outras possibilidades. Sua existência é uma resposta natural à necessidade de negociação de mercadorias e garantias de preços (Silva Neto, 1998).

2.3.2 Mercado de opções

Opções são negociações com um tipo especial de contrato com liquidação futura. São encontradas em mercados financeiros desenvolvidos, que oferecem formas eficientes de gestão de risco ao capital (Silva Neto, 1996). Sobre o surgimento desse mercado, Hissa (2007) afirma que:

- *Estratégia de Hedge com opções fora do dinheiro em ações de empresas estatais traz maior retorno? Uma análise no período de 2018 a 2021, Lucas Oliveira Florindo, Helberte João França Almeida, Rafael Jasper Feltrin*

Nos Estados Unidos, o mercado de opções se desenvolveu após a abertura da New York Stock Exchange, em 1971 [...] No início, os problemas relacionados ao não cumprimento dos contratos eram frequentes e, em muitos lugares, pensou-se em proibir as opções. No início do século XX, a organização reguladora do mercado americano deu um parecer que visava proibir os contratos de opções nos Estados Unidos. O caso foi para o congresso [...] o órgão regulador do mercado concluiu que nem toda operação com opções era manipulação e que são um instrumento de grande valor para diminuir risco e receber taxas (Hissa, 2007, p. 150).

Sendo assim, as opções são contratos negociados entre agentes que desejam se proteger ou especular com o preço de um ativo. Elas concedem o direito de negociar um ativo em uma data futura preestabelecida por um determinado preço.

2.3.3 Estratégias com opções

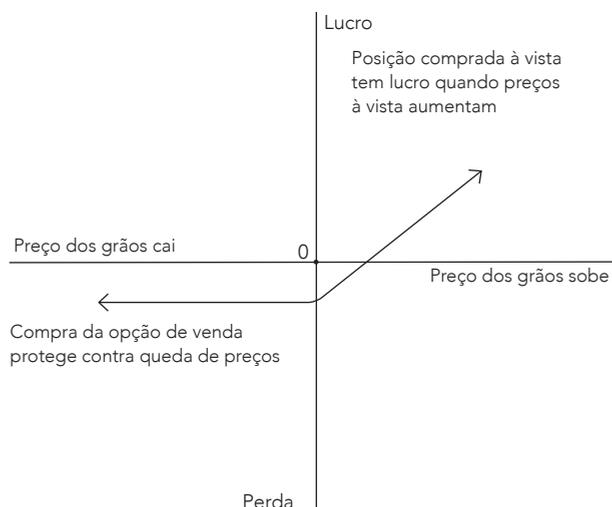
De acordo com Bessada (1995), as estratégias executadas no mercado de opções possuem maior flexibilidade e poder de alavancagem que as aplicadas nos mercados futuros, pois, por possuírem muitas séries de vencimentos, permitem que os investidores montem uma grande variedade de estratégias operacionais, tanto especulativas como de proteção de carteira.

2.3.3.1 Hedge com opções de venda

Uma forma importante para proteção de uma carteira de investimentos contra riscos sistemáticos e não sistemáticos é comprar opções de venda dos ativos que possui em carteira.

Figura 1

Diagrama de retorno de uma posição hedgeada com opção de venda



Fonte: BM&F (1998, p. 116).

Uma carteira que possui opções de venda de seus ativos tem um prejuízo limitado em caso de queda dos ativos. Em contrapartida, ela é favorecida pela subida de preços, porém o custo de montagem da operação diminui os lucros. A opção de venda dá o direito ao detentor ou comprador da opção de vender as suas ações ao preço de *strike* da opção. Nesse caso, a opção de venda serve como um seguro.

■ 2.4 Indicadores financeiros

2.4.1 Índice de volatilidade

A volatilidade é calculada por meio do desvio padrão dos ativos. De acordo com Assaf Neto (1999), o desvio padrão é uma medida de dispersão que visa medir estatisticamente a volatilidade (grau de dispersão) de um conjunto de valores em relação à sua média. Quanto maior esse valor, menor é a representatividade estatística da média. Além disso, o desvio padrão possui larga apli-

cação prática na avaliação de risco, ou seja, ele é indicativo do grau de risco (ou volatilidade) associado a um investimento. É uma métrica amplamente utilizada para análises, principalmente financeiras, que ajudam a prever os riscos envolvidos em manter um ativo em carteira.

2.4.2 Índice de Sharpe

O Índice de Sharpe, criado por William Sharpe em 1966, é definido por Pinto (2021) como sendo:

[...] a partir do cálculo desse índice você consegue saber, na comparação entre dois fundos, o quanto de retorno excedente que o fundo entrega para cada unidade de risco que toma. Em geral, o Índice Sharpe é mais utilizado para fundos de ações e multimercados porque costumam justamente adicionar mais risco às carteiras. [...] O índice Sharpe tornou-se o método mais amplamente utilizado para calcular o retorno ajustado ao risco. A Teoria Moderna do Portfólio afirma que adicionar ativos a um portfólio diversificado com baixas correlações pode diminuir o risco do portfólio sem sacrificar o retorno (Pinto, 2021, pp. 1-2).

É um dos índices mais utilizados na avaliação de investimentos, pois define de forma clara a relação de risco e retorno de uma carteira de ativos, levando em consideração um ativo livre de risco. Ou seja, o índice mostra se determinado fundo oferece rentabilidade compatível com o risco a que expõe o investidor.

2.4.3 Índice de Treynor

O índice de Treynor também é bastante utilizado para medir a relação de risco-retorno de um ativo ou carteira de ativos. É usado principalmente para medir os resultados obtidos por fundos de investimento. Diferentemente do índice de Sharpe, o fator de risco assumido no Treynor não é um ativo livre de risco, como a Selic no Brasil, mas sim o beta de algum índice do mercado – o mais comum é se usar o beta do Ibovespa. O índice de Treynor (IT) é expresso por:

$$IT = \frac{(r-rf)}{\beta}$$

em que IT é o índice de Treynor; r é o retorno do ativo; rf é o retorno do índice escolhido; e β é o beta do índice.

3

MONTAGEM DA CARTEIRA E PADRONIZAÇÃO DA ESTRATÉGIA

Para a montagem das carteiras foram coletados os dados diários de ações e de opções das duas maiores empresas estatais do mercado acionário brasileiro, Petrobras e Banco do Brasil, no período entre janeiro de 2018 e janeiro de 2021. Dessa forma, para que essa simulação possa ser realizada, será necessário padronizar a estratégia, delimitando e definindo detalhadamente as operações que são realizadas na montagem e na manutenção das carteiras e as respostas operacionais para cada cenário. Os requisitos que seguem serão respeitados durante o estudo.

Ambas as carteiras terão um patrimônio inicial de R\$ 100.000,00. A primeira carteira será composta apenas por ações, sendo que 50% do patrimônio será comprado em ações PETR4 e os outros 50% em ações BBAS3, e será denominada Carteira sem *Hedge*.

A segunda carteira será denominada Carteira com *Hedge* e nela será feita a compra das mesmas ações da Carteira sem *Hedge*, PETR4 e BBAS3, somadas a um *hedge* de opções de venda mensal correspondente a 0,5% do patrimônio total no momento da montagem, dividido igualmente entre as opções das duas empresas.

O seguro da carteira será feito pela compra de opções de venda fora do dinheiro das empresas PETR4 e BBAS3. A compra das opções se dará na terceira segunda-feira de cada mês. As opções escolhidas como forma de proteção serão sempre opções fora do dinheiro e as mais baratas disponíveis, desde que possuam liquidez suficiente para serem negociadas na data da compra (precisam possuir liquidez maior do que 0,25% do PL atual).

O desmonte das operações poderá ser feito de duas maneiras distintas, dependendo da situação da operação próximo à data de vencimento. A primeira

situação é caso a opção comprada desvalorize e não obtenha nenhum lucro até a sexta-feira anterior ao vencimento da opção; nesse caso, não será feito nada e a opção irá para o vencimento virar pó (sem valor comercial); no mesmo dia, será feita a compra das opções com vencimento no mês seguinte.

A segunda situação acontece caso ocorra um aumento da volatilidade com a queda do preço do ativo-alvo e uma das opções compradas tenha alguma valorização, ou seja, esteja dando lucro na sexta-feira anterior ao vencimento da série atual. Caso isso ocorra, será feita a venda da opção pelo preço de fechamento daquele dia. A montagem do *hedge* do mês seguinte será feita na próxima segunda-feira.

4

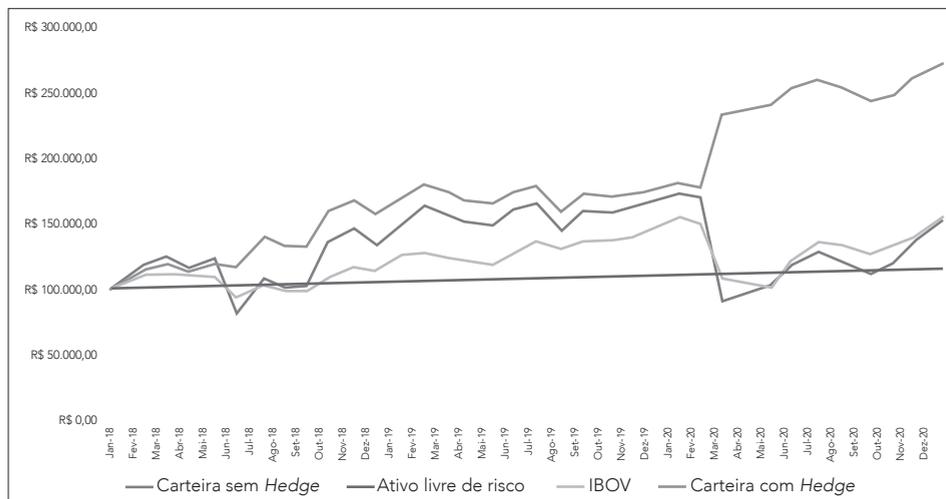
RESULTADOS

■ 4.1 Apresentação dos resultados

Os cinco primeiros meses de 2018 foram marcados por um acelerado crescimento da carteira, acumulando uma alta de 23,25% do investimento inicial em maio. Esse resultado acompanhou o mercado brasileiro no período. O otimismo do mercado pode estar relacionado ao cenário político e econômico brasileiro, que havia melhorado em 2017, ano em que o país apresentou 1,3% de crescimento econômico, o primeiro crescimento positivo após dois anos de crescimento negativo. Em 2015, o país havia encolhido -3,5% e, em 2016, -3,3%.

Figura 2

Comparativo de retorno total das carteiras



Fonte: Elaborado pelo autor (2021).

Entre 22 de maio e 18 de junho de 2018, a carteira despencou 34,24%, acompanhando os principais índices do mercado, afetados pela crise da greve dos caminhoneiros deflagrada no dia 28 de maio, nesse dia, o Ibovespa fechou com uma queda de 4,49%. A Carteira sem *hedge*, composta exclusivamente por ações de empresas estatais, acabou sendo mais impactada pela crise do que a média do mercado, pois a Petrobras, cuja ações compõem quase 50% da carteira, era um dos temas centrais em torno da crise, que se deu devido a política de preços de combustíveis praticada pela Petrobras, o que na opinião dos próprios caminhoneiros impactava diretamente nos seus lucros. As ações da Petrobras caíram mais de 14%, enquanto as ações do Banco do Brasil caíram 7,34% em apenas um dia.

O segundo semestre de 2018 mostrou-se positivo para a carteira, que apresentou uma rápida recuperação das perdas sofridas entre maio e junho. Na terceira segunda-feira de julho, a carteira havia crescido 33,16%, recuperando o patamar de janeiro. Com os ânimos do mercado brasileiro melhorando e as crises políticas ficando para trás, a carteira acompanhou o crescimento geral e fechou o ano com um crescimento de 33,18% em relação ao investimento inicial.

Em 2019, a carteira apresentou um resultado satisfatório, mas ficou abaixo do principal *benchmark* do mercado, tendo um crescimento anual de 11,11%, enquanto o Ibovespa cresceu 31,58% no mesmo período. A carteira sem *hedge* fechou o ano com um lucro acumulado de 67,15%, chegando a R\$ 167.158,20 de patrimônio total.

O ano de 2020 começou bem para a carteira, que apresentou um crescimento de 3,70% no primeiro mês do ano. Esse crescimento, no entanto, não foi duradouro, como podemos ver na Figura 2. Em março de 2020, com a crise global do coronavírus, a carteira teve uma perda de 47,09% do seu patrimônio, chegando a R\$ 90.047,71. As ações BBAS3 caíram 37,22% no período entre 17 de fevereiro e 16 de março, enquanto as ações da Petrobras sofreram uma queda de 55,42% no mesmo período. Essa diferença se deu, principalmente, por conta da crise global do petróleo, que foi causada pelo excesso de oferta de petróleo e a baixa demanda provocada pelos fechamentos de fronteiras entre países e pelos *lockdowns*, que diminuíram a atividade econômica em todo o mundo. Vale ressaltar que, após a queda de março, a carteira teve uma rápida recuperação, levando apenas três meses para recuperar o capital investido inicialmente, e continuou crescendo até dezembro de 2020, tendo apenas dois meses com resultados negativos. Mesmo com as altas constantes, isso não foi suficiente para recuperar as perdas de março, fechando o ano de 2020 em -11,64% de retorno anual.

O resultado financeiro final obtido, entre janeiro de 2018 e dezembro de 2020, foi positivo, chegando a R\$ 153.157,70 de patrimônio total no final da série. A rentabilidade das ações da PETR4 foi a mais elevada da carteira, apresentando um resultado de 78,45% nos três anos, enquanto as ações BBAS3 tiveram um retorno acumulado de 27,87%. O valor investido nas duas ações somadas ao caixa apresentou um retorno de 53,16% no período.

Tabela 1

Carteira com Hedge – retorno mensal das ações, do hedge e da carteira

Data	Patrimônio por ação			Hedge		Patrimônio total
	Caixa	PETRA	BBAS3	Investimento em Hedge	Resultado Hedge	Patrimônio Total
jan./2018	R\$ 18.024,38	R\$ 40.986,28	R\$ 40.989,34	R\$ 499,46	R\$ 0,00	R\$ 100.000,00
fev./2018	R\$ 17.524,92	R\$ 49.632,63	R\$ 48.082,09	R\$ 574,30	R\$ 0,00	R\$ 115.239,64
mar./2018	R\$ 16.950,62	R\$ 51.826,48	R\$ 50.621,97	R\$ 595,24	R\$ 0,00	R\$ 119.399,07
abr./2018	R\$ 16.355,38	R\$ 51.052,18	R\$ 44.380,35	R\$ 557,72	R\$ 0,00	R\$ 111.787,91
mai./2018	R\$ 15.797,66	R\$ 62.021,43	R\$ 39.016,88	R\$ 582,57	R\$ 35.544,10	R\$ 116.835,97
jun./2018	R\$ 50.759,19	R\$ 35.979,14	R\$ 30.275,91	R\$ 583,62	R\$ 0,00	R\$ 117.014,24
jul./2018	R\$ 50.175,58	R\$ 47.774,31	R\$ 40.462,45	R\$ 690,94	R\$ 0,00	R\$ 138.412,34
ago./2018	R\$ 49.484,64	R\$ 45.657,89	R\$ 37.571,31	R\$ 661,72	R\$ 359,43	R\$ 132.713,84
set./2018	R\$ 49.182,35	R\$ 48.264,70	R\$ 35.558,32	R\$ 663,98	R\$ 0,00	R\$ 133.005,37
out./2018	R\$ 48.518,37	R\$ 64.086,23	R\$ 47.136,39	R\$ 797,04	R\$ 0,00	R\$ 159.740,99
nov./2018	R\$ 47.721,33	R\$ 64.679,86	R\$ 55.120,80	R\$ 837,47	R\$ 0,00	R\$ 167.521,99
dez./2018	R\$ 46.883,86	R\$ 55.285,02	R\$ 53.904,90	R\$ 779,78	R\$ 0,00	R\$ 156.073,78
jan./2019	R\$ 46.104,09	R\$ 63.776,51	R\$ 59.565,59	R\$ 847,00	R\$ 0,00	R\$ 169.446,19
fev./2019	R\$ 45.257,09	R\$ 66.847,90	R\$ 66.942,05	R\$ 894,02	R\$ 0,00	R\$ 179.047,04
mar./2019	R\$ 44.363,07	R\$ 68.293,26	R\$ 60.038,44	R\$ 862,21	R\$ 0,00	R\$ 172.694,77
abr./2019	R\$ 43.500,86	R\$ 64.783,10	R\$ 58.619,89	R\$ 833,23	R\$ 0,00	R\$ 166.903,85
mai./2019	R\$ 42.667,63	R\$ 63.802,32	R\$ 58.255,12	R\$ 821,99	R\$ 0,00	R\$ 164.725,07
jun./2019	R\$ 41.845,64	R\$ 68.035,16	R\$ 63.875,28	R\$ 867,32	R\$ 0,00	R\$ 173.756,08
jul./2019	R\$ 40.978,32	R\$ 70.719,40	R\$ 65.428,93	R\$ 885,14	R\$ 1.715,91	R\$ 177.126,65
ago./2019	R\$ 41.809,10	R\$ 60.782,55	R\$ 56.742,00	R\$ 795,47	R\$ 0,00	R\$ 159.333,65
set./2019	R\$ 41.013,63	R\$ 70.977,50	R\$ 59.889,83	R\$ 859,12	R\$ 0,00	R\$ 171.880,96
out./2019	R\$ 40.154,51	R\$ 70.229,01	R\$ 59.565,59	R\$ 849,34	R\$ 0,00	R\$ 169.949,11
nov./2019	R\$ 39.305,17	R\$ 74.023,08	R\$ 59.052,21	R\$ 861,01	R\$ 0,00	R\$ 172.380,46
dez./2019	R\$ 38.444,16	R\$ 74.874,81	R\$ 62.173,02	R\$ 876,13	R\$ 0,00	R\$ 175.491,99
jan./2020	R\$ 37.568,03	R\$ 77.430,00	R\$ 64.685,88	R\$ 896,72	R\$ 0,00	R\$ 179.683,91
fev./2020	R\$ 36.671,32	R\$ 75.778,16	R\$ 63.767,20	R\$ 880,12	R\$ 123.924,38	R\$ 176.216,68
mar./2020	R\$ 159.715,57	R\$ 33.785,29	R\$ 40.030,13	R\$ 1.167,42	R\$ 0,00	R\$ 233.530,99
abr./2020	R\$ 158.548,15	R\$ 41.166,95	R\$ 38.179,26	R\$ 1.189,06	R\$ 0,00	R\$ 237.894,36
mai./2020	R\$ 157.359,09	R\$ 47.851,74	R\$ 36.085,21	R\$ 1.206,47	R\$ 0,00	R\$ 241.296,04
jun./2020	R\$ 156.152,62	R\$ 53.426,70	R\$ 43.556,24	R\$ 1.264,42	R\$ 0,00	R\$ 253.135,56
jul./2020	R\$ 154.888,21	R\$ 58.691,94	R\$ 46.514,93	R\$ 1.298,62	R\$ 0,00	R\$ 260.095,08
ago./2020	R\$ 153.589,59	R\$ 58.330,60	R\$ 42.583,52	R\$ 1.271,23	R\$ 0,00	R\$ 254.503,71
set./2020	R\$ 152.318,35	R\$ 50.665,03	R\$ 40.854,24	R\$ 1.217,86	R\$ 0,00	R\$ 243.837,62
out./2020	R\$ 151.100,49	R\$ 52.265,25	R\$ 44.866,71	R\$ 1.241,05	R\$ 0,00	R\$ 248.232,45
nov./2020	R\$ 149.859,45	R\$ 64.783,10	R\$ 46.501,42	R\$ 1.304,44	R\$ 0,00	R\$ 261.143,97
dez./2020	R\$ 148.555,00	R\$ 69.738,62	R\$ 51.054,29	R\$ 1.345,64	R\$ 0,00	R\$ 269.347,91
jan./2021	R\$ 147.209,36	R\$ 73.145,54	R\$ 52.418,80	R\$ 0,00	R\$ 0,00	R\$ 272.773,70
Retorno total	716,72%	78,46%	27,88%		R\$ 161.543,82	172,77%

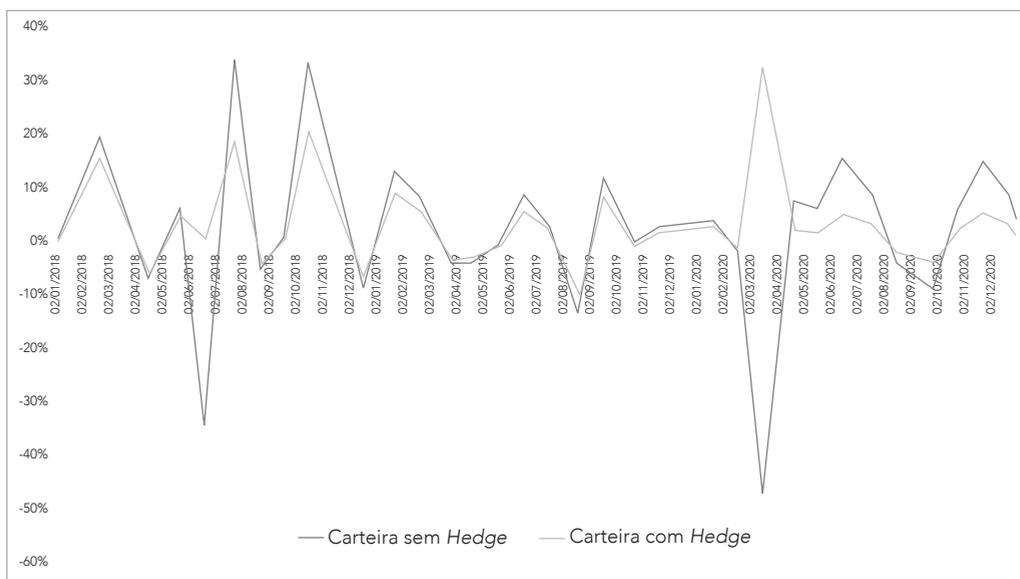
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Tabela 1 apresenta a composição e os resultados mensais da segunda carteira analisada. Nela foram apresentados os dados referentes às posições em ações de PETR4 e BBAS3, o caixa da carteira, o gasto mensal com a proteção, o retorno obtido com a estratégia e o patrimônio total da carteira. Os dados se referem ao valor dos componentes da carteira na data de vencimento das opções, e não no fechamento mensal.

Como se observa na Figura 3, a carteira com *hedge* segue na maioria dos meses a mesma direção da carteira sem *hedge*, por isso, não é necessário refazer a análise dos resultados da carteira de forma mais detalhada em todos os anos da série, dando-se mais ênfase aos meses em que o *hedge* feito cumpriu seu papel de proteger a carteira contra perdas maiores.

Figura 3

Retorno mensal da carteira com *hedge* e da carteira sem *hedge*



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Na Tabela 1, verifica-se que a operação de *hedge* apresenta lucro em apenas 4 dos 36 meses da série; nos outros meses, a opção comprada virou pó, ou seja, perdeu todo o seu valor. Em maio de 2018, pela primeira vez, vemos o resultado da proteção, enquanto o valor em carteira investido em ações apre-

sentou uma forte queda, causada principalmente pela crise da greve dos caminhoneiros. Como citado anteriormente, o *hedge* montado no dia 21 de maio comprou R\$ 582,87 em PUTS fora do dinheiro e se valorizou com o aumento da volatilidade causada pela queda nos preços dos ativos-alvo, obtendo, no dia do desmonte da operação, um retorno com a venda das opções de R\$ 35.544,10, o que fez a carteira continuar com um retorno positivo no acumulado, como podemos ver na Figura 2.

Em julho de 2019, a venda das opções compradas como proteção resultou em um retorno de R\$ 1.715,91; nesse mês, o *hedge* não foi suficiente para proteger completamente o patrimônio da carteira, que caiu 10,05%, acompanhando os mercados globais que sofriam com as ameaças de guerra comercial entre EUA e China.

Como mencionado anteriormente, em março de 2020, a bolsa brasileira sofreu gravemente com a crise mundial. No entanto, o impacto na carteira com *hedge* foi oposto; assim, a carteira se beneficiou com a queda abrupta do mercado de ações, tendo uma alta valorização das opções de venda que haviam sido compradas em fevereiro como forma de proteção. Como podemos ver na Figura 2, entre fevereiro e março de 2020, a carteira apresentou o maior crescimento da série analisada, tendo um acréscimo de R\$ 123.044,26 ao caixa em apenas um dia; isso equivale a um aumento de 335,53% no caixa. A carteira como um todo obteve um rendimento muito expressivo: foram 132,52% de retorno entre fevereiro e março.

A carteira apresentou um resultado bem significativo no período analisado. Entre janeiro de 2018 e dezembro de 2020, obteve um retorno de 172,77%, e ficou claro que o sistema de *hedge* feito na carteira ajudou a proteger o patrimônio contra grandes quedas em momentos de crise do mercado financeiro, inclusive nas crises políticas que afetaram o Brasil em 2018.

Tabela 2

Gastos e retornos com hedge da carteira

	Gasto com Hedge	Retorno com Hedge	Retorno
PETRA4	R\$ 16.177,90	R\$ 123.595,70	663,98%
BBAS3	R\$ 16.180,94	R\$ 37.948,12	134,52%
Total	R\$ 32.358,84	R\$ 161.543,82	798,50%

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

- *Estratégia de Hedge com opções fora do dinheiro em ações de empresas estatais traz maior retorno? Uma análise no período de 2018 a 2021, Lucas Oliveira Florindo, Helberte João França Almeida, Rafael Jasper Feltrin*

A carteira com *hedge* investiu, nos 36 meses da análise, um total de R\$ 32.358,84 com a compra de PUTS fora do dinheiro, montante maior do que o estipulado inicialmente de R\$ 18.024,38. Isso se deu por conta do crescimento do patrimônio total da carteira, que era o indexador para o valor investido mensalmente. O retorno total com a proteção foi de R\$ 161.543,82, rendimento de 798,50%. Podemos observar que o retorno com *hedge* foi mais significativo nas ações da PETR4 do que nas ações BBAS3.

■ 4.2 Comparação entre carteiras

Levando em consideração o que já foi analisado, esta subseção terá o intuito de responder ao segundo objetivo específico deste trabalho, que é saber qual das carteiras teve melhor performance no período analisado. Para isso, será feita uma comparação entre os retornos anuais e o total de ambas as carteiras.

Tabela 3

Comparativo de retorno anual das carteiras

Data	Patrimônio inicial		Patrimônio final		Retorno	
	Carteira sem Hedge	Carteira com Hedge	Carteira sem Hedge	Carteira com Hedge	Carteira sem Hedge	Carteira com Hedge
2018	R\$ 100.000,00	R\$ 100.000,00	R\$ 133.185,24	R\$ 156.073,78	33,19%	56,07%
2019	R\$ 150.443,09	R\$ 169.446,19	R\$ 167.158,20	R\$ 175.491,99	11,11%	3,57%
2020	R\$ 173.338,14	R\$ 179.683,91	R\$ 153.157,70	R\$ 272.773,70	-11,64%	51,81%

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Analisando a Tabela 3, verifica-se que a estratégia adotada na carteira com *hedge* se mostrou mais efetiva em 2018, alcançando um retorno sobre o investimento melhor do que a carteira sem *hedge*. Como já citado anteriormente, o ano de 2018 foi marcado por crises políticas no Brasil que impactaram negativamente a bolsa de valores e, principalmente, as empresas estatais. Graças a isso, os *hedges* feitos tornaram a carteira protegida 22,08% mais lucrativa ao final do ano do que a carteira que continha apenas as ações.

No segundo ano analisado, não houve grandes quedas da bolsa. Precisamente, 2019 foi marcado pela euforia dos agentes e pelo constante crescimento da bolsa de valores brasileira, que alcançava um novo topo histórico a cada novo pregão. Por isso, o sistema de proteção da carteira com *hedge* não foi efetivo, visto que essa operação tem seu ganho em momentos de alta volatilidade, que acompanham as grandes quedas do mercado; também o custo com o *hedge* mensal, que acabou mitigando os resultados desse ano. A carteira sem *hedge* teve melhor *performance* apenas em 2019 e fechou o ano com 11,11% de ganho, perante uma rentabilidade de 3,57% da carteira com *hedge*.

Observando a Figura 2, percebe-se que 2020 foi o ano em que as carteiras mais se distanciaram e seguiram caminhos opostos, diferentemente do que acontecia até então, quando, durante os dois primeiros anos da análise, as carteiras se moveram juntas em boa parte do tempo. Como citado anteriormente, a grande crise global do coronavírus impactou negativamente o mercado brasileiro, causando uma queda brusca nos preços das ações. A carteira com *hedge* se beneficiou com o aumento da volatilidade no período e as opções compradas protegeram de forma significativa o patrimônio, finalizando o ano de 2020 com 51,81% de retorno. A carteira sem *hedge*, mesmo com o forte crescimento nos meses seguintes à crise do coronavírus, não conseguiu se recuperar e finalizou o ano com um retorno negativo de 11,64%.

Para finalizar essa comparação, é importante levar em conta a volatilidade das carteiras, calculada pelo desvio padrão das mesmas, os retornos médios mensais e o patrimônio total final.

Tabela 4

Retorno, média e desvio padrão final das carteiras

Carteira	Patrimônio total	Retorno	Média de retorno mensal	Desvio Padrão
Carteira sem <i>hedge</i>	R\$ 272.773,70	172,77%	2,48%	14,97%
Carteira com <i>hedge</i>	R\$ 153.157,70	53,16%	3,20%	8,20%

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

O retorno total das carteiras, em 30 de dezembro de 2020, mostrou uma carteira com *hedge* muito mais lucrativa durante os três anos de análise do que a carteira sem *hedge*. Dessa forma, o retorno acumulado da carteira com proteção ficou em 172,77%, com um patrimônio final de R\$ 272.773,70. Por sua vez, o retorno da carteira sem *hedge* foi muito menor, 53,16%, com um patrimônio final de R\$ 153,157,70.

A carteira com *hedge* apresentou um retorno médio mensal de 3,20%, sendo novamente superior à carteira sem *hedge*, que teve um retorno médio de 2,48%. A volatilidade das carteiras, medida por meio do desvio padrão dos meses, mostrou que a carteira sem *hedge* foi mais volátil no período analisado, com um desvio padrão de 14,97%. A carteira com *hedge*, além de obter maior rendimento, também se manteve mais estável, apresentando uma volatilidade 8,20% menor do que a carteira sem *hedge* no mesmo período.

■ 4.3 Indicadores de risco-retorno

A Tabela 5 mostra os resultados da carteira levando em consideração os indicadores de risco-retorno, pois é importante ir além da análise dos retornos totais das carteiras; o risco envolvido na operação também deve ser levado em consideração. Para isso, utiliza-se o índice de Sharpe, que possibilita avaliar o retorno de uma carteira em relação à sua volatilidade, que é medida pelo desvio padrão dos retornos e pelo rendimento do ativo livre de risco. Nesse caso, o ativo livre de risco usado foi o CDI acumulado anual. Dessa forma, quanto maior for o resultado do índice de Sharpe, melhor terá sido a performance da carteira analisada, quando comparada com o risco de mercado, em determinado período.

Também na Tabela 5 verificam-se os resultados das carteiras em relação ao índice de Treynor, que se assemelha ao índice de Sharpe no quesito risco-retorno da carteira. A diferença entre eles se dá quando, no índice de Treynor, o indicador de risco deixa de ser o ativo livre de risco e passa a ser o beta, que mede o risco sistemático do mercado. Segundo Nagano, Merlo e Silva (2003), o coeficiente Beta mede a sensibilidade de uma variação do retorno da carteira de mercado.

Tabela 5

Indicadores de risco-retorno anualizado das carteiras

Data	Sharpe		Treydor	
	Carteira sem Hedge	Carteira com Hedge	Carteira sem Hedge	Carteira com Hedge
2018	1,38	5,21	0,204	0,497
2019	0,69	-0,44	-0,205	-0,280
2020	-0,85	5,21	-0,146	0,491

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Analisando os resultados da relação risco-retorno obtidos por meio do índice de Sharpe, é possível observar que a carteira com *hedge* obteve um retorno melhor em relação ao risco tomado em dois dos três anos analisados; apenas em 2019 teria sido mais lucrativo e seguro para o investidor ter investido na carteira sem *hedge* ou em ativos livres de risco, já que o resultado da carteira com proteção foi negativo. No entanto, quando levamos em consideração todo o período, a carteira com *hedge* teve um risco-retorno superior ao da carteira sem *hedge*.

No que diz respeito ao índice de Treynor, mesmo quando a métrica comparativa passa a ser o beta Ibovespa, os resultados se mantêm parecidos. Nesse índice, igual ao índice de Sharpe, números mais elevados representam um risco-retorno mais atrativo. Novamente, 2019 foi o único ano em que a carteira sem *hedge* se saiu melhor do que a carteira com *hedge*, mas, novamente no período analisado, os resultados da carteira com *hedge* são mais satisfatórios, tendo uma relação risco-retorno com Ibovespa acima de 0,49 em 2018 e 2020, enquanto a carteira sem *hedge* não ultrapassou 0,21, ficando negativa em 2019 e 2020.

■ 4.4 Comparação com outros ativos

Além de comparar as carteiras entre si, que era o principal objetivo deste trabalho, é importante compará-las com outros índices do mercado. O índice Ibovespa foi escolhido por ser o principal *benchmark* para carteiras compostas por ações do mercado brasileiro, quando comparamos as carteiras ao retorno acumulado do índice e fica claro que a correlação nos dois primeiros anos da

análise é muito forte, pois elas se movimentam em grande parte do tempo na mesma direção. Essa constante fica ainda mais evidente na carteira sem *hedge*, que segue o índice durante toda a série analisada. A carteira sem *hedge* sofreu mais com a queda de março de 2020 do que o Ibovespa, como já explicado anteriormente. Por isso, durante os três anos do estudo, teria sido melhor para o investidor, se levarmos em consideração apenas o retorno total, investir seu dinheiro em um ETF atrelado ao Ibov do que ter investido na carteira sem *hedge*.

Analisando a carteira com *hedge*, na Figura 2, em março de 2020 ela se descola completamente do mercado e tem seu maior ganho até então. Com isso, fica claro que o *hedge* feito na carteira foi de extrema importância para que ela superasse os retornos do mercado e da carteira sem *hedge* no período da análise. Quando comparado com a Selic, que foi o ativo livre de risco escolhido para a comparação de retorno, ambas as carteiras tiveram melhor performance no acumulado total, mas vale ressaltar que a carteira sem *hedge* ficou, em alguns meses, tendo um retorno igual ou pior do que o do ativo livre de risco.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O mercado de capitais brasileiro vem passando por um acelerado crescimento, tanto no volume financeiro transacionado quanto no número de agentes participantes. O número de pessoas físicas investindo na bolsa de valores também vem crescendo, buscando melhores retornos sobre seus investimentos em um contexto de juros mais baixos em relação à inflação do país. Em um país marcado por crises políticas e econômicas, onde há alta incerteza perante os investidores, é necessário buscar formas de se proteger no mercado acionário.

Levando isso em consideração, o presente trabalho buscou comparar os riscos e retornos de duas carteiras de investimento, tendo uma delas ações de empresas estatais com uma estratégia de proteção e a outra composta apenas por ações das mesmas empresas. O período analisado foi de janeiro de 2018 a janeiro de 2021.

As carteiras criadas foram analisadas e comparadas pelos índices de Sharpe e de Treynor, para entender o risco-retorno das carteiras e saber qual delas apresentava melhor retorno em relação ao risco tomado pelo investidor. Elas

também foram comparadas aos indicadores de mercado para o mesmo período – foram usados os dados do Ibovespa e da Selic.

Os resultados obtidos apontam que a carteira com *hedge* obteve resultados acumulados melhores do que a carteira sem *hedge*, apresentando um retorno final superior à carteira sem proteção, ao índice Ibovespa e à Selic. Analisando os resultados por meio do índice de Sharpe, mais uma vez a carteira com *hedge* se mostrou melhor, obtendo um risco-retorno relacionado à taxa CDI mais satisfatório para a maior parte dos anos do que a carteira sem *hedge* durante o período analisado. Se mudarmos o indicador de risco e passarmos a analisar o risco-retorno sob a ótica do índice de Treynor, os resultados permanecem os mesmos, já que a carteira com *hedge* também se mostrou mais eficiente na maior parte dos meses.

Vale ressaltar que a carteira sem *hedge* seguiu muito proximamente os resultados do Ibovespa no período analisado, tendo um retorno acumulado pior do que o índice, a métricas de risco e retorno. Sharpe e Treynor também mostraram que seria mais lucrativo e com menos risco investir em um ETF atrelado ao índice, em vez de ter uma carteira composta apenas por ações estatais.

As opções escolhidas como proteção para a carteira com *hedge* não passaram por um rigoroso processo de escolha. Não foram levados em consideração os valores das gregas no momento da compra. Assim, esses resultados sugerem que os retornos poderiam ser ainda melhores do que os apresentados. Fica como sugestão de trabalhos futuros uma criteriosa escolha das gregas no momento da compra.

DOES A HEDGE STRATEGY WITH OUT-OF-THE-MONEY OPTIONS ON SHARES OF STATE-OWNED COMPANIES BRING GREAT RETURNS? AN ANALYSIS IN THE PERIOD FORM 2018 TO 2021

Abstract

This study aimed to measure the results of an investment strategy whose main objective is the preservation of capital in times of crisis. For this, two portfolios were created composed of shares of state-owned companies, one of which would

- *Estratégia de Hedge com opções fora do dinheiro em ações de empresas estatais traz maior retorno? Uma análise no período de 2018 a 2021, Lucas Oliveira Florindo, Helberte João França Almeida, Rafael Jasper Feltrin*

have in addition to the shares, a hedge strategy made with options to sell out of money, the portfolios were analyzed and compared through their total return in the period and by the risk-return perspective, using the Sharpe and Treynor ratios. The results obtained showed us that a portfolio composed of state shares and with a continuous hedge protection using selling options was more profitable and presented a better risk-return than an unprotected portfolio in the period analyzed.

Keywords: *Hedge*; risk-return; options; state-owned companies.

Referências

- Assaf Neto, A. (1999). *Mercado financeiro* (2a ed.). São Paulo: Atlas.
- B3. (2021). *Exercício de opções*. https://www.b3.com.br/pt_br/noticias/exerciciode-opcoes-passa-a-ser-automatico-a-partir-de-maio.html
- B3. (2023). *Índice Bovespa (Ibovespa B3)*. http://www.b3.com.br/pt_br/marketdata-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-composicao-da-carteira.htm.
- Banco do Brasil. (2023). *Acesso à informação*. <https://www.bb.com.br/pbb/pagina-inicial/acesso-a-informacao#/>
- Bessada, O. (1995). *O mercado futuro e de opções* (3a ed.). Rio de Janeiro: Record.
- BM&F-Bovespa. (1998). *Variação anual (R\$/ US\$)*. <http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoVariacaoAnual.aspx?Indice=IBOV&idioma=pt-br>
- Capital Now. (2019, dezembro 5). *O que é Black and Scholes, origem do modelo e como calcular. Investimentos*. <https://www.capitalresearch.com.br/blog/investimentos/black-and-scholes/>
- Castro, C. M. (2006). *A prática da pesquisa* (2a ed.). Rio de Janeiro: Pearson Universidades.
- Di Pietro, M. S. Z. (2011). *Direito administrativo* (24a ed.). São Paulo: Atlas.
- Eletrobras. (2023). *Sobre a Eletrobras*. <https://eletrobras.com/pt/Paginas/Historia.aspx>.
- Ferreira, G. (2020, março 31). *Ibovespa cai 30% em março, maior queda mensal em 22 anos. Valor Investe*. <https://valorinveste.globo.com/objetivo/hora-de-investir/noticia/2020/03/31/ibovespa-tem-maior-queda-mensal-em-22-anos-dolar-maior-alta-desde-ataque-as-torres-gemeas-em2011.ghtml>.
- Fortuna, E. (1999). *Mercado financeiro: Produtos e serviços* (12a ed.). Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Fortuna, E. (2005). *Mercado financeiro: Produtos e serviços* (16a ed.). Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Gitman, L. J. (1997). *Princípios da administração financeira*. São Paulo: Herbra.

Hissa, M. (2007). *Investindo em opções: como aumentar seu capital operando com segurança*. Rio de Janeiro: Elsevier.

Hull, J. C. (1996). *Introdução aos mercados futuros e de opções* (2a ed.) São Paulo: Cultura Editores Associados.

Hull, J. C. (2005). *Fundamentos dos mercados futuros e de opções* (4a ed.). São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros.

Lima, B.; Gerbelli, L. (2021, março 27). *Alvos de interferência do governo, três maiores estatais já perderam quase R\$ 100 bilhões em valor de mercado neste ano*. G1. <https://g1.globo.com/economia/noticia/2021/03/27/alvos-de-interferencia-do-governo-tresmaiores-estatais-ja-perderam-quase-r-100-bilhoes-em-valor-de-mercado-neste-ano.ghtml>

Mellagi Filho, A. (1995). *Mercado financeiro e de capitais: uma introdução* (2a ed.). São Paulo: Atlas.

Moura, J. (2020, maio 11). *Com juros baixos, compra de ações por brasileiro aumenta*. *Folha de S.Paulo*, Folhainvest. <https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2020/05/com-juros-baixos-compra-de-acoes-por-brasileiro-aumenta.shtml>

Napolitano, G. (2004, agosto). *Escolha o melhor fundo para você*. *Exame*, São Paulo, 12-15.

Pereira, V. (2020, dezembro 14). *Bolsa atinge 3,2 milhões de CPFs e vê alinhamento com longo prazo*. *Suno*. <https://www.suno.com.br/noticias/bolsa-longo-prazo/>

Pinheiro, J. L. (2008). *Mercado de capitais: Fundamentos e técnicas* (4a ed.). São Paulo: Atlas.

Pinheiro, J. L. (2009). *Mercado de capitais: Fundamentos e técnicas* (5a ed.). São Paulo: Atlas.

Riconnect. (2020, agosto 25). *Opções Bovespa: um guia para investir com sucesso!* <https://riconnect.rico.com.vc/blog/opcoes-bovespa-guia>

Ross, S. A. et al. (2013). *Fundamentos de administração e finanças* (9a ed.). Porto Alegre: AMGH.

Silva Neto, L. A. (1998). *Derivativos: definições, emprego e risco* (2a ed.). São Paulo: Atlas.

Silva Neto, L. A. (1996). *Opções: do tradicional ao exótico* (2a ed.). São Paulo: Atlas.

Toro Investimentos. (2020, maio 12). *Crise de 2008: O dia em que o mercado imobiliário derrubou a economia mundial*. <https://blog.toroinvestimentos.com.br/2008-o-ano-em-que-o-mercado-imobiliarioderrubou-economia-mundial>

MUDANÇA ESTRUTURAL NA ECONOMIA DE ANGICOS: O IMPACTO DA UFERSA

Graziela Sousa da Cunha

Graduada em Ciência e Tecnologia pela Universidade Federal Rural do Semi-Árido (2021) e graduanda em Engenharia Civil também pela Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa), *campus* Angicos (RN).

E-mail: grazielacunha6@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0002-3910-4504>

José Alderir da Silva

Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (2021). Mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte (2014). Graduado em Economia pela UFRN (2011). Professor na Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa), lotado no Departamento de Engenharias (Denge).

E-mail: jose.silva@ufersa.edu.br

 <https://orcid.org/0000-0002-1514-6999>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

-
- 1 Este artigo faz parte do Projeto de Pesquisa “Avaliação do Impacto Econômico da Ufersa nas Cidades Sedes”, financiado com recursos do Programa de Iniciação Científica Institucional (Pici) – Ufersa.

Francisco Danilo da Silva Ferreira

Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba. Docente do Departamento de Economia da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte/CAA.

E-mail: ffdanilloferreira@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-8412-7540>

Thiago Geovane Pereira Gomes

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Paraíba (2011). Mestre em Economia, pela Universidade Federal de Pernambuco, *campus* Agreste (2016). Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (2022). Professor da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte.

E-mail: thiagogeovanep@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-8837-547X>

Como citar: Cunha, G. S., Silva, J. A. da., Ferreira, F. D. S., & Gomes, T. G. P. (2023). Mudança estrutural na economia de Angicos: o impacto da Ufersa. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 191–222.
doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.191–222

Recebido em: 18/6/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar os efeitos da instalação do *campus* da Ufersa em Angicos, no Rio Grande do Norte, por meio da análise descritiva dos indicadores socioeconômicos. Os resultados sugerem que o município de Angicos teve um aumento no seu Produto Interno Bruto (PIB), com uma mudança na composição em favor do setor de serviços. Além disso, observaram-se melhorias no Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do município, bem como um aumento no percentual de habitantes com nível superior e uma melhoria na formação dos docentes do ensino médio. Em geral, os resultados indicam que a implantação do *campus* da Ufersa promoveu externalidades positivas sobre o dinamismo econômico e social do município.

Palavras-chave: Reuni. PIB. Ufersa IDH. Angicos.

Classificação JEL: I23, I25, I26.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o ensino superior público brasileiro passou por transformações significativas com o intuito de democratizar o acesso à educação superior. A interiorização e a expansão das universidades federais foram um dos principais objetivos dessas iniciativas, visto que anteriormente as mesmas estavam concentradas majoritariamente nas capitais ou em grandes cidades do interior.

O Programa de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), criado durante o governo Lula (2003-2010) em 2007, teve um papel fundamental nesse processo, estabelecendo metas ambiciosas de criação e ampliação de *campus* universitários em todas as regiões do país, especialmente em pequenas cidades do interior brasileiro. Além disso, a primeira fase de expansão do Ensino Superior Federal, conhecida como Expansão I, que compreendeu os anos de 2003 a 2007, contribuiu para a elevação do número de cidades atendidas pelas universidades federais, passando de 114 em 2003 para 237 até o final de 2011 (Brasil, 2017).

A expansão não apenas permitiu a democratização do acesso ao ensino superior em locais mais remotos do país, mas também fomentou o intercâmbio de estudantes e professores, algo que não era visto anteriormente nessas cidades. Isso promoveu a formação de capital humano qualificado, bem como a diversificação da produção de conhecimento e a criação de redes de pesquisa e inovação em diferentes regiões do país. Com a interiorização das universidades, surgiram novas oportunidades de pesquisa e desenvolvimento em áreas que eram anteriormente negligenciadas, permitindo o intercâmbio de conhecimentos e saberes entre diferentes realidades e culturas regionais.

Além disso, a presença de universidades federais em municípios carentes de instituições de ensino superior não só promoveu a formação acadêmica local, mas também atraiu um fluxo populacional para essas regiões, impulsionando a economia local por meio do comércio e de serviços demandados por professores, estudantes e técnicos administrativos, e ainda pelos investimentos em obras e despesas de custeio, como aponta Casqueiro, Irffi e Silva (2020). Esse fenômeno tem o potencial de criar novas oportunidades de emprego e empreendedorismo, além de fortalecer a infraestrutura da região.

Um exemplo desse processo foi a criação da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa), que foi estabelecida em 2015 por meio de um decreto

presidencial, sendo inicialmente instalada em Mossoró, município que já se caracterizava como um polo universitário. Posteriormente, a Ufersa se expandiu para outros municípios menores, incluindo Angicos. Nesse sentido, surge o seguinte questionamento: a instalação do *campus* da Ufersa no município de Angicos promoveu mudanças em seus indicadores socioeconômicos?

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é analisar os efeitos da implantação do *campus* da Ufersa no município de Angicos sobre seus indicadores socioeconômicos. Para tanto, utilizou-se metodologicamente a estatística descritiva. Essa análise é fundamental para identificar os efeitos que essa implantação causa sobre uma pequena cidade, contribuindo para a formulação e o direcionamento das políticas públicas locais.

Além da introdução, o artigo é composto por três seções principais. Na primeira, apresenta-se a história da Ufersa. Na segunda seção, descreve-se a cidade de Angicos. Por fim, na última seção, são apresentadas as conclusões do presente trabalho. Acreditamos que a expansão das universidades federais tem sido uma ferramenta fundamental para democratizar o acesso à educação, além de ter promovido benefícios sociais e econômicos para as cidades contempladas.

2

HISTÓRICO DE CRIAÇÃO DA UFERSA²

A história da então Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa) teve início em abril de 1967 com a criação da Escola Superior de Agricultura de Mossoró (Esam), em Mossoró-RN. O curso de Agronomia foi o primeiro a ser ofertado pela instituição, com sua primeira turma formada dois anos depois da criação da escola. Durante três décadas, a Escola de Agricultura se desenvolveu e passou a ofertar mais cursos, porém, o desejo de se ter uma Universidade Federal de Mossoró ainda permanecia vivo na mente de ex-diretores.

O ano de 2003 foi marcado por intensa trajetória de processos, manifestações políticas e ações dos gestores da Esam para federalizá-la, transformando-a na Ufersa. Houve ações de deputados federais no encaminhamento de requerimento ao ministro da Educação Cristovam Ricardo Cavalcanti Buarque,

2 Esta seção toma como base o relatório da Ufersa (2014) e o PPC C&T (2019).

solicitando a transformação da Esam em universidade, assim como também foi formada uma comissão por parte de professores da Escola de Agricultura para elaboração do Projeto Técnico Institucional de transformação.

Em junho de 2004, o ministro da Educação, Tarso Fernando Herz Genro, encaminha projeto de lei que trata da transformação da Esam em Ufersa para o presidente, que apreciou nos Ministérios da Educação e do Planejamento até dezembro desse mesmo ano, finalizando com 13 pareceres favoráveis. Ainda em dezembro de 2004, foi aprovado o primeiro curso de doutorado da Instituição pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), o que torna cada vez mais próximo a realização do sonho que a Esam se torne Ufersa.

Somente em fevereiro de 2005 o presidente da República, Luís Inácio Lula da Silva, encaminha o Projeto de Lei nº 4.819/2005 ao Congresso Nacional, que dispõe sobre a transformação da Esam em Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa), vindo a ser aprovado pela Câmara Federal e Senado Federal em julho desse mesmo ano.

Nesse sentido, 38 anos depois, nascia, no dia 29 de julho de 2005, a Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa), por meio de decreto presidencial amparado pela Lei nº 11.155/2005, que transformou a Escola Superior de Agricultura (Esam) em Ufersa, instituição de ensino superior pública com o objetivo de lecionar ensino superior, promover o desenvolvimento de pesquisas e proporcionar atividades de extensão universitária à comunidade acadêmica.

A Universidade Federal Rural do Semiárido (Ufersa) possui atualmente quatro *campi*, localizados nos municípios de Mossoró, Angicos, Caraúbas e Pau dos Ferros (RN). O *campus* central da instituição se localiza em Mossoró, o qual sedia o centro administrativo da universidade, além de contar com prédios de laboratórios para pesquisa, uma vila acadêmica que abriga os estudantes, e as edificações para fins didáticos, como salas de aula e bibliotecas especializadas.

Ao todo, a universidade dispõe de 44 cursos de graduação e 15 programas de pós-graduação que abrangem as mais diversas áreas de ensino (nas modalidades presencial e a distância), expandindo conhecimento por várias regiões do estado do Rio Grande do Norte e transformando a realidade do sertão nordestino.

No que se refere aos cursos na modalidade a distância, a Ufersa criou, no dia 19 de agosto de 2010, por meio da Resolução Consepe/Ufersa nº 007/2010,

o Núcleo de Educação a Distância (NEaD), voltado para o processo de ensino-aprendizagem separado espacial e/ou temporalmente, ou seja, uma formação baseada na cognição-tecnologia por meio da interação *on-line* (Consepe/Ufersa, 2010). Segundo o PPC/C&T (Ufersa, 2019), o NEaD conta com seis polos distribuídos em oito cidades do Rio Grande do Norte: Angicos, Caraúbas, Grossos, Guamaré, Marcelino Vieira, Natal, Pau dos Ferros e São Gonçalo, que ofertam os cursos de Licenciatura em Computação, Física, Matemática e Química.

■ 2.1 O processo de expansão das instituições federais de ensino superior no Brasil

Segundo o MEC (2010), o processo de expansão das Universidades Federais de Educação Superior teve início em 2003, quando os *campi* das universidades federais começaram a interiorização. Entretanto, instituído pelo Decreto nº 6.096, de 24 de abril de 2007, o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni) promoveu a expansão física, acadêmica e pedagógica da rede federal de educação superior brasileira, proporcionando uma diminuição das desigualdades sociais existentes, uma vez que possibilitou um aumento no acesso à educação de qualidade.

O Reuni possibilitou um marco na história de ensino superior do sertão nordestino e, a partir de 2009, passou a atuar como uma alternativa de transformação da realidade de muitos estudantes³.

A Ufersa *campus* Angicos-RN foi criada em 2008 como resultado da adesão ao Reuni, ampliando o acesso à educação superior para os alunos de cidades próximas. Com relação aos cursos, a Ufersa *campus* de Angicos oferta cursos tanto nas áreas de Ciências Exatas e Engenharias como também na área da Pedagogia. Sendo assim, o *campus* Angicos dispõe de seis cursos de graduação presencial: Bacharelado em Sistemas de Informação, Licenciatura em Computação e Informática, Bacharelado em Ciência e Tecnologia (integral e noturno), Bacharelado em Engenharia Civil, Bacharelado em Engenharia de Produção e Licenciatura em Pedagogia, totalizando 1.161 alunos matriculados em 2022.

3 Vide Silva (2021).

A Tabela 1 apresenta o quantitativo de alunos matriculados em cada curso do Centro Multidisciplinar de Angicos (CMA), de acordo com as coordenações de cada um deles.

Tabela 1

Quantitativo de alunos matriculados em cada curso da Ufersa Angicos em 2022

Cursos	Nº de alunos matriculados
Ciência e Tecnologia (integral)	347
Ciência e Tecnologia (noturno)	228
Computação e Informática	85
Engenharia Civil	90
Engenharia de Produção	65
Pedagogia	181
Sistemas de Informação	165
TOTAL	1.161

Fonte: Elaborada pelos autores (2022).

A Tabela 2 apresenta o quantitativo de alunos formados em cada curso do Centro Multidisciplinar de Angicos (CMA), de acordo com suas respectivas coordenações.

Tabela 2

Quantitativo de alunos formados em cada curso da Ufersa Angicos até 2022

Cursos	Nº de alunos formados
Ciência e Tecnologia (integral)	731
Ciência e Tecnologia (noturno)	277
Computação e Informática	70
Engenharia Civil	302
Engenharia de Produção	92
Pedagogia	16
Sistemas de Informação	72
TOTAL	1.560

Fonte: Elaborada pelos autores (2022).

No que diz respeito aos professores, de acordo com os dados fornecidos pelo Sistema Integrado e Gestão de Atividades Acadêmicas (SIGAA), o quadro de docentes da instituição é composto por 86 docentes efetivos e nove professores substitutos que estão locados nos departamentos referentes a sua formação acadêmica.

A seguir, na Tabela 3, consta o quantitativo dos docentes que são responsáveis pela formação acadêmica do Centro Multidisciplinar de Angicos (CMA), distribuídos conforme seu respectivo departamento.

Tabela 3

Quadro de docentes CMA em 2022

	DCETI ⁴	DCH ⁵	DENGE ⁶	TOTAL
Docentes efetivos	37	15	34	86
Docentes substitutos	02	03	04	09

Fonte: Elaborada pelos autores (2022).

4 Departamento de Ciências Exatas e Tecnologia da Informação (DCETI).

5 Departamento de Ciências Humanas (DCH).

6 Departamento de Engenharias (Denge).

Além dos docentes responsáveis pelo ensino da instituição, a universidade conta com um quadro de funcionários terceirizados que prestam diariamente os mais variados serviços, sendo eles os agentes que compõem: limpeza e conservação, portaria, cantina, vigilância, manutenção predial e restaurante universitário. De acordo com dados fornecidos pela Instituição, estava a serviço no campus da Ufersa em Angicos um total de 59 colaboradores terceirizados em 2022, conforme consta na Tabela 4.

Tabela 4

Quantitativo de colaboradores terceirizados por contrato no CMA em 2022

Função	Número de terceirizados
Cantina	06
Manutenção predial	03
Limpeza e conservação	25
Restaurante universitário	08
Portaria	09
Vigilância	08
Total	59

Fonte: Elaborada pelos autores (2022).

3

LOCAL DE ESTUDO

■ 3.1 Histórico da formação administrativa de Angicos⁷

Pertencentes à nação gê ou tapuia, os primeiros habitantes da região de Angicos foram os índios da tribo Pataxó. Contudo, assim como vários municípios do Rio Grande do Norte, Angicos se originou da fixação de famílias nas caatingas, onde as primeiras penetrações no seu território ocorreram em 1760

7 Essa seção toma como base o relatório do IBGE (2017) e Prefeitura Municipal de Angicos (2017).

por um descendente da família Dias Machado, o tenente Antônio Lopes Viagas. No ano de 1783, quando em Angicos já havia diversas fazendas de criação, foi criada a Vila Nova da Princesa (atualmente cidade de Assú), da qual Assú, Angicos, Macau e Santana do Matos faziam parte.

Somente em 1833 Angicos se desmembrou da Vila Nova Princesa e se tornou uma vila independente, chamada de Vila de Angicos, à qual Santana do Matos passou a pertencer. No entanto, no dia 28 de março de 1935, a Vila de Angicos é extinta e o território angicano passou a pertencer novamente ao município de Assú.

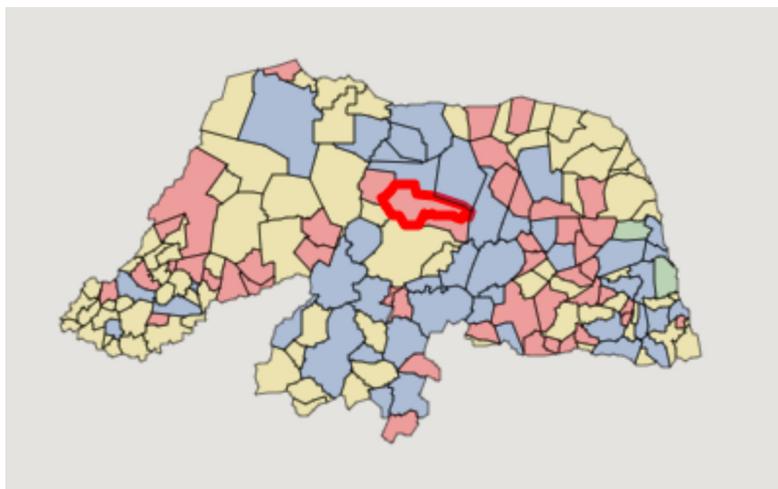
A partir da Resolução Provincial nº 9, de 13 de outubro de 1836, Angicos é elevado à categoria de município e se desmembra de Assú, vindo a se tornar distrito-sede somente em 1911 por meio de divisão administrativa. Exatamente 102 anos depois, em 31 de outubro de 1938, pelo Decreto Estadual nº 603, o distrito de Angicos anexa os municípios de Afonso Bezerra, Epiácio Pessoa (atualmente Pedro Avelino) e Fernando Pedroza, passando a ser um município constituído de quatro distritos.

A Lei Estadual nº 146, de 23 de dezembro de 1948, desmembra o distrito de Epiácio Pessoa do município de Angicos e o eleva a categoria de município com a denominação de Pedro Avelino. Dessa forma, Angicos torna-se um município composto por três distritos: Angicos, Afonso Bezerra e Fernando Pedroza.

Ademais, Afonso Bezerra também se desmembra de Angicos e se eleva à categoria de município por meio da Lei Estadual nº 20, de 27 de outubro de 1953. Com isso, Angicos torna-se um município composto por apenas dois distritos: Angicos e Fernando Pedroza.

Figura 1

Mapa da divisão político-administrativa do Rio Grande do Norte com localização do município de Angicos/RN



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS, 2020).

Por fim, em 26 de junho de 1992, por meio da Lei Estadual nº 6.301, o distrito de Fernando Pedroza é desmembrado do município de Angicos, tornando-se também um município do Rio Grande do Norte. Após isso, Angicos torna-se um município constituído apenas do distrito-sede, permanecendo atualmente com essa divisão. Angicos é conhecido como o coração do Rio Grande do Norte devido à sua localização, como pode ser visto no mapa da Figura 1. Além disso, Angicos também é conhecido como a cidade de Paulo Freire, que, em 1963, conseguiu alfabetizar 300 adultos em apenas 40 horas.

■ 3.2 Dados demográficos

Segundo Wong e Carvalho (2006), estudar a questão demográfica é pensar com cautela e sob uma ótica ampliada em torno de grupos de pessoas, numa determinada localidade, em um recorte de tempo, mostrando algumas características importantes que podem favorecer junto aos agentes públicos a formulação de políticas públicas mais eficazes e eficientes para população dessa localidade. No nosso caso, essa localidade é o município de Angicos-RN.

Localizado na região central do estado do Rio Grande do Norte, o município de Angicos situa-se a 171 km da capital Natal, tendo como municípios limítrofes Afonso Bezerra e Pedro Avelino ao norte, Santana do Matos e Fernando Pedroza ao sul, Pedro Velho, Pedro Avelino e Lajes a leste, Itajá e Ipan-guaçu a oeste.

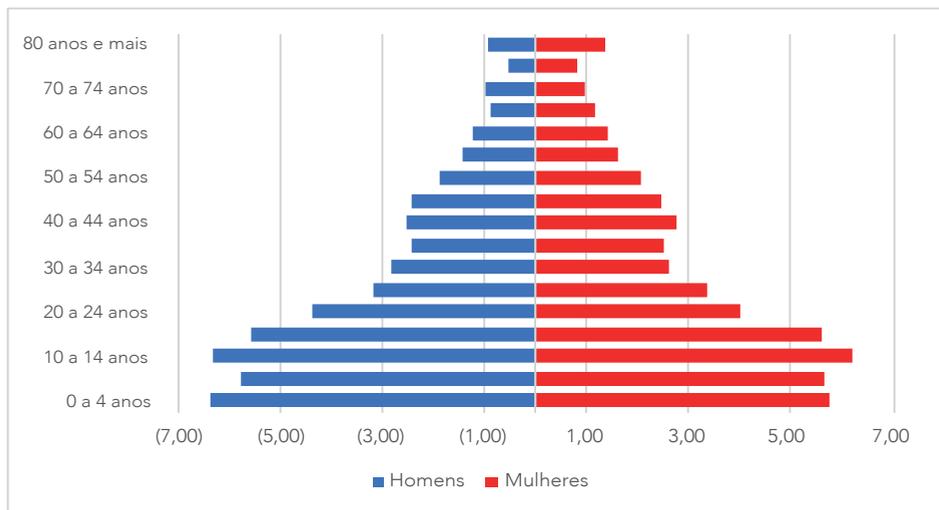
Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Angicos abrange uma área de unidade territorial de 741,582 km² e tem uma população de 11.695 habitantes no ano de 2021 (87,32% urbana e 12,68% rural), sendo, portanto, o 17º município do estado em extensão territorial e o 51º em população. Com efeito, a densidade demográfica de Angicos é de 15,57 hab/km², o que corresponde à 148ª cidade do estado.

No que diz respeito às questões demográficas, como pode ser observado pelas figuras 2 e 3, o município de Angicos passou por um processo denominado pela literatura de janela de oportunidade⁸, ou seja, ocorreu um movimento no qual a pirâmide deixa de ser predominantemente jovem para iniciar um progressivo envelhecimento entre os anos de 1980 e 2010.

8 Vide Alves (2014).

Figura 2

Pirâmide etária de Angicos em 1980

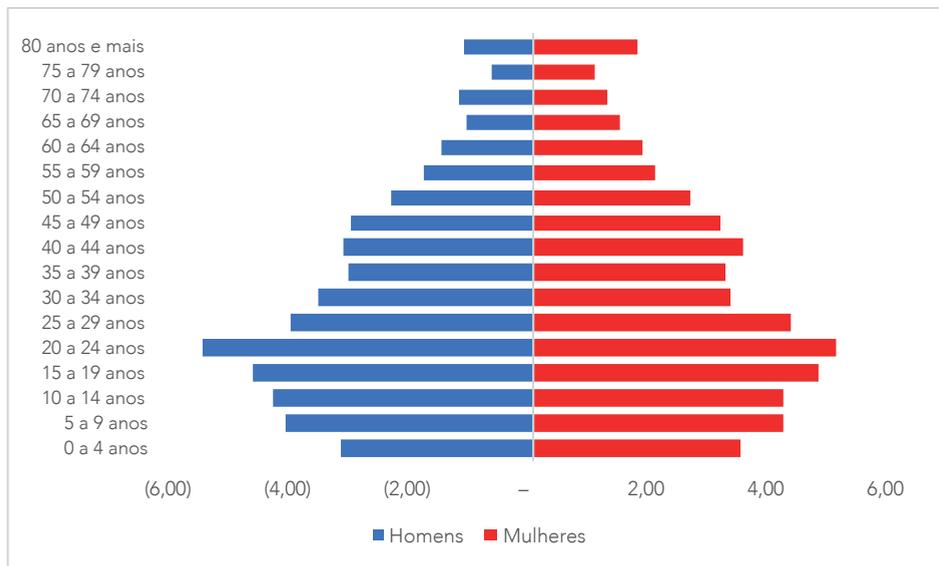


Fonte: Elaborada pelos autores com base em IBGE - Censos Demográficos 1980 e 2010.

A base da pirâmide etária, Figura 2, é larga para o ano de 1980 e diminui no ano de 2010, enquanto se observa que a População Economicamente Ativa (PEA), ou seja, o meio da pirâmide, aumentou principalmente para a população com idade acima 10 anos, como pode ser visto na Figura 3.

Figura 3

Pirâmide etária de Angicos em 2010



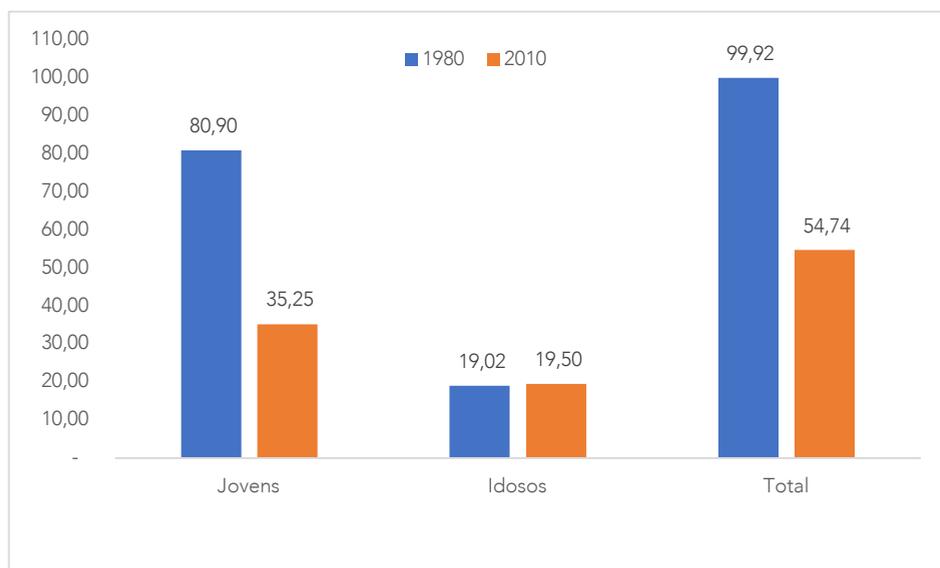
Fonte: Elaborada pelos autores com base em IBGE – Censos Demográficos 1980 e 2010.

Com efeito, ocorreu a redução da razão de dependência total de 99,92% em 1980 para 54,74% em 2010, como pode ser observado na Figura 4. Essa redução se deve principalmente à redução da dependência dos jovens entre 0 e 15 anos, que caiu de 80,9% em 1980 para 35,25% em 2010. No mesmo sentido, a dependência dos idosos maiores de 65 anos não foi significativa, passou de 19,02% para 19,50% entre 1980 e 2010.

Não obstante, essa redução não foi maior devido ao aumento do topo da pirâmide, de modo que o índice de envelhecimento passou de 23,51 em 1980 para 55,31 em 2010. Em outras palavras, em 1980 havia cerca de 23,51 idosos para cada 100 jovens e em 2010 passou a haver 55,31 idosos para cada grupo de 100 jovens.

Figura 4

Razão de dependência total, jovens e idosos: 1980 e 2010

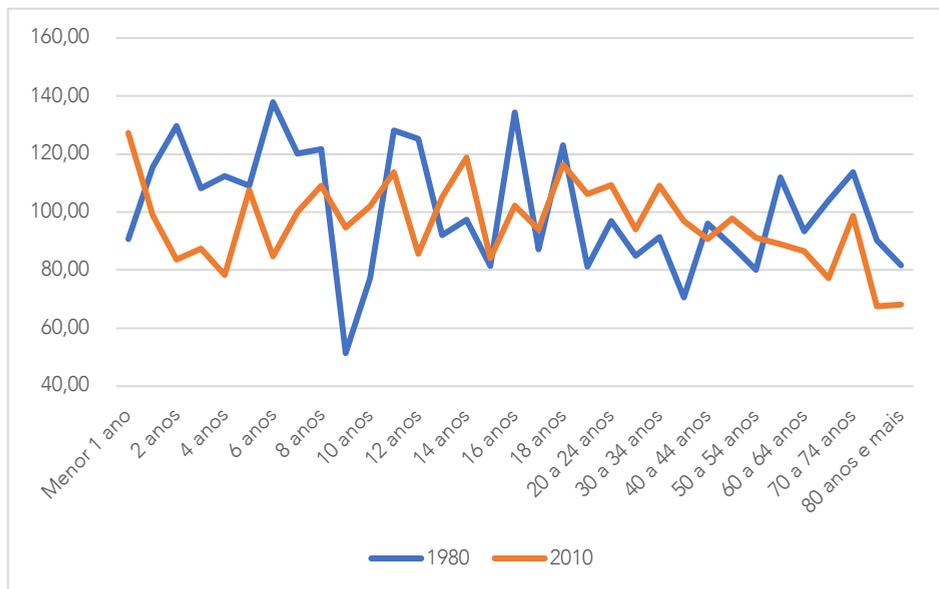


Fonte: Elaborada pelos autores com base em IBGE - Censos Demográficos 1980 e 2010.

A análise da pirâmide etária mostra também que há uma certa igualdade entre homens e mulheres na cidade de Angicos, o que é confirmado pelo indicador de razão de sexo global, que foi de 97,63 em 1980 para 95,98 em 2010. Isto é, em 1980 havia cerca de 97 homens para um grupo de 100 mulheres e em 2010 passou a haver cerca de 95 homens para um grupo de 100 mulheres. No entanto, a proporção de homens em relação às mulheres em diversas faixas etárias mostra que o número de homens é maior que o número de mulheres no ano de 2010, como pode ser visto na Figura 5.

Figura 5

Razão de sexos: 1980 e 2010



Fonte: Elaborada pelos autores com base em IBGE - Censos Demográficos 1980 e 2010.

3.3 Ocorreu uma mudança estrutural na economia de Angicos?

A economia de determinada localidade, seja ela município, estado ou país, é algo que apresenta variações ao longo do tempo. Na busca de melhorias para a sociedade em questão, a economia pode receber estímulos por meio de políticas públicas de cada governo.

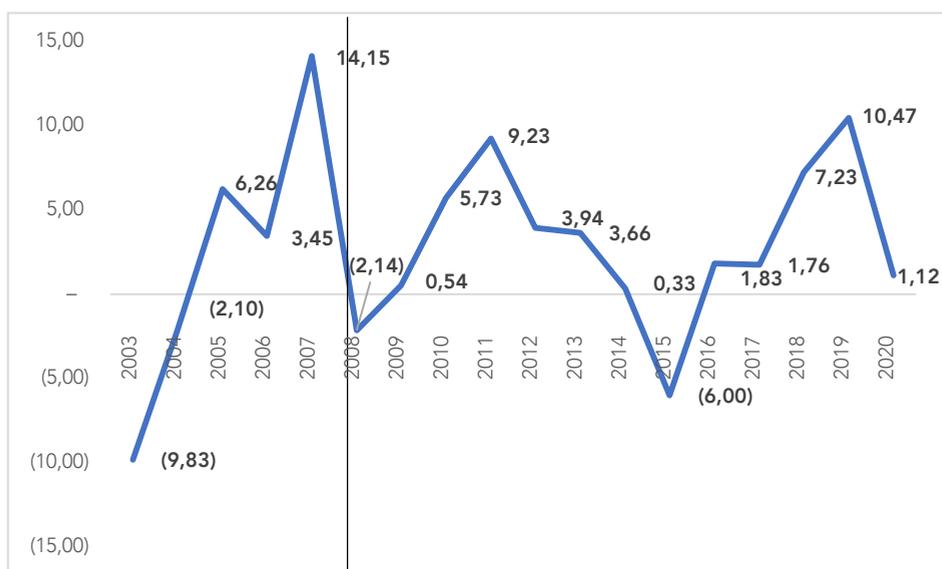
Assim, o objetivo desta subseção é inferir alguma relação dos principais indicadores econômicos da cidade de Angicos com a Ufersa, ou seja, se a presença da universidade gerou uma dinâmica estrutural na economia da cidade.

A Figura 6 mostra a taxa de crescimento do PIB de Angicos entre 2002 e 2020, na qual a linha vertical marca o ano de início das atividades da Ufersa na cidade. Como pode ser observado, entre 2005 e 2007, a economia angicana apresenta um crescimento médio de quase 8% ao ano, crescimento similar à média apresentada pelo estado e maior que o apresentado pelo Brasil, cuja

média foi de 4,4% a.a. Esse crescimento, em parte, foi influenciado pela construção da universidade em Angicos, o que aqueceu a economia local, principalmente o setor de serviços relacionados a construção civil, alimentação e hospedagem.

Figura 6

Taxa de crescimento do PIB de Angicos-RN: 2003 a 2020



Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados do IBGE (2023).

Após a crise financeira de 2008-2009 e com o início das atividades acadêmicas na Ufersa, a economia da cidade volta a apresentar crescimento médio superior ao apresentado pelo estado e pelo país. No período de 2010 a 2013, Angicos apresentou um crescimento médio de 5,64% a.a., enquanto o Rio Grande do Norte e o Brasil tiveram um crescimento médio de 5,19% e 4,11% a.a., respectivamente.

Depois do *impeachment* de Dilma e da crise institucional gerada no país em 2015 e 2016, a economia de Angicos se recupera mais rápido em relação à economia potiguar e à brasileira, alcançando o pico de 10,47% em 2019.

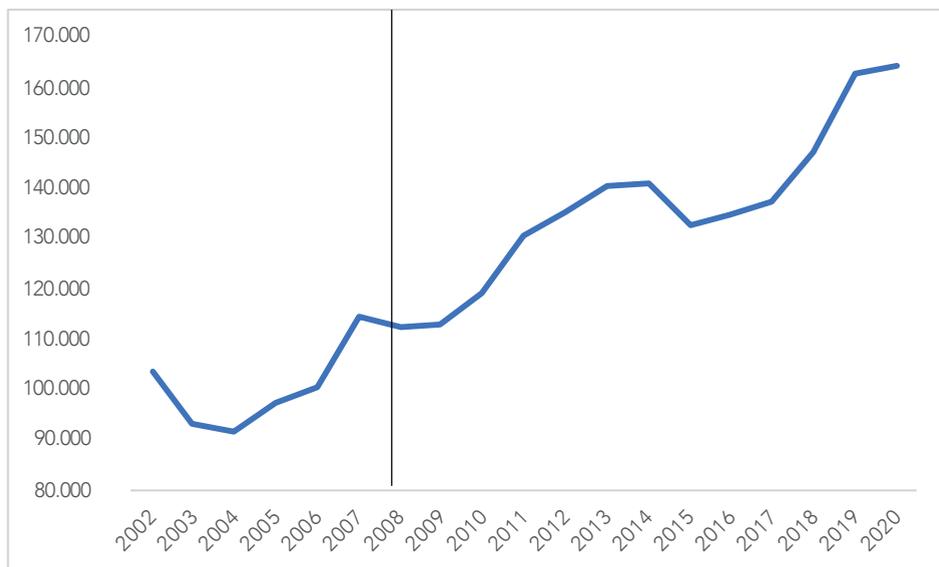
Todavia, no ano de 2020, a economia mundial foi afetada pela Covid-19, gerando um crescimento de 1,12% na economia angicana. Por outro lado, a economia potiguar apresentou uma queda de 6% e a natalense, de 12%.

Não obstante, observa-se uma taxa de crescimento média da economia de Angicos muito superior após a criação da Ufersa, enquanto não se observa o mesmo resultado para o estado e sua capital. Enquanto Angicos teve um crescimento médio de 3,3% entre 2009 e 2020, o Rio Grande do Norte e Natal tiveram crescimento médio de 1,1% e 0,65%, respectivamente. Esse resultado diferente pode sinalizar que se deve à dinâmica gerada pela universidade.

Com efeito, esse crescimento do PIB de Angicos foi refletido em seus valores absolutos. A Figura 7 mostra o PIB da cidade entre 2002 e 2020, evidenciando a importância da Ufersa no PIB de Angicos.

Figura 7

Produto Interno Bruto de Angicos-RN: 2002 a 2020



Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados do IBGE (2023).

Quando se analisa a composição do PIB pelo lado da oferta, observa-se a ocorrência de uma mudança estrutural. Como visto na Figura 8, em 2008, mais da metade do PIB do município era derivado da administração pública, com o setor de serviços tendo uma participação de 26,1%, a indústria⁹ com 16,52% e o setor agropecuário com pouco mais de 5%.

A partir de 2008, se inicia uma mudança estrutural na composição do PIB de Angicos, o que em grande parte pode estar relacionado com o início do desenvolvimento das atividades na Ufersa. A maioria dos alunos e funcionários não reside em Angicos, mas em outras cidades, o que aumenta a demanda do município em relação a vários serviços, em especial de aluguel de imóveis, uma vez que a distância entre a cidade de origem e o município de Angicos não torna o deslocamento diário economicamente viável.

Além disso, durante o período letivo circulam ali aproximadamente 2 mil novas pessoas, entre alunos e servidores, em uma cidade que tem 11.695 habitantes¹⁰, o que aquece o comércio local, desenvolve novos serviços e melhora a qualidade dos serviços prestados, como os de supermercados, academias, perfumarias e restaurantes, por exemplo.

Tudo isso, em certa medida, explica o crescimento do setor de serviços no município de Angicos, obtendo participação no PIB superior ao da administração pública em 2019 e alcançando 49% em 2020. É importante considerar que esse crescimento do setor de serviços na participação do PIB não ocorreu *pari passu* com o declínio da administração pública, mas também concomitante com o seu crescimento. O fato é que ocorreu um *boom* no setor de serviços com a chegada da Ufersa, permitindo um crescimento do seu valor adicionado acima dos demais setores e, portanto, gerando uma mudança estrutural na economia de Angicos¹¹.

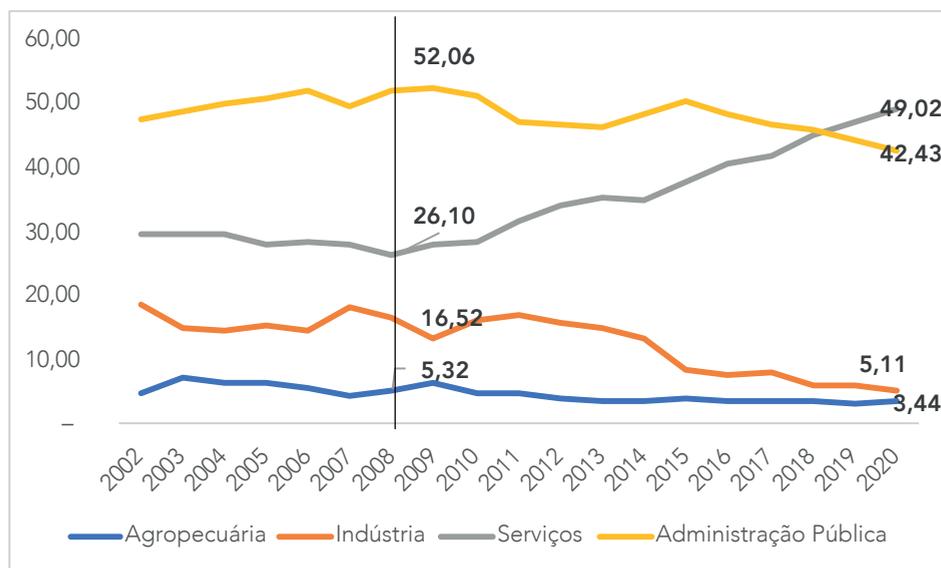
9 A baixa participação da indústria é um reflexo da região Nordeste, vide Silva (2019).

10 De acordo com o IBGE (2020).

11 No entanto, é provável que a informalidade tenha crescido na cidade, uma vez que o setor de serviços possui essa característica. Vide Besarria et al. (2018).

Figura 8

Composição do PIB pelo lado da oferta de Angicos-RN: 2002 a 2020



Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados do IBGE (2023).

Como resultado, o PIB *per capita*, ou seja, o valor que representa, em teoria, o que cada pessoa do município teria das riquezas produzidas, cresceu. Com essa mudança estrutural, o PIB *per capita* de Angicos passou de R\$ 10,5 mil em 2008 para R\$ 15,4 mil em 2020, um crescimento de 46% no período¹².

Araújo & Souza (2016) também encontraram justificativas que corroboraram a melhoria no dinamismo das cidades contempladas com um *campus* universitário. O PIB a preços correntes de Iguatu, entre 2008 e 2012, teve um aumento de 61,19% e o valor adicionado bruto dos serviços a preços correntes atingiu aproximadamente 60%. Na visão dos autores, isso mostra evidências de que o setor de serviços sofreu melhorias após a instalação da Universidade Regional do Cariri (Urca) em Iguatu.

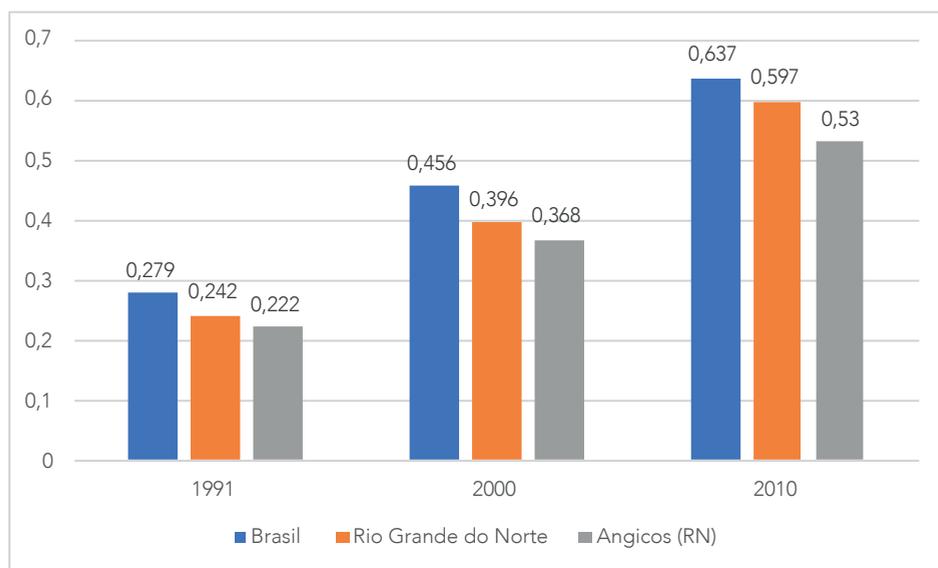
12 Dados deflacionados a preços de 2020.

No entanto, será que essa mudança estrutural na economia de Angicos, proporcionada pela expansão do setor de serviços com a chegada da Ufersa, foi acompanhada de uma mudança estrutural em outros indicadores, como IDH, desigualdade de renda, educação, entre outros?

A Figura 9 apresenta uma comparação entre o Índice de Desenvolvimento Humano dos Municípios e a educação no Brasil, no Rio Grande do Norte e em Angicos. Em primeiro lugar, os dados do Censo 1991 revelam desempenhos parecidos entre as três unidades de estudo. Porém, ocorreu um forte crescimento no IDHM–Educação do Brasil em relação ao do Rio Grande do Norte e Angicos, de acordo com dados do Censo 2010. É importante salientar que o IDHM–Educação de Angicos apresentou um crescimento de 44% entre os dois últimos censos sinalizados na Figura 9.

Figura 9

IDHM – Educação

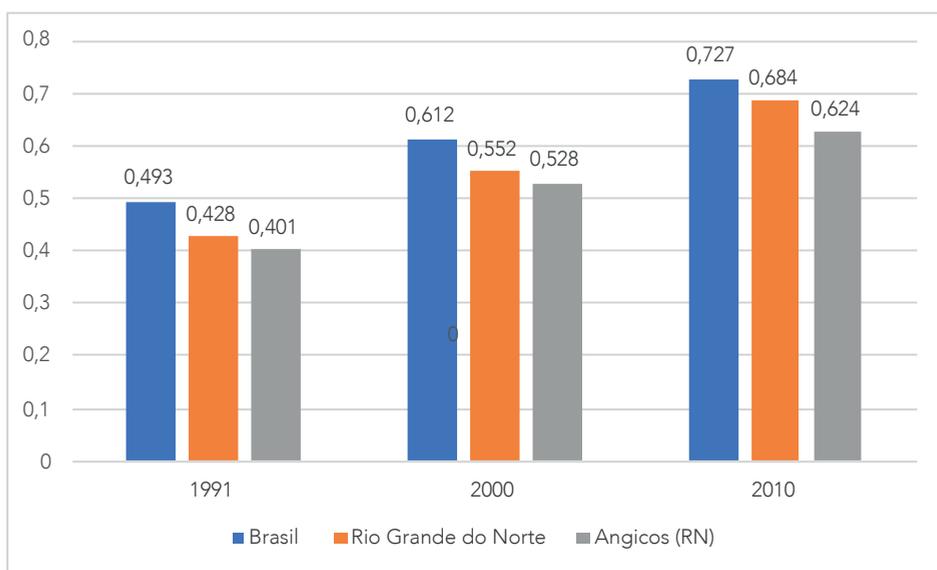


Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

A Figura 10 contém o Índice de Desenvolvimento Humano dos Municípios (IDHM) do Brasil, Rio Grande do Norte e Angicos. É válido salientar que esse índice ficou próximo entre RN e Angicos nos anos 1991, 2000 e 2010. Mais uma vez, há uma sinalização de que a implantação da Ufersa nesse município pode ter contribuído para o surgimento de externalidades positivas, como o crescimento de 18% no IDHM da cidade analisada. Araújo & Souza (2016) afirmam que ocorreu uma reestruturação da educação em 2010, e isso pode ter contribuído para o aumento desse índice. Eles também chegam à conclusão de que a instalação de uma universidade em Iguatu-CE colaborou para melhorias no IDH.

Figura 10

Índice de Desenvolvimento Humano dos Municípios (IDHM)

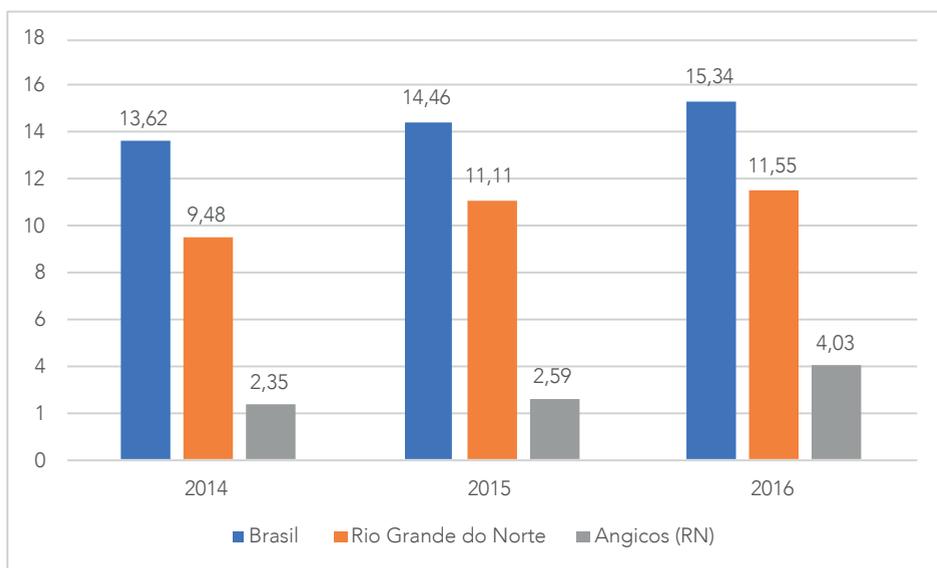


Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

A Figura 11 ilustra o percentual de habitantes de Angicos a partir dos 25 anos de idade com nível superior em relação ao Brasil e ao Rio Grande do Norte. Ainda há uma grande defasagem nessa variável para a cidade analisada, porém, ela apresentou um crescimento de 0,24 ponto percentual entre 2014 e 2015. Já para 2016, ocorreu um aumento considerável nesse valor, ficando próximo de 4%.

Figura 11

Porcentagem de habitantes com 25 anos ou mais de idade e ensino superior completo



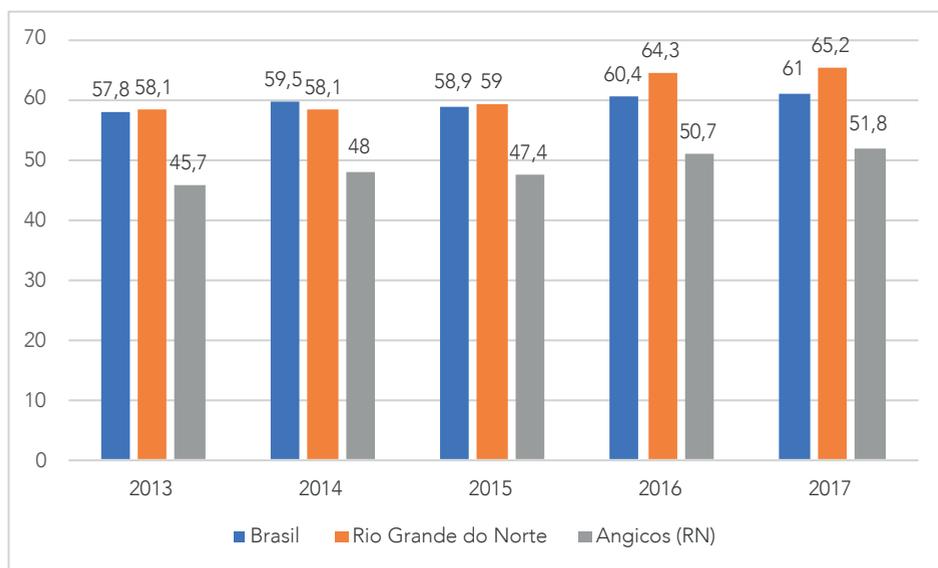
Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

A Figura 12 mostra o percentual de docentes do ensino médio com formação adequada. Constata-se que há uma tendência de crescimento nesse percentual a partir de 2015 para a cidade de Angicos. Uma possível explicação para isso se deve à existência do curso de Pedagogia na Ufersa. A formação de

mão de obra qualificada para a região traz incentivos para melhores resultados dos alunos nas provas do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) e Prova Brasil, como também estimula a realização de concursos pelas prefeituras para formar um quadro docente mais qualificado. Portanto, a presença da universidade na região sugere a geração de trabalhadores mais qualificados contribuindo com o estoque de capital humano.

Figura 12

Porcentagem de docentes do ensino médio com formação adequada



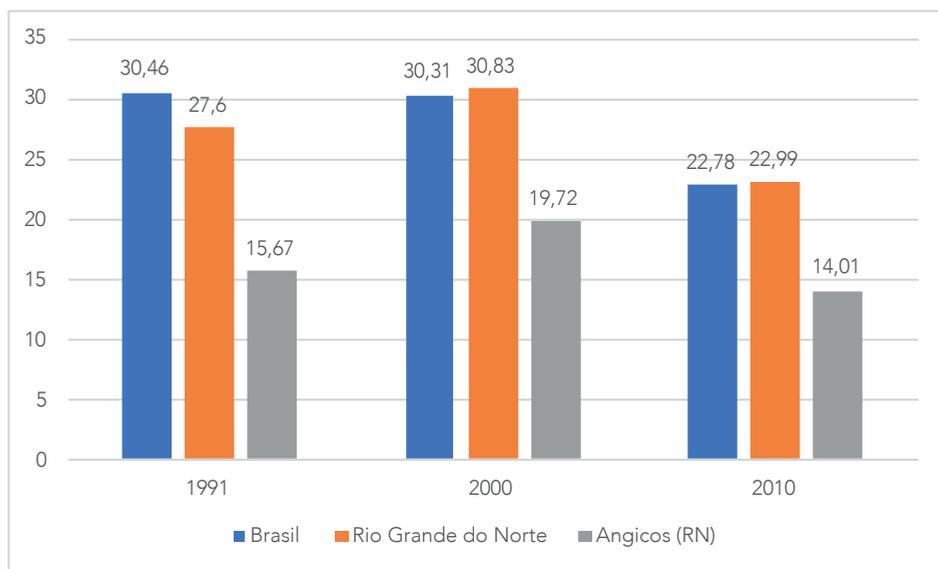
Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2022).

A partir de agora, a análise será focada em variáveis que medem a desigualdade de renda. A literatura utiliza alguns índices, como Gini e Theil, e comparações entre os níveis de renda *per capita*, como também a razão entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres. Em primeiro lugar, constata-se uma

queda na concentração de renda entre as famílias de Angicos no Censo de 2010, como pode ser visto na Figura 13.

Figura 13

Razão entre os 10% mais ricos/40% mais pobres

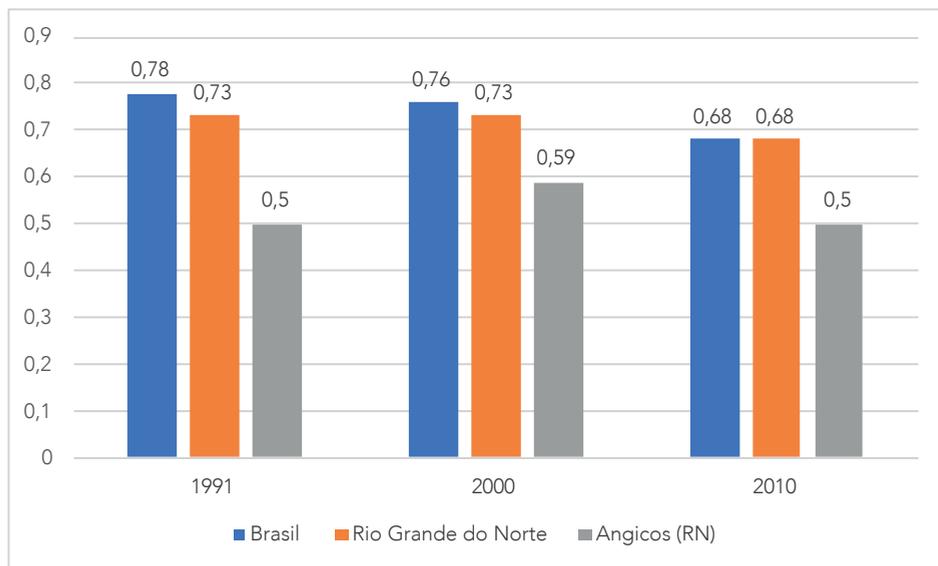


Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

A Figura 14 demonstra o tamanho da desigualdade de renda entre o Brasil, o Rio Grande do Norte e Angicos. Para ficar mais claro, Neri (2010) define o índice de Theil como uma medida do quanto a distribuição de renda observada descola de uma distribuição perfeitamente uniforme. E o índice de Theil-L detém as populações dos grupos dos fatores de ponderação da desigualdade dentro dos grupos. De maneira geral, a desigualdade de renda apresentou uma diminuição entre os Censos dos anos 2000 e 2010.

Figura 14

Índice de Theil-L

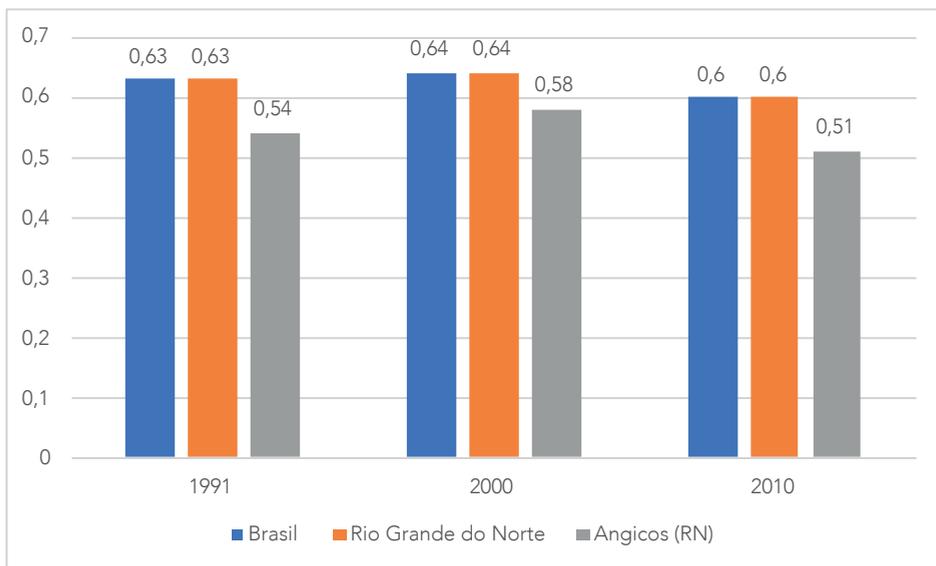


Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2004), o índice de Gini é um instrumento usado para medir o grau de concentração de renda em determinado grupo, apontando a diferença entre os rendimentos dos mais pobres e dos mais ricos. Da mesma forma que o índice de Theil-L, o de Gini também apresentou uma redução considerável entre 2000 e 2010. Esse resultado pode ser constatado após análise da Figura 15.

Figura 15

Índice de Gini

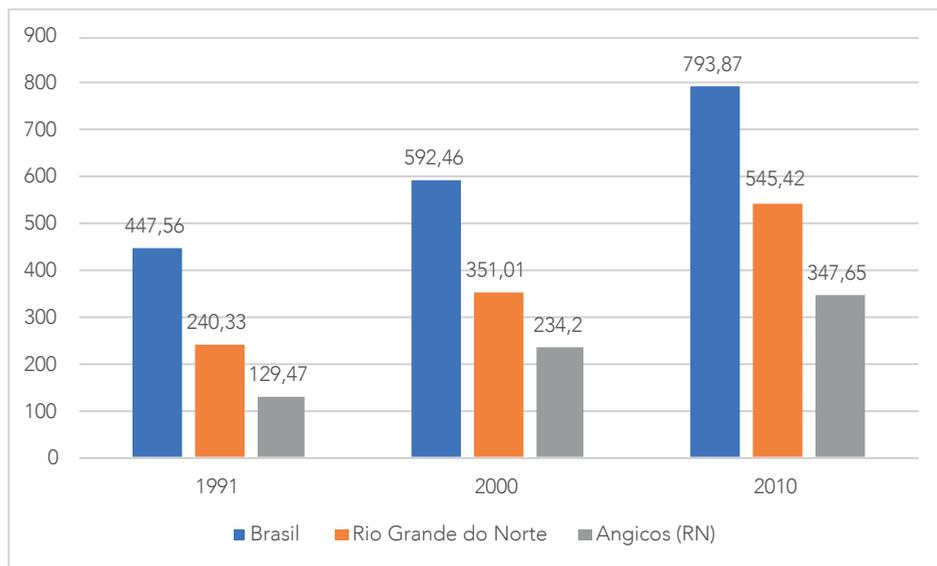


Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

E, por fim, a Figura 16 sinaliza o aumento da renda *per capita* das três unidades de análise após o Censo de 2010. É válido destacar o crescimento considerável dessa renda em Angicos, atingindo aproximadamente 48% entre os dois últimos Censos. Assim, o último indicador estudado sugere que a implantação do *campus* da Ufersa na cidade estudada contribuiu de maneira positiva para o aumento do dinamismo econômico e maiores níveis de bem-estar para a população.

Figura 16

Renda per capita



Fonte: Elaborada pelos autores com base no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP (2023).

Vassallo, Takasago e Marques (2020) encontraram um valor adicionado bruto próximo de R\$ 2,5 bilhões, a geração de 45 mil empregos e uma arrecadação tributária de R\$ 277 milhões após a instalação da UnB no Distrito Federal. Os autores construíram uma Matriz de Insumo-Produto para os cálculos desses impactos. Outros resultados interessantes também foram encontrados por Leal, Izidoro e Oliveira (2018). Eles destacam que houve a criação de 109 empregos diretos no *campus* da Universidade Estadual do Tocantins (Unitins), mais de 400 profissionais inseridos no mercado de trabalho e a abertura de 338 novas empresas na cidade de Augustinópolis/TO.

Portanto, os dados sinalizam que a implementação da Ufersa na cidade de Angicos contribuiu para o processo de crescimento e desenvolvimento da cidade, gerando emprego, renda e provocando uma mudança estrutural em favor dos serviços.

4

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Entender as mudanças na dinâmica da economia de uma cidade/região após a instalação de um *campus* universitário é de extrema importância tanto para o bem-estar da população como para os formuladores de política econômica local. Sendo assim, este artigo buscou, de maneira específica, investigar o impacto da implantação do *campus* da Ufersa em Angicos/RN, focando uma análise descritiva do comportamento de algumas variáveis, como PIB *per capita*, IDHM, Gini, Rendimento Médio no Setor Formal etc.

Os resultados alcançados sugerem uma mudança considerável na trajetória do Produto Interno Bruto de Angicos após a implantação da Ufersa, em 2008. Quanto à composição do PIB pelo lado da oferta, observou-se a ocorrência de uma mudança estrutural. Uma possível explicação é dada pelo aumento do setor de serviços com o aquecimento do comércio local. E o PIB *per capita* da cidade passou de R\$ 10.500 em 2008 para R\$ 15.400 em 2020, com um crescimento de 46% no período.

Quanto ao desenvolvimento econômico, constatou-se um crescimento de 44% no IDHM–Educação de Angicos entre os Censos de 2000 e 2010. O IDHM cresceu 18% entre 2000 e 2010, sinalizando externalidades positivas para o local analisado. Também se constatou uma queda na concentração de renda entre as famílias no Censo de 2010. Da mesma forma, a desigualdade de renda, medida pelo Índice de Theil-L, apresentou uma diminuição entre os Censos dos anos 2000 e 2010. E o Índice de Gini sinalizou uma redução considerável entre os dois últimos Censos.

O percentual de habitantes com nível superior cresceu 0,24 p.p. entre 2014 e 2015, ficando próximo de 4% em 2016. Outra variável importante foi o percentual de docentes do ensino médio com formação adequada, que aumentou a partir de 2015, sugerindo a geração de trabalhadores mais qualificados e contribuindo com o estoque de capital humano da região.

E, por fim, a renda *per capita* de Angicos cresceu 48% entre os dois últimos Censos. Mais uma vez, houve uma contribuição positiva da implantação do *campus* da Ufersa com o aumento do dinamismo econômico e maiores níveis de bem-estar para a população.

STRUCTURAL CHANGE IN ANGIOS ECONOMY: THE IMPACT OF UFERSA

Abstract

This paper aimed to analyze the effects of the installation of the Ufersa campus in Angicos, Rio Grande do Norte, through a descriptive analysis of socioeconomic indicators. The results suggest that the municipality of Angicos had an increase in its Gross Domestic Product (GDP), with a change in composition in favor of the service sector. Additionally, there were improvements in the Human Development Index (HDI) of the municipality, as well as an increase in the percentage of inhabitants with higher education and an improvement in the formation of high school teachers. Overall, the results indicate that the installation of the Ufersa campus promoted positive externalities on the economic and social dynamism of the municipality.

Keywords: Reuni. GDP. Ufersa.

Referências

- Alves, J. E. D. (2014). Transição demográfica, transição da estrutura etária e envelhecimento. *Revista Longevidade*, 40.
- Araújo, C. F.; & Souza, H. G. de. (2016, agosto 16). A importância socioeconômica das universidades na cidade do Iguatu-CE no período de 2008 a 2015. *Ciência e Sustentabilidade*, 2(1), 170–199.
- Besarría, C. N., Araújo, J. M., Silva, A. F. D., Sobral, E. F. M., & Pereira, T. G. (2018). Effects of income inequality on the economic growth of Brazilian states: An analysis using the cointegrated panel model. *International Journal of Social Economics*, 45(3), 548-563.
- Brasil. (2017). Ministério da Educação e Cultura. *Reuni*. <http://reuni.mec.gov.br/o-que-e-o-reuni>
- Casqueiro, M. L.; Irfi, G.; Silva, C. da. (2020). A expansão das universidades federais e os seus efeitos de curto prazo sobre os indicadores municipais. *Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior*, Campinas, 25, 155–177.
- Ferreira, F. D. da S. (2021). *Ação afirmativa e ganhos iniciais após a graduação: Uma análise para egressos da UFPB*. Tese de doutorado, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, PB, Brasil.

FIERN (2023). Mais RN Digital. Disponível em: <https://www.fiern.org.br/mais-rn-mapas/>. Acesso em: 20/01/2023.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2017). *Angicos: história e fotos*. <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/rn/angicos/historico>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2010). *Censo Demográfico 2010*. <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/rn/angicos/panorama>

Instituto de Desenvolvimento Sustentável e Meio Ambiente do Rio Grande do Norte. (2004, novembro 1º). *O que é Índice de Gini?* Ano 1, 4.

Leal, K. S., Izidoro, J. T. de L., & Oliveira, E. A. de A. Q. (2018). Impactos na economia local a partir da implantação de uma universidade. *Revista Humanidades e Inovação*, 5(9).

Leitão, J. L. F. de S. (2019). *Análise dos componentes da demanda agregada sobre o crescimento do PIB no período 1999-2018*. Trabalho de Conclusão do Curso de Ciência e Tecnologia, Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Angicos, RN, Brasil. <https://repositorio.ufersa.edu.br/handle/prefix/4874>.

Neri, M. (2010). *Índice de Theil*. Centro de Políticas Sociais – FGV.

Prefeitura Municipal de Angicos. (2017). *História do município de Angicos*. Recuperado em 17 novembro, 2022, de <https://www.angicos.rn.gov.br/index.php/historia>

Resolução Consepe/Ufersa n. 007/2010, de 19 de agosto de 2010. (2010). Ministério da Educação. Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Mossoró, RN. p. 8.

Rio Grande do Norte. (2008). Secretaria de Estado do Meio Ambiente e dos Recursos Hídricos (Semarh). *Perfil do seu Município: Angicos*. <http://adcon.rn.gov.br/ACERVO/idema/DOC/DOC00000000016661.PDF>

Silva, G. B. D. F. S. D. (2021). Avaliação da implementação de um modelo de joined-up government no ensino superior brasileiro: o caso do programa reuni do Ministério da Educação (Doctoral dissertation).

Silva, J. A. D. (2019). A desindustrialização na Região Nordeste. *Interações*, Campo Grande, 22, 221-238.

Sousa, R. (2023). O que é PIB? *Brasil Escola*. <https://brasilecola.uol.com.br/o-que-e/geografia/o-que-e-pib.htm>

Universidade Federal Rural do Semi-Árido. (2019). *Ufersa Angicos comemora 10 anos com vasta programação*. <https://assecm.ufersa.edu.br/2019/04/17/ufersa-angicos-comemora-10-anos-com-vasta-programacao/#:~:text=A%20Ufersa%20Angicos%20%C3%A9%20resultado,iniciadas%20em%20mar%C3%A7o%20de%202009>

Universidade Federal Rural do Semi-Árido. (2019). *Projeto Pedagógico do Curso Interdisciplinar em Ciência e Tecnologia*. https://documentos.ufersa.edu.br/wp-content/uploads/sites/79/2019/07/PPC_CeT_aprovado-em-2019_V4.pdf

Universidade Federal Rural do Semi-Árido. (2014). *Nossa história: Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa) – Um sonho realizado*. <https://reitoria.ufersa.edu.br/nossa-historia/>

Vassallo, M. D., Takasago, M., & Marques, M. C. (2020). Impacto econômico da Universidade de Brasília no Distrito Federal e Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 14(3), 548–573. doi:org/10.54766/rberu.v14i3.686

Wong, L. L. R., & Carvalho, J. A. (2006). O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 23, 5–26.

Wolffebüttel, A. (2004). O que é? Índice de Gini. *Revista Desafios do Desenvolvimento*. IPEA, 1(4).

ESTRUTURA SETORIAL DO MERCADO DE TRABALHO DO ESPÍRITO SANTO: ESCOLARIDADE E EFEITOS SOBRE A INFORMALIDADE

Antônio Ricardo Freislebem da Rocha

Graduado em Administração de Empresas pela Faculdade Espírito-santense de Administração, com licenciatura plena em Matemática pela Faculdade da Região dos Lagos. Mestre em Economia Empresarial pela Universidade Cândido Mendes. Doutorando em Economia na Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes).

E-mail: antonio.r.rocha@edu.ufes.br.

 <https://orcid.org/0000-0002-5725-0364>

Ricardo Ramalhete Moreira

Graduado e mestre em Economia pela Universidade Federal do Espírito Santo. Doutor em Economia da Indústria e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro. Professor associado da Universidade Federal do Espírito Santo.

E-mail: ramalhete.moreira@ufes.br.

 <https://orcid.org/0000-0002-1905-4872>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Como citar este artigo: Rocha, A. R. F. da; Moreira, R. R. (2023). Estrutura setorial do mercado de trabalho do Espírito Santo: escolaridade e efeitos sobre a informalidade. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 223–246. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.223-246

Recebido em: 27/6/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

Este estudo avaliou a contribuição de mudanças na estrutura setorial do mercado de trabalho a partir da dinâmica da escolaridade dos ocupados e o respectivo grau de informalidade intrassetorial. Como estudo de caso, optou-se pelo Espírito Santo no período de 2015 a 2019, com base nos microdados da PnadC/IBGE. Os resultados evidenciaram que, enquanto na Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV) a realocação setorial contribuiu negativamente com o crescimento da informalidade (principalmente entre os mais escolarizados), na Região Não Metropolitana (RNM) o efeito foi contrário (principalmente entre os menos escolarizados), ressaltando a importância da escolaridade como instrumento de combate à informalidade.

Palavras-chave: Escolaridade; estrutura setorial; informalidade; mercado de trabalho; realocação.

Classificação *JEL*: J21, J24, J46.

1

INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho pode ser definido de acordo com a perspectiva teórica econômica ou social adotada. De forma geral e a partir da vertente econômica, pode-se conceituar como o local ou o ambiente onde oferta e demanda por trabalho (emprego) se encontram e procuram maximizar seus diferentes objetivos. Importante observar que, mesmo no interior das perspectivas teóricas, existem múltiplas interpretações sobre o funcionamento do mercado de trabalho.

Um aspecto importante e que foi observado no mercado de trabalho nacional, principalmente a partir da década de 1990, foi o aumento da participação

do setor informal, decorrente, entre outros fatores, da abertura econômica que promoveu a redução da participação da indústria de transformação (tipicamente formal) e o crescimento do setor de serviços, em que a informalidade é mais acentuada.

Adicionalmente, o país ainda atravessou a crise financeira internacional de 2008 e a crise econômica nos anos de 2015 e 2016. No caso do Espírito Santo, também ocorreram as tragédias de Mariana/MG (2015) e Brumadinho/MG (2019), que impactaram principalmente a sua indústria extrativa. Esses eventos repercutiram profundamente sobre a dinâmica do mercado de trabalho nacional e regional, imputando-lhes novas configurações. Além disso, a nova estrutura setorial do mercado de trabalho tem influência direta sobre o seu grau de informalidade, uma vez que o tamanho de cada setor determina o nível de demanda necessária e funciona como indicativo dos requerimentos educacionais necessários para a inserção ocupacional naquele setor.

Diante da problemática apresentada, buscou-se então, como objetivo, verificar qual a contribuição das mudanças ocorridas na estrutura setorial (em termos do nível educacional dos ocupados), no período de 2015 a 2019, sobre o grau de informalidade do mercado de trabalho. Como contribuição à literatura, este estudo fará a análise da contribuição das mudanças setoriais no estado do Espírito Santo, metropolitano e não metropolitano, no recorte da escolaridade. A hipótese deste estudo é que ocorreram maiores mudanças na composição setorial na região não metropolitana e entre os ocupados com baixa escolaridade, dado o seu menor dinamismo econômico (grande participação do setor agropecuário) e à maior mobilidade (rotatividade) entre os trabalhadores de menor escolaridade.

Importa frisar que este estudo, ao relacionar a informalidade com a mudança da escolaridade entre os ocupados nos diferentes setores econômicos, pode ser replicado com a mesma metodologia em todos os estados brasileiros ou nas grandes regiões, uma vez que a informalidade afeta todo o território nacional, ainda que com diferentes intensidades e características.

O presente estudo traz, além desta introdução, outras cinco seções: a segunda seção apresenta breves considerações da literatura; a terceira, o referencial teórico; a quarta traz algumas estatísticas do mercado de trabalho; a quinta seção, a metodologia do estudo; a sexta, os resultados e discussões e, por fim, são apresentadas as considerações finais do estudo.

2

INFORMALIDADE E ESCOLARIDADE – BREVES CONSIDERAÇÕES

O conceito de informalidade apresenta alta dispersão conceitual, devido às diferentes causalidades e características atribuídas ao fenômeno. De acordo com Barbosa Filho e Moura (2015), há estudos que abordam como causa da informalidade as mudanças institucionais, estruturais (Ramos, 2002) ou ainda ciclos econômicos. Há ainda estudos que abordam a informalidade sob a ótica das firmas e sob a ótica dos trabalhadores (Barbosa Filho & Veloso, 2016).

Não obstante a abordagem considerada, para os trabalhadores, a inserção na informalidade pode ser reflexo de barreiras existentes no mercado de trabalho. Entre essas barreiras, pode-se citar a exigência de qualificação para o acesso a determinadas ocupações ou a determinados setores. Kon (2016) argumenta que, ao longo do tempo, resultantes de mudanças tecnológicas nos processos produtivos, observam-se mudanças nos níveis de escolaridade exigida para inserção nos segmentos marcados por empregos de alta produtividade.

Para outros autores, a informalidade surge como opção para evitar que o indivíduo fique à margem da sociedade sem estabelecer sua inserção produtiva. É o caso dos ocupados por conta própria que auferem maiores rendimentos.

Há uma segunda linha de autores que argumenta que a informalidade não está necessariamente associada à precariedade dos postos de trabalho. Ao contrário, ela pode estar associada a uma elevação do bem-estar e, nesse caso, a informalidade não seria um fator de preocupação *per se*, pois não estaria implicando desproteção ou perda de bem-estar por parte dos trabalhadores (Ulyssea, 2006, p. 17).

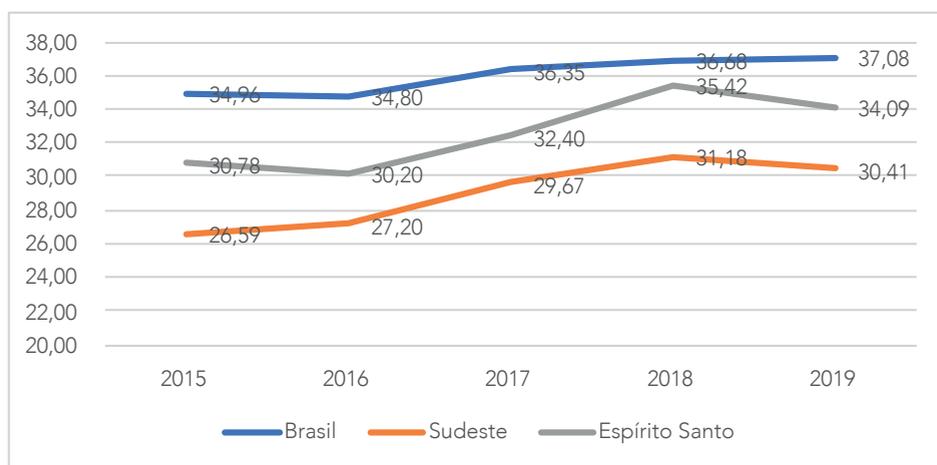
Não obstante a inexistência de um conceito único, o que dificulta a comparação dos resultados, na sua expressão mais direta o setor informal é percebido como gerador de empregos de baixa qualidade, remuneração, ineficiências e custos econômicos e sociais adicionais (Ramos, 2007; Barbosa Filho & Veloso, 2016). Entre os custos, encontram-se os decorrentes de uma maior rotatividade dos trabalhadores. Nesse contexto, a posse ou não de carteira assinada e a contribuição previdenciária são elementos comuns nos estudos

sobre informalidade (Ulyssea, 2006) e serão utilizados neste trabalho como “divisores de águas” entre os setores formal e informal.

Outro problema da informalidade é a sua elevada magnitude, tendo absorvido aproximadamente 34% da mão de obra ocupada no Espírito Santo e 37% no Brasil em 2019. A Figura 1 apresenta a evolução no Brasil, região Sudeste e Espírito Santo, no período de 2012 a 2019.

Figura 1

Grau de informalidade (%) no Espírito Santo, RMGV e RNM, 2012 a 2019

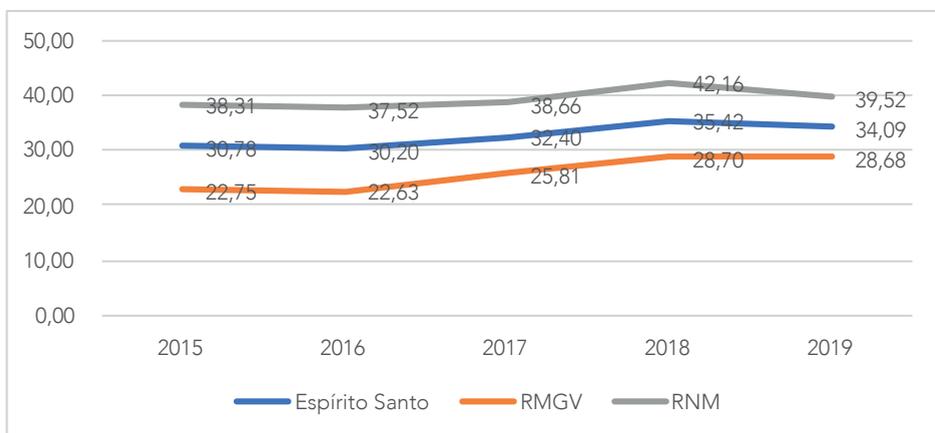


Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

A Figura 2 mostra o grau de informalidade no Espírito Santo, RMGV e RNM. A partir de meados de 2015 em diante, com o agravamento da crise econômica pelo qual passaram o país e o estado, o mercado de trabalho apresentou grande deterioração, trazendo como consequências o aumento da desocupação e da informalidade, indicadores que, de acordo com Ramos (2007), são usualmente utilizados para medir a qualidade do mercado de trabalho. Conforme se observa, a informalidade é “puxada” para cima devido à grande informalidade presente na RNM, uma vez que, em todo o período analisado, a informalidade na RNM situou-se bem acima da informalidade da RMGV.

Figura 2

Grau de informalidade (%) no Espírito Santo, RMGV e RNM, 2015 a 2019



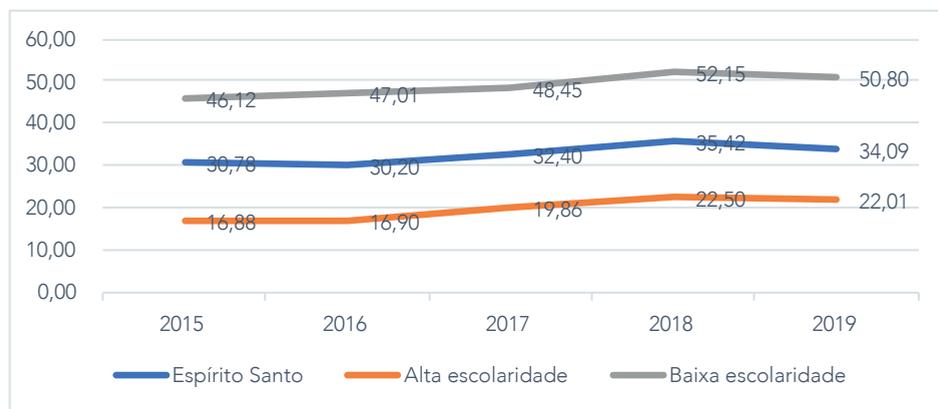
Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

Os diferentes níveis de informalidade, segundo Borges e Carvalho (2017), trazem à luz o chamado “efeito território” ou “efeito bairro”, conceito internacionalmente conhecido que diz respeito aos benefícios ou prejuízos socioeconômicos que afetam determinados grupos sociais e que são decorrentes da sua localização espacial.

Mas por que a informalidade é elevada no Espírito Santo, principalmente na RNM? A resposta, entre outras possíveis explicações, parece estar relacionada à qualificação exigida dos postos de trabalho nos diferentes setores econômicos que acabam por impor barreiras de entrada aos menos escolarizados. A Figura 3 ilustra a questão ao diferenciar a informalidade por nível de escolaridade.

Figura 3

Grau de informalidade (%) no Espírito Santo, por escolaridade, 2015 a 2019



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

Durante todo o período, a informalidade entre os ocupados com baixa escolaridade foi superior relativamente aos ocupados com alta escolaridade. A maior diferença ocorreu em 2016 (30,1 pontos percentuais).

A carência educacional do trabalhador, diante dos novos e crescentes requisitos produtivos, tem sido abordada por pesquisas focadas na qualificação da força de trabalho. De acordo com Ulyssea (2006), há um consenso na literatura nacional e internacional de que os trabalhadores informais se apresentam como menos escolarizados que os formais.

Por outro lado, de acordo com Oliveira (2017), na ausência de oportunidades de trabalho, o investimento em capital humano acirra a competição e a desigualdade no mercado de trabalho, podendo levar a uma situação denominada *over-education*, na qual a escolaridade (formação) do indivíduo é superior à necessária para as atribuições da função à qual se candidata.

Nesse contexto, a questão da escolaridade tem sido constantemente relacionada à empregabilidade do indivíduo (Oliveira & Abrantes Filho, 2011; Reis & Aguiar, 2014; Maciel & Oliveira, 2018; Ortíz & Garcia, 2018), tornando-se uma característica fundamental para acesso a melhores ocupações no mercado de trabalho. Cacciamali e Tatei (2017, p. 66) destacam a importância

da educação, principalmente entre os jovens, como possibilitadora de acesso a melhores postos de trabalho

[...] os resultados sugerem que o maior incremento de capital humano leva a maiores oportunidades de inserção em postos de trabalho mais qualificados e de melhor remuneração para essas coortes etárias; enquanto aqueles que, de alguma forma, se viram obrigados a entrar precocemente no mercado de trabalho em prejuízo de sua educação formal, permaneceram confinados em ocupações de baixa qualificação e rendimento.

A importância da escolaridade, principalmente no que diz respeito aos jovens, é destacada pela Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2020), segundo a qual a elevada participação dos jovens no mercado de trabalho brasileiro – associada à precariedade das ocupações –, quando comparada às participações de outros países da América Latina, se justifica pelo dinamismo do mercado de trabalho.

De fato, a conjunção dos dois temas (informalidade e escolaridade) é complexa e se constitui em importante objeto de pesquisa. Os indicadores apresentados apontam para uma relação direta entre escolaridade e acesso a melhores postos de trabalho. Dessa forma, a análise preliminar da informalidade e da escolaridade nos recortes metropolitano e não metropolitano sugere que devem ocorrer maiores mudanças na composição setorial na RNM (maior contribuição sobre a evolução da informalidade) e entre os ocupados com baixa escolaridade.

3

SÍNTESE DOS PRINCIPAIS ESTUDOS

Por se tratar de atributo importante para a inserção no mercado de trabalho, estudos têm se voltado para a análise do nível de escolaridade dos trabalhadores e de que forma a mesma afeta não apenas a sua probabilidade de inserção, mas também a possibilidade de mobilidade entre os setores produtivos, contribuindo para uma nova configuração setorial no mercado de trabalho. Esta seção apresenta, do lado da oferta, estudos voltados à análise da informalidade setorial no mercado de trabalho sob a ótica da escolaridade.

Ramos (2002) analisou o mercado de trabalho das regiões metropolitanas brasileira entre os anos de 1991 e 2001. Usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PME¹) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encontrou um efeito da realocação setorial da ordem de 26,7%. Segundo o autor, tal desempenho se deveu ao setor de serviços, que apresentou crescimento na participação entre os ocupados e, no caso da indústria, sua maior informalidade, devido principalmente ao processo de abertura econômica pelo qual passou o país naquele período.

Ramos e Britto (2004) analisaram o comportamento do mercado de trabalho metropolitano entre os anos de 1991 e 2002. Usando também a PME, encontraram taxas crescentes de informalidade nas regiões metropolitanas abrangidas pela pesquisa. Destacaram importantes mudanças nos setores da indústria, que perdeu participação e elevou sua taxa de informalidade devido à abertura comercial brasileira no período e a mudanças no setor de serviços, que aumentou sua participação e informalidade. Destacaram a elevação da escolaridade média dos ocupados, que refletiu os avanços do sistema educacional, mas que podem também ser indicativos de maior seletividade do mercado de trabalho, marginalizando os trabalhadores de menor escolaridade.

Ramos e Ferreira (2006), usando os dados da PME dos anos de 1991 a 2002 e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios [Pnad] (1992 a 2005), analisaram a evolução da informalidade no mercado de trabalho brasileiro nas dimensões espacial e setorial. Observaram grande informalidade no setor de serviços metropolitano, contrariamente ao setor industrial, com alta formalidade. A informalidade no mercado de trabalho apresentou-se elevada, mas em níveis estáveis (mais elevada nas regiões não metropolitanas, e a realocação setorial explicou cerca de 25% da mudança na informalidade). Os autores destacam que os resultados encontrados para as regiões metropolitanas não são representativos do mercado de trabalho nacional.

Ramos (2007), usando os dados da Pnad do IBGE, analisou o desempenho dos principais indicadores do mercado de trabalho brasileiro nos anos de 1992 a 2005, encontrando uma informalidade estável entre 1992 e 2005. A informalidade mostrou-se mais elevada em todo o período nas regiões não metropolitanas, nos setores de comércio, serviços e indústria, sendo na indústria o setor em que o autor encontrou as menores taxas de informalidade.

1 A PME foi representativa das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador.

Também com base nos microdados da Pnad, Carvalho (2015), utilizando a metodologia de decomposição em efeito nível e efeito composição, analisou o mercado de trabalho brasileiro metropolitano e não metropolitano, no período de 1995 a 2012. Os resultados mostraram importantes diferenças de tendência entre as duas regiões. Enquanto nas regiões metropolitanas verificou deslocamento de trabalhadores da indústria para o setor de serviços e para as cidades menores, nas regiões não metropolitanas (maior mobilidade setorial influenciada pelos ciclos econômicos), o deslocamento ocorreu do setor primário para os setores secundário e terciário. Também evidenciaram a importância da composição educacional para a redução da informalidade em todo o período, principalmente no período de 1995 a 2004.

Com a mesma metodologia de decomposição, Barbosa Filho e Moura (2015) analisaram a evolução da taxa de informalidade sob a ótica da escolaridade, faixa etária, setor, experiência e gênero dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro nos recortes metropolitano e não metropolitano. Os resultados evidenciaram uma estrutura diferente dos setores produtivos nas duas regiões, ampliando ainda mais o diferencial da informalidade entre elas, maior taxa de informalidade nas regiões não metropolitanas e a importância da escolaridade para a redução da informalidade em ambas.

Apesar da concentração de estudos nas regiões metropolitanas e não metropolitanas brasileiras, as poucas análises mais desagregadas também estão disponíveis. Os estudos seguintes analisaram as características dos diferentes territórios a partir do recorte por unidade da federação em suas regiões metropolitanas e não metropolitanas.

Staduto, Joner e Schio (2010) analisaram a evolução do setor informal no estado do Paraná, no período de 1992 a 2005, nos recortes metropolitano e não metropolitano. Os resultados mostraram maior informalidade na região não metropolitana e que a realocação setorial agiu no sentido de aumentar a informalidade em ambas as regiões, com maior intensidade no período de 1992 a 1996 na região metropolitana e de 1997 a 2001 na região não metropolitana.

Catelan e Cunha (2023), com os dados da Pnad, avaliaram a relação entre as mudanças ocorridas na composição setorial e a informalidade brasileira no período de 2015 a 2018. Os resultados mostraram que os efeitos da realocação setorial, principalmente da indústria, contribuíram negativamente para o aumento da informalidade. Adicionalmente, analisaram a contribuição da estrutura setorial para todos os estados brasileiros e encontraram resultados divergentes em magnitude e sentido da contribuição (positivo ou negativo).

Em relação aos estudos internacionais, Ballesta, Peinado e González (2015), usando os dados da Encuesta de Poblacion Activa (EPA) da Espanha e suas regiões, no período de 2002 a 2015, analisaram as mudanças setoriais, ocupacionais e em termos educacionais. Os resultados mostraram grandes variações estruturais em termos de magnitude e sentido, nas diferentes regiões espanholas, e também sugerem maior seletividade e possibilidade de sobre-educação no mercado de trabalho juvenil.

Atesagaoglu, Bayram e Elgin (2017) investigaram a evolução do setor informal via transformações estruturais do emprego no período entre 1960 e 2009. Usando modelo de equilíbrio geral e dados em painel para um conjunto de indicadores de desenvolvimento de 161 países, provenientes do Banco Mundial, concluíram que os setores de indústria e serviços cresceram em participação entre os ocupados e estão associados a uma menor informalidade, resultado contrário ao observado na agricultura.

Em síntese, evidencia-se a utilização de análises territoriais mais agregadas, dificultando a identificação das peculiaridades existentes nas diferentes regiões. Ademais, a desagregação setorial também se mostrou diversificada, partindo de maiores agregações (indústria, serviços e outros) até maiores desagregações, como a que será proposta neste estudo.

Observa-se, portanto, a necessidade de uma delimitação territorial e setorial mais específica para a análise da contribuição da realocação setorial sobre a informalidade, haja vista as diferentes magnitudes e sentidos encontrados nos estudos, o que permitirá uma melhor compreensão do funcionamento do mercado de trabalho do Espírito Santo.

4

ESTATÍSTICAS DO MERCADO DE TRABALHO

Entender a relação entre escolaridade e sua distribuição entre os ocupados na estrutura setorial é fundamental para o desenho de políticas públicas assertivas, revestindo-se de grande relevância para o melhor entendimento da dinâmica da informalidade.

A Tabela 1 apresenta alguns indicadores selecionados sobre mercado de trabalho e escolaridade, para os recortes da Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV) e Região Não Metropolitana (RNM) do Espírito Santo.

Tabela 1

Indicadores selecionados para a RMGV e RNM, 2015 e 2019

Indicador	RMGV		RNM	
	2015	2019	2015	2019
Força de trabalho (em mil)	975	1.102	961	1.052
Taxa de partic. na força de trabalho (%)	63,0	68,5	60,2	62,0
Taxa de desocupação	12,3	12,3	5,9	8,2
Renda média de todos os trabalhos*	R\$ 2.527	R\$ 2.576	R\$ 1.815	R\$ 1.750
Média de anos de estudos (todos os setores)	10,9	11,4	9,4	9,9
Média Agropecuária	7,9	8,2	6,3	6,9
Média Serviços	11,5	11,9	11,2	11,8
Média Indústria	10,9	11,3	9,9	10,6
Média Comércio	10,8	11,1	10,5	11
Média Construção	8,3	8,6	8,2	7,8
Total ocupados c/ Alta escolaridade (%)	60,8	65,2	44,7	50,8
Total ocupados c/ Baixa escolaridade (%)	39,2	34,8	55,3	49,2

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

* Nota: R\$ em valores de 2019 (Índice de Preços do Consumidor Amplo – IPCA/IBGE).

No que se refere ao tamanho do mercado de trabalho, a RMGV e a RNM apresentaram quantidades próximas de pessoas na força de trabalho, apesar de o crescimento da força de trabalho no período ter sido maior na RMGV (13%) comparativamente à RNM (9,5%). A taxa de desocupação, medida pela razão entre as pessoas na força de trabalho que se encontravam desocupadas e o total de pessoas na força de trabalho, manteve-se superior na RMGV (12,3% em 2015 e 2019). Destaca-se uma maior pressão sobre o mercado de trabalho na RMGV, representada por uma maior taxa de participação na força de trabalho (razão entre a quantidade de pessoas na força de trabalho e a quantidade de pessoas em idade de trabalhar)², notadamente em 2019, quando alcançou 68,5%.

2 De acordo com o IBGE, o recorte utilizado na PnadC para a população em idade de trabalhar é 14 anos ou mais de idade na data de referência da pesquisa. Para mais informações sobre os conceitos dos indicadores de mercado de trabalho, acesse: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=72421>.

Em relação à remuneração, a renda média de todos os trabalhos foi superior na RMGV, tanto em 2015 como em 2019. Nesses anos, os ocupados na RNM recebiam cerca de 70% do que recebiam os ocupados na RMGV. A maior remuneração pode estar relacionada a uma maior escolaridade média entre os ocupados na RMGV (média de 11,4 anos de estudos em 2019) quando comparada à RNM (média de 9,9 anos de estudos em 2019), inclusive quando se compara a escolaridade entre os diversos setores. No setor de serviços da RMGV, a média de anos de estudos dos ocupados em 2019 foi de 11,9 (maior valor encontrado entre os setores), enquanto na agropecuária, na RNM, encontravam-se as menores médias, tanto em 2015 (6,3 anos de estudos) quanto em 2019 (6,9 anos de estudos).

Em relação à indústria, apesar de grandes plantas industriais estarem localizadas nos grandes municípios da RMGV (Vitória, Serra, Vila Velha e Cariacica), outras importantes plantas estão localizadas nos municípios polos do interior do estado (Aracruz, Anchieta, Linhares, Cachoeiro, Marataízes, Itapemirim e Presidente Kennedy). Esses três últimos municípios têm grande participação no recebimento de *royalties*. De acordo com Lira e Monteiro (2018), a instalação das grandes plantas industriais do estado na RMGV a partir dos anos 1970 foi determinante para que houvesse uma grande concentração de riqueza (em termos de PIB) naquela região, além de maiores retornos de rendimentos, comparativamente à RNM do estado.

Apesar da semelhança em termos quantitativos da força de trabalho nas duas regiões, qualitativamente existem diferenças significativas em termos educacionais, tendo a RMGV destaque na ocupação de trabalhadores com alta escolaridade. Segundo Oliveira e Abrantes Filho (2011), os trabalhadores mais qualificados tendem a migrar para as zonas onde a remuneração é muito mais elevada e que, de modo geral, já podem contar com uma certa abundância de capital humano.

5

METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Os dados utilizados neste estudo têm origem na PnadC do IBGE dos anos de 2015 a 2019. A escolha do período de análise se deve ao fato de que o ano de 2015 se apresenta como ponto de inflexão da série, representando o início de uma fase econômica recessiva no país, decorrente da crise econômica do período 2015-2016. Em relação ao período final (2019), é o último ano dis-

ponível da PnadC na base anual, realizada a partir da primeira visita ao domicílio entrevistado.³

Tendo em vista as diferentes características produtivas e demográficas existentes nos diferentes territórios (Borges & Carvalho, 2017; Oliveira & Piccini, 2011), para fins de investigação empírica foi adotada a amostra relacionada ao estado do Espírito Santo, especificamente à RMGV e à RNM do Espírito Santo⁴.

Serão utilizados os recortes de escolaridade definidos a partir do número de anos de estudos completos: baixa escolaridade – ocupados com até 11 anos de estudos completos (menos que o ensino médio completo) e alta escolaridade – ocupados com 12 ou mais anos de estudos completos (pelo menos o ensino médio completo). Serão considerados informais: os empregados no setor privado e empregados no setor público, trabalhador doméstico e trabalhador familiar auxiliar, em todos os casos, sem carteira de trabalho assinada e sem contribuição previdenciária; e empregadores e conta própria sem registro no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) e sem contribuição previdenciária.

O método utilizado será o proposto por Ramos (2002). Segundo o autor, cada setor apresenta um determinado grau de informalidade num instante do tempo, assim como representa um percentual da distribuição de ocupados no mercado de trabalho.

Uma forma de avaliar a importância das mudanças ocorridas na estrutura setorial sobre a informalidade ao longo do tempo consiste em determinar qual seria a alteração no grau de informalidade do mercado de trabalho se apenas a composição da estrutura setorial tivesse se alterado. Nesse caso, mantém-se o grau de informalidade para cada setor sem alteração e compara-se a magnitude do resultado contrafactual com a realmente observada. Em outras palavras: qual seria o grau de informalidade atual se apenas a estrutura setorial tivesse mudado?

Segundo os autores, o grau de informalidade pode ser obtido, em qualquer instante do tempo, a partir da soma dos produtos, dentro de cada setor, do grau de informalidade do respectivo setor pela sua participação na ocupação total:

3 Na primeira visita são realizadas entrevistas que procuram coletar informações adicionais da força de trabalho, entre outras informações. Para mais informações, acesse: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9173-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-trimestral.html?t=o-que-e>.

4 Para mais informações sobre as regiões administrativas do estado, consulte a Lei ordinária nº 9.768, de 28/12/2011, em: <http://www3.al.es.gov.br/Arquivo/Documents/legislacao/html/LEI97682011.html>.

$$GI_t = \sum_i GI_{it} \cdot PES_{it} \quad (1)$$

Em que:

GI_t = grau de informalidade no instante t ;

GI_{it} = grau de informalidade do setor i no instante t ; e

PES_{it} = participação do setor i no emprego total no instante t .

A equação 1 mostra que o grau de informalidade do mercado de trabalho em um instante qualquer é obtido pela média dos graus de informalidade de cada setor, ponderados pela participação de cada setor no emprego total.

Então,

$$GI^*_t = \sum_i GI_{it-1} \cdot PES_{it} \quad (2)$$

Em que:

GI^*_t representa o grau de informalidade que prevaleceria no instante t , caso apenas a estrutura setorial do emprego tivesse mudado, com o grau de informalidade dentro dos setores permanecendo igual ao do instante $t - 1$.

Portanto, a contribuição das mudanças na estrutura setorial da ocupação ($CES_{t, t-1}$) que explica a variação no grau de informalidade entre os instantes t e $t - 1$ seria dada por:

$$CES_{t, t-1} = \frac{GI^*_t - GI_{t-1}}{(GI_t - GI_{t-1})} = (\sum_i \Delta GI_i \cdot PES_{it}) / \Delta GI \quad (3)$$

É possível ainda determinar o grau de informalidade entre diferentes sub-grupos e a participação desses grupos no total de firmas e trabalhadores. Assim, é possível dividir os ocupados por grupos de escolaridade, sendo o grau de informalidade do mercado de trabalho descrito como a soma ponderada do grau de informalidade entre os trabalhadores (conforme escolaridade) e a

ponderação proveniente do tamanho relativo de cada um dos grupos (Barbosa Filho & Veloso, 2016).

Esse mesmo exercício será repetido para os dois níveis de escolaridade: baixa escolaridade e alta escolaridade e, em ambos os casos, no recorte territorial especificado (RMGV e RNM⁵).

A definição dos setores Agropecuária, Indústria, Comércio, Construção e Serviços segue a classificação do CNAE⁶.

6 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A contribuição da mudança da estrutura setorial nos setores analisados para a variação da informalidade pode apresentar sinal positivo ou negativo. Um sinal negativo indica que as mudanças ocorridas na participação dos setores econômicos no total de ocupados contribuíram negativamente para o crescimento do grau de informalidade no mercado de trabalho (contribuíram para “segurar” a informalidade). Em outras palavras, caso as participações da estrutura setorial não tivessem apresentado aquela configuração de mudança, o grau de informalidade no mercado de trabalho seria maior. Em sentido oposto, um sinal positivo age no sentido de contribuição para o aumento da informalidade.

A Tabela 2 apresenta a estrutura ocupacional e o respectivo grau de informalidade na RMGV em cada setor produtivo nos dois anos.

Na RMGV, a contribuição das mudanças da realocação setorial sobre a variação da informalidade foi negativa (-6,4%), sinal contrário aos encontrados por Ramos (2002) e Staduto, Joner e Schio (2010), mas em linha com Catelan e Cunha (2023), que apontaram a indústria como o principal contribuinte para o sinal negativo. Diferentemente, o setor que mais contribuiu negativamente para o crescimento da informalidade na RMGV foi a construção, que apresentou o maior efeito realocativo, reduzindo sua participação em -1,2 ponto percentual (p.p.) no período.

5 Composta por outras nove microrregiões estaduais. Para mais informações, consulte a Lei ordinária nº 9.768, de 28/12/2011, em: <http://www3.al.es.gov.br/Arquivo/Documents/legislacao/html/LEI97682011.html>

6 As atividades foram classificadas utilizando-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas Domiciliar (CNAE Domiciliar), que é uma adaptação da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) para as pesquisas domiciliares.

Entre os ocupados com alta escolaridade, a contribuição para a variação da informalidade também foi negativa, de $-0,7\%$, devido aos setores de indústria e construção que, apesar de aumentarem seu grau de informalidade, reduziram sua participação na estrutura setorial. A indústria foi o setor que mais contribuiu negativamente para o crescimento da informalidade, resultado contrário ao obtido por Catelan e Cunha (2023), que encontraram maior participação e informalidade no setor industrial para esse nível de escolaridade.

Em relação aos ocupados com baixa escolaridade, a contribuição para a variação da informalidade no Espírito Santo também foi negativa, $-5,7\%$, bem superior à contribuição dos ocupados com alta escolaridade. Nesse caso, a redução foi decorrente do comportamento da agropecuária, indústria e construção, que reduziram sua participação na estrutura setorial, embora tenham aumentado consideravelmente seu grau de informalidade (com exceção da agropecuária, que reduziu levemente). A agropecuária foi o setor que mais contribuiu negativamente para o aumento da informalidade, e o comércio, aquele que mais contribuiu positivamente, em linha aos resultados de Catelan e Cunha (2023).

Importante salientar que o aumento do grau de informalidade dentro dos setores também foi determinante para explicar o aumento da informalidade total do mercado de trabalho no período, em consonância com as evidências encontradas por Ramos (2002), Staduto, Joner e Schio (2010) e Catelan e Cunha (2023). Na RMGV, destacou-se o grau de informalidade entre os ocupados com baixa escolaridade, que passou de $35,2\%$ em 2015 para $44,4\%$ em 2019. A agropecuária foi o único setor que apresentou redução no período, resultado diferente de Staduto, Joner e Schio (2010), tendo os autores encontrado relativa estabilidade do setor na Região Metropolitana do Paraná.

Tabela 2

RMGV - Efeito da realocação setorial, 2015 e 2019

		Estrutura ocupacional (%)		Grau de informalidade (%)		Efeito da realocação setorial (%)
		2015	2019	2015	2019	2019/2015
RMGV	Agropecuária	1,1	0,7	64,0	60,2	-6,4
	Indústria	12,0	11,3	19,2	25,1	
	Construção	9,1	8,3	46,0	52,8	
	Comércio	20,4	21,1	18,3	23,1	
	Serviços	57,3	58,6	20,6	27,6	
	Total	100	100	22,7	28,7	
RMGV – alta escolaridade	Agropecuária	0,4	0,5	17,4	32,1	-0,7
	Indústria	12,8	11,6	13,1	16,7	
	Construção	4,5	4,2	30,9	37,5	
	Comércio	20,5	21,0	10,7	16,8	
	Serviços	61,8	62,7	15,2	20,9	
	Total	100	100	14,7	20,3	
RMGV – baixa escolaridade	Agropecuária	2,1	1,2	79,5	79,2	-5,7
	Indústria	10,9	10,7	30,3	42,2	
	Construção	16,4	15,8	52,4	60,4	
	Comércio	20,4	21,2	30,1	34,8	
	Serviços	50,3	51,0	30,8	43,0	
	Total	100	100	35,2	44,4	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

Na Tabela 3, verifica-se que a contribuição da mudança na composição setorial na RNM e nos setores analisados para o crescimento da informalidade, que também foi negativa (-18,9%), a exemplo do resultado encontrado na RMGV. Entretanto, apesar de mesmo sinal, a intensidade da contribuição é bem superior.

Também se verificou maior informalidade na RNM, resultado alinhado aos de Staduto, Joner e Schio (2010), Ramos e Ferreira (2006), Ramos (2007),

Carvalho (2015) e Barbosa Filho e Veloso (2016), que observaram maior informalidade nos municípios das regiões não metropolitanas brasileiras.

Na RNM, os setores de construção e comércio contribuíram negativamente para o aumento da informalidade, perdendo participação na estrutura setorial com a redução do seu grau de informalidade, contrariamente aos resultados de Staduto, Joner e Schio (2010), cujos setores ganharam participação e informalidade. Por outro lado, os setores de agropecuária, serviços e indústria contribuíram positivamente, aumentando a sua participação. A agropecuária foi o setor com o maior efeito positivo sobre a informalidade, enquanto a construção foi o setor que mais contribuiu negativamente.

Entre os ocupados com alta escolaridade, a contribuição para o crescimento da informalidade no Espírito Santo foi positiva, de +11,9%. Nesse caso, a contribuição foi devido à dinâmica dos setores agropecuária e serviços, que aumentaram sua participação na estrutura setorial e o seu grau de informalidade. Por outro lado, construção e comércio contribuíram negativamente, perdendo participação, embora tenham aumentado sua informalidade.

Entre os ocupados com baixa escolaridade, a contribuição também foi positiva, +68,3%, a maior verificada, decorrente do comportamento da agropecuária, que apresentou aumento na participação, oposto aos resultados de Staduto, Joner e Schio (2010) e Catelan e Cunha (2023), e redução na informalidade. O setor de serviços se destacou na contribuição negativa sobre o grau de informalidade total, com redução de participação, apesar do aumento no grau de informalidade, movimento oposto aos encontrados por Staduto, Joner e Schio (2010).

Importa salientar o aumento do grau de informalidade dentro dos setores para explicar o aumento da informalidade total do mercado de trabalho no período. Na RNM, destaque para o grau de informalidade entre os ocupados com alta escolaridade, aumentando de 53,4% em 2015 para 55,4% em 2019. A agropecuária foi o único setor que apresentou redução no período, resultado diferente de Staduto, Joner e Schio (2010), cujos resultados para o setor apresentaram estabilidade.

Tabela 3

RNM - Efeito da realocação setorial, 2015 e 2019

		Estrutura ocupacional (%)		Grau de informalidade (%)		Efeito da realocação setorial (%)
		2015	2019	2015	2019	2019/2015
RNM	Agropecuária	27,7	28,2	74,7	73,0	-18,9
	Indústria	10,6	10,8	14,9	17,5	
	Construção	7,2	5,8	56,3	55,7	
	Comércio	17,0	16,4	23,9	23,5	
	Serviços	37,5	38,7	21,1	25,6	
	Total	100	100	38,3	39,5	
RNM – alta escolaridade	Agropecuária	8,9	10,6	64,8	65,0	11,9
	Indústria	12,2	12,2	10,8	15,3	
	Construção	4,0	2,7	36,4	57,0	
	Comércio	22,1	21,0	15,0	18,0	
	Serviços	52,7	53,4	14,7	18,9	
	Total	100	100	19,6	24,2	
RNM – baixa escolaridade	Agropecuária	42,8	46,5	76,4	74,9	68,3
	Indústria	9,2	9,2	19,2	20,4	
	Construção	9,9	9,1	62,9	55,2	
	Comércio	12,9	11,7	36,4	33,8	
	Serviços	25,2	23,6	32,0	41,2	
	Total	100	100	53,4	55,4	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados da PnadC/IBGE.

7

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Um aspecto importante sobre o funcionamento e a qualidade do mercado de trabalho diz respeito à forma de ocupação dos seus postos de trabalho. Nesse sentido, as diferentes estruturas setoriais são determinantes do tipo de

ocupação e, conseqüentemente, do grau de informalidade, uma vez que refletem o ajustamento do mercado de trabalho aos desequilíbrios provocados por fenômenos diversos, tais como crises etc.

O presente estudo buscou verificar a contribuição das mudanças ocorridas na estrutura setorial em termos do nível educacional dos ocupados, no período de 2015 a 2019, sobre o grau de informalidade do mercado de trabalho.

As análises mostram diferentes composições nos dois recortes. Enquanto na RMGV mais da metade das ocupações ocorreram no setor de serviços, independentemente da escolaridade, na RNM ocorreram na agropecuária, principalmente entre os ocupados com baixa escolaridade. Os resultados mostraram ainda que a informalidade aumentou em ambas as regiões, apresentando-se mais alta na RNM e entre os ocupados com baixa escolaridade, o que aumenta a preocupação e a necessidade de políticas públicas voltadas aos menos escolarizados.

Na RMGV, a estrutura ocupacional apresentou menor variação (em termos absolutos) comparativamente à RNM, principalmente entre os ocupados com baixa escolaridade, o que explica a grande contribuição dos menos escolarizados sobre a informalidade na RNM. A estrutura produtiva mais consolidada da RMGV ajuda a entender a menor variação da sua estrutura ocupacional. A menor mudança na estrutura setorial dos ocupados com alta escolaridade, comparativamente aos ocupados com baixa escolaridade, confirma a hipótese inicial deste estudo.

Setorialmente, a agropecuária agiu no sentido de aumentar a informalidade na RNM, enquanto na RMGV agiu no sentido de reduzi-la. Tal resultado decorre da pouca representatividade do setor na RMGV e da grande participação do setor na RNM, que chegou a absorver quase metade dos ocupados com baixa escolaridade. Por sua vez, o setor de serviços, que agiu sempre no sentido de aumentar a informalidade (com exceção da RNM entre os ocupados com baixa escolaridade), contrabalançou o efeito da agropecuária na RNM, uma vez que reduziu sua participação no total de ocupados.

As diferentes evoluções e contribuições dos setores evidenciam as dinâmicas peculiares dos territórios e a importância de se levar em consideração as especificidades de cada um deles. Confirma-se a importância de uma análise mais desagregada dos territórios, tal como foi realizado no presente estudo, uma vez que uma maior agregação não captura as diferentes particularidades dos territórios e podem reduzir a eficácia das políticas públicas.

Assim, o presente trabalho traz elementos que ajudam a refletir sobre os efeitos da evolução da estrutura setorial sobre a ocupação, bem como a sua relação com a informalidade, principalmente entre os ocupados com baixa escolaridade. Com o aumento de informalidade associado ao aumento da escolaridade dos ocupados, sugere-se, em estudos futuros, a análise sobre uma eventual exigência de maior qualificação para a entrada em setores formais da economia.

SECTORAL STRUCTURE OF THE LABOR MARKET IN ESPÍRITO SANTO: EDUCATION AND EFFECTS ON INFORMALITY

Abstract

This study evaluated the contribution of changes in the sectorial structure of the labor market based on the dynamics of the schooling of the employed and the respective degree of intrasectoral informality. As a case study, Espírito Santo was chosen from 2015 to 2019, based on PnadC/IBGE microdata. The results showed that, while in the Metropolitan Region of Greater Vitória (RMGV) sectoral reallocation contributed negatively to the growth of informality (mainly among those with more schooling), in the Non-Metropolitan Region (RNM) the effect was the opposite (mainly among those with less schooling), emphasizing the importance of schooling as an instrument to combat informality.

Keywords: Schooling; Sectorial structure; Informality; Job market; Relocation.

Referências

- Atesagaoglu, O. E., Bayram, D., & Elgin, C. (2017). Informality and structural transformation. *Central Bank Review* (CBR), Elsevier, Amsterdam, 17(4), 117–126, <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2017.11.002>
- Ballesta, J. A. C., Peinado, M. H., & González, B. M. (2015). Cambio sectorial, ocupacional y formativo del empleo joven en España y sus regiones. *Anais da Reunião de Estudos Regionais – AEER*. Facultad de Economía y Empresa de la Universitat Rovira i Virgili, Tarragona, Catalunya, España, 41. <https://old.reunionesdeestudiosregionales.org/Reus2015/htdocs/pdf/p1539.pdf>

Barbosa Filho, F. H., & Moura, R. L. (2015). Evolução recente da informalidade do emprego no Brasil: uma análise segundo as características da oferta de trabalho e o setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 45(1).

Barbosa Filho, F. H., & Veloso, F. (2016). Fatos estilizados da informalidade do trabalho no Brasil. In F. H. Barbosa Filho, F. Veloso, & G. Ulyssea (Orgs.). *Causas e consequências da informalidade no Brasil* (pp. 3-34). Rio de Janeiro: Elsevier.

Borges, A., & Carvalho, I. (2017). Revisitando os efeitos de lugar: segregação e acesso ao mercado de trabalho em uma metrópole brasileira. *Caderno CRH – Centro de Recursos Humanos da UFBA*, 30(79), 121-135. Recuperado em 4 maio, 2020, de <https://doi.org/10.1590/s0103-49792017000100008>.

Cacciamali, M. C., & Tatei, F. (2017). Impacto do desemprego e da informalidade sobre a empregabilidade e a renda futura do jovem. IPEA. *Boletim Regional, Urbano e Ambiental*, Rio de Janeiro, 16, 57-70. http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7939/1/BRU_n16_Impacto.pdf

Carvalho, Sandro S. A evolução da estrutura ocupacional e os padrões setoriais da informalidade no Brasil: 1995-2012. In: SQUEFF, Gabriel Coelho Org. et al. *Dinâmica macrossetorial brasileira*. IPEA, Rio de Janeiro, p. 81-114, 2015. ISBN: 978-85-7811-246-2. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/livros/20150415_livro_dinamica_macrossetorial.pdf. Acesso em: 04 jun. 2022.

Catelan, D. W., & Cunha, M. S. (2023). Realocação setorial da ocupação e seus efeitos sobre o crescimento da informalidade no Brasil no período 2015-2018. *Revista de Economia Contemporânea*, 27. <https://doi.org/10.1590/198055272704>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2020). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html?=&t=microdados>

Kon, A. (2016). Formalidade e informalidade do trabalho no contexto brasileiro. In A. Kon. *A economia do trabalho: qualificação e segmentação no Brasil* (pp. 259-289). Rio de Janeiro: Alta Books.

Lira, P., & Monteiro, L. (2018). Vitória: transformações e permanências na (des)ordem urbana: o caso da Região Metropolitana da Grande Vitória – RMGV. In L. C. Q. Ribeiro, & M. G. Ribeiro (Eds.). *Metrópoles brasileiras: síntese da transformação na ordem urbana 1980 a 2010* (pp. 311-341). Rio de Janeiro: Letra Capital.

Maciel, F. T., & Oliveira, A. M. H. C. (2018). Informalidade e segmentação do mercado de trabalho brasileiro nos anos 2000: uma decomposição quantílica de diferenciais de rendimentos. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, 22(2), 1–37. <https://doi.org/10.1590/198055272223>

Oliveira, A. (2017). A influência do território no comportamento do mercado de trabalho: notas sobre a experiência brasileira. *Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales*, Chile, 43(128), 81–98. <http://dx.doi.org/10.4067/S0250-71612017000100004>

Oliveira, S. R., & Piccinini, V. C. (2011). Mercado de trabalho: múltiplos (des)entendimentos. *Rev. Adm. Pública*, Rio de Janeiro, 45(5), 1517–1538. <https://doi.org/10.1590/S0034-76122011000500012>

Oliveira, A., & Abrantes Filho, G. (2011). Education and labor market in Brazil. *Policy Futures in Education*, 9(5), 585–597. <https://doi.org/10.2304/pfie.2011.9.5.585>

Organização Internacional do Trabalho (OIT). (2020). *Panorama laboral: América Latina y el Caribe*. <https://bit.ly/3u3Nk0f>

Ramos, L. (2002). *A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001* (Texto para discussão, Nº 914). Rio de Janeiro: IPEA. <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2804>

Ramos, L. (2007). *O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais* (Texto para discussão, Nº 1255). Rio de Janeiro: IPEA.

Ramos, L., & Britto, M. (2004). *O funcionamento do mercado de trabalho metropolitano brasileiro no período 1991-2002: tendências, fatos estilizados e mudanças estruturais*. Rio de Janeiro: IPEA.

Ramos, L., & Ferreira, V. (2006). Padrões espacial e setorial da evolução da informalidade no período 1991-2005. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 36(3).

Reis, M., & Aguas, M. (2014). Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. *Economia Aplicada*, São Paulo, 18(1), 35–50. <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea416>

Staduto, J. A. R., Joner, P. R., & Schio, T. A. (2010). Evolução do mercado de trabalho informal no Estado do Paraná. *Informe Gepec*, 14(1), 6–23. <https://doi.org/10.48075/igepec.v14i1.2574>.

Ulyssea, G. (2006). Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: Uma resenha da literatura. *Revista de Economia Política*, Rio de Janeiro, 26(4). <https://doi.org/10.1590/S0101-31572006000400008>

EFEITOS DA CRIMINALIDADE NO TRANSPORTE PÚBLICO PARA O DESEMPENHO ACADÊMICO DE ESTUDANTES UNIVERSITÁRIOS DA GRANDE ARACAJU

Alef Rafael Santos Melo

Graduado e mestrando em Economia pela Universidade Federal de Sergipe (UFS).

E-mail: alefrmelo.econ@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0008-6661-2970>

Marco Antonio Jorge

Graduado em Economia pela Universidade de São Paulo (USP), mestre e doutor em Economia de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV-SP). Professor titular do Departamento de Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS).

E-mail: mjorge@gvmail.br

 <https://orcid.org/0000-0001-7195-9364>

Érico Augusto Barreto Monteiro

Graduado em Psicologia e mestrando em Ciências da Saúde pela Universidade Federal de Sergipe (UFS).

E-mail: augustoerico123@outlook.com

 <https://orcid.org/0000-0003-3815-5369>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Isabelle Haaiara Andrade Barbosa

Graduada em Psicologia pela Universidade Federal de Sergipe (UFS).

E-mail: isabelle.hab@outlook.com

 <https://orcid.org/0000-0003-1535-3047>

Zenith Nara Costa Delabrida

Graduada e mestre em Psicologia pela Universidade de Brasília (UnB), doutora em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações pela Universidade de Brasília (UnB). Professora do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente (Prodema) da Universidade Federal de Sergipe (UFS).

E-mail: zenith@academico.ufs.br

 <https://orcid.org/0000-0003-1878-6040>

Como citar este artigo: Melo, A. R. S., Jorge, M. A., Monteiro, E. A. B., Barbosa, I. H. A., & Delabrida, Z. N. C. (2023). Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 247–271. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.247–271

Recebido em: 28/6/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

O presente trabalho discute a insegurança dos transportes públicos, sobretudo na relação desses meios com o desempenho de estudantes do nível superior. A insegurança experienciada no transporte público é um problema constantemente evidenciado por estudantes universitários – estes se encontram vulneráveis às ações criminosas durante seu deslocamento entre casa e universidade. Posto isso, a pesquisa dedicou-se a analisar a maneira como a criminalidade nesse meio de locomoção pode impactar o desempenho dos universitários. Nesse ínterim, realizou-se uma coleta de dados *on-line*, composta por 429 entrevistados. Com base nos resultados, foi elaborado um modelo de regressão logística buscando descrever os impactos sobre o rendimento acadêmico dos estudantes. Os resultados indicam que variáveis como frequência de uso, tempo de locomoção, cansaço e violência sofrida no transporte público são fatores capazes de afetar as atividades cotidianas dos estudantes, bem como sua performance nos estudos.

Palavras-chave: Criminalidade; transporte público; estudantes universitários, desempenho escolar; Grande Aracaju.

Classificação *JEL*: I23, K49, R41.

1 INTRODUÇÃO

A Constituição da República Federativa do Brasil (Brasil, 1988) assegura a liberdade de locomoção em todo o território nacional como um direito de qualquer pessoa, dentro dos termos da lei. Tendo em conta o transporte coletivo como um direito social, a mobilidade eficiente por meio do transporte público (doravante TP) é, então, garantida mediante o estabelecimento de diretrizes voltadas ao desenvolvimento urbano e à proteção da integridade dos cidadãos. Ademais, compreende-se uma relação entre mobilidade, acessibilidade e qualidade de vida, na qual a mobilidade é um elemento capaz de influenciar percepções de equidade e bem-estar. Desse modo, concretiza-se a possibilidade da população – em especial, pessoas com menor poder aquisitivo – de percorrer maiores distâncias geográficas e ter acesso a serviços, bens e oportunidades oferecidos pelo espaço urbano. Sendo assim, adotamos o TP como objeto de pesquisa, visto que este exerce uma importante responsabilidade na redução da exclusão social, uma vez que promove acessibilidade a cruciais atividades cotidianas como trabalho, estudo, saúde e lazer (Hernández, 2012; Newton, 2004). Todavia, sensações de angústia e medo são recorrentemente evidenciadas por usuários do TP, que consideram a violência como um risco habitual em suas viagens. A percepção dos passageiros em relação à criminalidade pode influenciar o uso do transporte, levando em conta que os usuários do TP se tornam potenciais vítimas de ações criminosas durante o deslocamento e passam a avaliar o meio de locomoção como uma alternativa insegura. Tal insegurança provocada pela exposição à criminalidade é um fator que reduz a confiabilidade dos passageiros, limitando a mobilidade dos indivíduos ou, até mesmo, impedindo suas viagens, comprometendo o cotidiano da população e sua qualidade de vida (Caldeira, 2007; Cardoso, Santos, & Silva, 2021; Boschi, 2003).

Considerando a magnitude do tema para a literatura econômica, que reconhece a criminalidade como um risco inerente ao uso do TP, o presente trabalho busca compreender o seguinte problema de pesquisa: como a percepção deste risco impacta o desempenho acadêmico dos estudantes universitários da Grande Aracaju? Com o intuito de elucidar essa questão, foi desenvolvido um questionário *on-line* de pesquisa referente à percepção dos estudantes universitários acerca do TP da Grande Aracaju. Dessa forma, o estudo teve como objetivo identificar as variáveis que possam influenciar o desempenho acadêmico dos estudantes universitários e, por meio da proposta de um modelo de

regressão logística, analisar os efeitos das variáveis selecionadas sobre o rendimento acadêmico dos estudantes. Para tanto, o trabalho está dividido em quatro seções, além desta breve introdução: a seção 2 provê a fundamentação teórica do estudo do crime sob a ótica econômica, bem como da relação entre criminalidade e desempenho escolar. Na seção seguinte apresenta-se a estratégia empírica utilizada: coleta de dados primários por meio de questionário e estimação de uma regressão logística. Os resultados obtidos são apresentados e discutidos na seção 4. A última seção, por sua vez, sumariza as principais conclusões do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

■ 2.1 Aspectos da criminalidade na perspectiva econômica

As primeiras investigações que associam a criminalidade com aspectos econômicos surgem no século XVIII. Conti e Justus (2021) discutem as teorias apresentadas por Adam Smith e Cesare Beccaria quanto ao raciocínio econômico acerca da criminalidade. Smith defende que as penalidades dos atos ilícitos devem estar de acordo com a reparação individual da vítima, em que a punição será determinada proporcionalmente ao ressentimento daquele que sofreu a ação criminosa, mesmo que isso resulte em punições severas. Em contraste a esse pensamento, Beccaria entende que a penalidade deve ser coerente com a infração cometida, pois, uma vez que o crime já foi praticado, o sistema judicial deveria atuar de forma dissuasória, na qual o aumento na probabilidade de punição seria capaz de impedir futuras ações criminosas. Posteriormente, na primeira metade do século XIX, surgem os primeiros estudos que visam identificar correlações entre Economia e Criminalidade, nos quais os autores comparam índices de criminalidade com variáveis, por exemplo, preços de alimentos, taxa de desemprego ou pressão econômica. Embora já fosse possível constatar uma relação inversa entre criminalidade e desenvolvimento social, essas primeiras investigações não explicam condições e fatores que podem estimular ações criminosas (Viapiana, 2006).

Gary Becker (1968) contribui com um modelo que considera a criminalidade uma ação racional, em que o criminoso em potencial analisa os custos e benefícios esperados antes de cometer o ato, buscando maximizar as possíveis

vantagens. Para isso, o modelo entende como benefício (ou vantagem) os ganhos monetários ou sensações de prazer provenientes do crime, enquanto os custos são determinados, principalmente, pela probabilidade de ser detido, capital investido na ação, custo de oportunidade e repreensão moral. Dessa forma, o crime é empreendido quando os benefícios esperados compensam os possíveis custos. Viapiana (2006) argumenta que essa racionalidade se assemelha às considerações cotidianas de custo-benefício feitas por pessoas comuns perante tomadas de decisões comuns, a exemplo de comprar, ou não, determinado bem. Logo, isso significa dizer que, quando o custo esperado se eleva em relação ao benefício esperado, há um desestímulo à criminalidade, que se torna menos lucrativa e viável. Esse comportamento é conhecido como efeito dissuasão. Outro ponto importante a ressaltar é o efeito da desigualdade social sobre a criminalidade, posto que pessoas com baixa ou nenhuma renda tendem a ter um custo de oportunidade menor que pessoas com renda alta. Entretanto, embora a decisão de empreender, ou não, o crime seja uma decisão individual, fatores relacionados à estrutura social em que o sujeito está inserido podem influenciar suas atitudes. Essa estrutura social é composta por valores morais e culturais intrínsecos no ambiente em que o indivíduo desenvolve suas crenças e princípios (Jorge, 2011; Viapiana, 2006).

Cabral e Cabral (2021) entendem que a criminalidade urbana tem implicações sociais, políticas e econômicas, limitando o desenvolvimento econômico. Os autores se referem à criminalidade como “um problema social por afetar diretamente a liberdade, as relações sociais, o direito de ir e vir, a qualidade e a expectativa de vida dos cidadãos” (p. 423). Para Cardoso, Santos e Silva (2021), a exposição à criminalidade no TP reduz a confiabilidade, prejudicando ou, até mesmo, impossibilitando a liberdade de locomoção da população que faz uso do sistema de deslocamento. Cerqueira, Carvalho, Lobão e Rodrigues (2007) explicam que o risco da criminalidade gera expectativas que impactam mudanças de hábitos por parte das vítimas em potencial. Levando em conta a vulnerabilidade dos indivíduos durante o deslocamento, tais mudanças de hábitos podem fazer com que as pessoas deixem de portar itens de valor que possam atrair a atenção de criminosos ou, ainda, abstenham-se de realizar determinadas atividades que possam deixá-las passíveis às ações criminosas.

Investigações relacionadas à economia do crime vêm sendo desenvolvidas desde o século XVIII, levantando questões acerca dos possíveis elementos que provocam as ações criminosas. No entanto, pouco é discutido quanto à criminalidade na perspectiva das vítimas, tornando notável a lacuna na literatura e revelando a contribuição do presente trabalho.

■ 2.2 Criminalidade e desempenho acadêmico

A educação é compreendida como uma ferramenta capaz de potencializar as habilidades do indivíduo na sociedade, maximizando seus horizontes e colaborando para a melhoria do seu bem-estar, relações políticas e sociais. O aperfeiçoamento das habilidades da população por meio da educação reflete em um maior desenvolvimento social e econômico, visto que as pessoas serão capazes de desenvolver atividades profissionais de maior qualificação e contribuir para a política na sociedade com mais eficiência (Marshall, 1890; Sen, 2000). Posto isso, a literatura aponta que a vida universitária é marcada por conflitos e tomadas de decisões que compõem um intenso desenvolvimento pessoal, social e profissional do universitário durante sua jornada acadêmica. Durante esse ciclo, o estudante demanda um grande esforço e concentração para a prática de suas atividades, mas também se encontra suscetível a situações de ansiedade, estresse e desânimo (Assis & Oliveira, 2010).

A violência percebida nos ambientes do TP pode, mesmo quando não há danos físicos, desencadear uma série de prejuízos à saúde mental da vítima, como o Transtorno de Estresse Pós-Traumático (TEPT). Os traumas ocasionados por essa violência urbana atingem não somente as vítimas diretas, mas também aquelas que presenciaram o acontecimento. A forma como o TEPT se manifesta varia de pessoa para pessoa, em que a vítima pode apresentar mudanças em seu comportamento, sentimento constante de medo, estresse, insegurança e ansiedade, contribuindo para a perda do seu bem-estar e qualidade de vida. Embora esses sintomas psicológicos possam ser diagnosticados e tratados, em diversos casos a vítima passa a conviver com tais danos por vários anos ou, até mesmo, por toda a vida, evitando atividades, ambientes ou até mesmo pessoas que despertem gatilhos a respeito do trauma (Sena, Torres, & Lopes, 2013).

Ruediger et al. (2017) explicam os impactos da violência no rendimento educacional de estudantes de ensino fundamental e médio. Os autores apresentam uma comparação do desempenho dos estudantes antes e depois de presenciarem algum tipo de violência, observando, então, que o comportamento após a exposição está ligado à perda de habilidades essenciais para a concentração, o planejamento e a resolução de problemas. Esses efeitos observados podem afetar a capacidade de aprendizado do aluno, prejudicando o seu desempenho acadêmico.

Um estudo realizado por Monteiro e Rocha (2017) revela que instituições de ensino situadas próximo a bairros considerados violentos, onde os estu-

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

dantes se encontram mais expostos à criminalidade, podem provocar um aumento nas taxas de evasão escolar, além da queda na absorção de aprendizado dos alunos. Tal evasão é explicada pelo fato de que a exposição dos estudantes à criminalidade gera efeitos negativos tanto num nível singular quanto num parâmetro social. A criminalidade pode, então, se tornar um grande obstáculo à presença dos alunos em sala de aula, principalmente nas regiões com maior grau de periculosidade, promovendo a exclusão social (Monteiro & Arruda, 2011).

3

METODOLOGIA

3.1 Base de dados

A priori, a fim de possibilitar a análise empírica do presente trabalho, foi utilizada uma base de dados que reúne variáveis acerca da violência nos deslocamentos espaciais dos estudantes com destino à universidade. Para isso, foi formulado um questionário de pesquisa composto por 76 questões que buscam caracterizar, de forma quantitativa e exploratória, a percepção do problema de pesquisa sob a perspectiva dos universitários. Posteriormente, foi elaborado um documento de solicitação para validar a aprovação do instrumento ao Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal de Sergipe (CEP-UFS), colegiado que busca assegurar a aplicação da pesquisa dentro das normas éticas estabelecidas. Em maio de 2021, após a aprovação do instrumento pelo CEP, foi realizado um levantamento de dados piloto, a fim de ajustar o questionário às sugestões apresentadas pelos entrevistados selecionados. Entre junho e outubro de 2021 foi realizada a coleta de dados de forma *on-line*¹. Nessa fase da investigação, abordaram-se 429 entrevistados que atenderam aos critérios definidos: ser estudante universitário, ter 18 anos ou mais e já ter utilizado ônibus na Grande Aracaju (Aracaju, Barra dos Coqueiros, Nossa Senhora do Socorro e São Cristóvão).

1 Em razão da pandemia global de doença por coronavírus (SARS-COV2), a coleta de dados foi realizada de forma *on-line*, respeitando as medidas de distanciamento social recomendadas à época pela Organização Mundial da Saúde.

A pesquisa realizada deu origem a uma base de dados com 74 variáveis relativas aos efeitos econômicos e psicológicos da insegurança no TP, assim como informações sobre os aspectos qualitativos das estruturas físicas que compõem o sistema de locomoção. Dessa forma, a partir desse conjunto de dados, foram selecionadas 29 variáveis que foram trabalhadas com o fito de alcançar os resultados pretendidos por este artigo, apresentadas na Tabela 1:

Tabela 1
Descrição das variáveis

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	MÉDIA	Desvio padrão
DESEMP_ACAD (Desempenho Acadêmico)	Assume valor 1 se o estudante sente que as condições do transporte público prejudicam o seu desempenho acadêmico; assume valor 0 caso contrário.	0,84	0,37
FREQUENCIA (Frequência de uso)	Considerando um cenário pré-pandemia, frequência (em dias) em que o estudante utilizava o transporte público durante a semana.	4,62	1,83
DISTANCIA (Distância de casa ao ponto de ônibus)	Numa escala de 1 (muito perto) a 5 (muito longe), avaliação da distância da casa do estudante ao ponto de ônibus.	1,90	1,15
TEMPO (Tempo de viagem)	Numa escala de 1 (péssimo) a 5 (ótimo), satisfação do estudante quanto à duração da viagem dentro do ônibus.	2,86	0,94
CANSACO (Sensação de cansaço sem nenhum motivo aparente)	Numa escala de 0 (nenhum dia) a 4 (todos os dias), frequência em que o estudante se sentiu cansado sem nenhuma razão aparente durante os últimos 30 dias.	2,23	1,23
SEG_LOC (Percepção da segurança em se locomover por TP)	Numa escala de 0 (nada seguro) a 5 (totalmente seguro), o quão seguro o estudante considera se locomover por TP em relação à violência.	0,67	0,74
VIT_ASSALTO (Vítimas de assalto)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de assalto no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,42	0,49
VIT_FURTO (Vítimas de furto)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de furto no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,24	0,43
VIT_ASS_MOR (Vítimas de assédio moral)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de assédio moral no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,16	0,37
VIT_ASS_SEX (Vítimas de assédio sexual)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de assédio sexual no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,41	0,49
VIT_RACISMO (Vítimas de racismo)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de racismo no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,07	0,25
VIT_LGBTFOBIA (Vítimas de LGBTfobia)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de LGBTfobia no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,07	0,25
VIT_RAC_PP (Vítimas de racismo sendo preto ou pardo)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de racismo no transporte público, sendo preto ou pardo; assume valor 0 caso contrário.	0,13	0,34

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiaara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrada*

Tabela 1

Descrição das variáveis

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	MÉDIA	Desvio padrão
VIT_ASS_GEN (Vítimas de assédio sexual sendo mulher)	Assume valor 1 se o estudante já foi vítima de assédio sexual no transporte público, sendo do gênero feminino; assume valor 0 caso contrário.	0,37	0,48
PERC_ASSALTO (Percepção de assalto contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou assalto contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,48	0,50
PERC_FURTO (Percepção de furto contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou furto contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,37	0,48
PERC_ASS_MOR (Percepção de assédio moral contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou assédio moral contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,36	0,48
PERC_ASS_SEX (Percepção de assédio sexual contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou assédio sexual contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,45	0,50
PERC_RACISMO (Percepção de racismo contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou racismo contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,23	0,42
PERC_LGBTFOBIA (Percepção de LGBTfobia contra outras pessoas)	Assume valor 1 se o estudante já presenciou LGBTfobia contra outras pessoas no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,20	0,40
PERD_MAT (Perdas materiais)	Assume valor 1 se o estudante já sofreu alguma perda material decorrente da violência no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,47	0,50
VAL_PERD_MAT (Valor das perdas materiais)	Numa escala de 0 (R\$ 0,00) a 5 (acima de R\$ 1.000,00), o valor estimado da perda material decorrente da violência no transporte público.	1,45	1,82
PERD_ESTUDO (Perdas de dias de estudo)	Assume valor 1 se o estudante já perdeu algum dia de estudo em consequência da violência experienciada no transporte público; assume valor 0 caso contrário.	0,84	0,37
GENERO (Gênero do entrevistado)	Assume valor 1 se o estudante for mulher; assume valor 0 caso contrário.	0,63	0,48
COR_BRANCO (Branco)	Assume valor 1 se o estudante for branco; assume valor 0 caso contrário.	0,27	0,44
COR_PARDO (Pardo)	Assume valor 1 se o estudante for pardo; assume valor 0 caso contrário.	0,51	0,50
COR_PRETO (Preto)	Assume valor 1 se o estudante for preto; assume valor 0 caso contrário.	0,17	0,38
ESCALA (Percepção da renda)	Numa escala de 1 (pessoa mais pobre de Sergipe) a 10 (pessoa mais rica), como o estudante percebe a sua posição.	4,77	1,35
RENDA (Renda do entrevistado)	Numa escala de 1 (R\$ 1.254,00) a 5 (a partir de R\$ 11.262,00), quanto o estudante supõe ser a renda per capita de sua família.	1,59	0,84

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em que pese o fato de a amostra por acessibilidade potencialmente ensejar algum tipo de viés – por exemplo, um incentivo à resposta por parte de indivíduos que foram vítimas de algum tipo de violência no transporte público –, os dados mostrados na Tabela 1 indicam que este não parece ter sido o caso da presente amostra, posto que nenhuma das variáveis de violência ou de sua percepção chegou a 50% e algumas ostentam valores bem modestos. Nesse sentido, a acessibilidade da amostra não parece ter comprometido a validade interna de nossos resultados.

■ 3.2 Técnica de regressão logística

Em um Modelo de Probabilidade Linear (MPL), a variável dependente pode aumentar ou reduzir linearmente de acordo com a variável independente, sendo capaz de assumir valores fora do intervalo entre 0 e 1. Por esse motivo, o MPL mostra-se insatisfatório em determinadas análises. A técnica de regressão logística, por outro lado, implica um modelo de probabilidade de resposta no qual a variável dependente assume dois valores: zero e um. Em outras palavras, a regressão logística calcula a probabilidade de um determinado evento ocorrer, dada a interação entre a variável dependente binária e as variáveis independentes, que podem ser métricas ou categóricas (Wooldridge, 2013).

Segundo Gujarati e Porter (2011), a função de distribuição logística no modelo é representada pela seguinte equação:

$$P_i = \frac{1}{1+e^{-z_i}} = \frac{e^z}{1+e^z} \quad (1)$$

Em que P_i define que os valores das probabilidades variem entre 0 e 1, enquanto z_i varia entre $-\infty$ e ∞ . O modelo de regressão logística, por sua vez, é estimado pela equação:

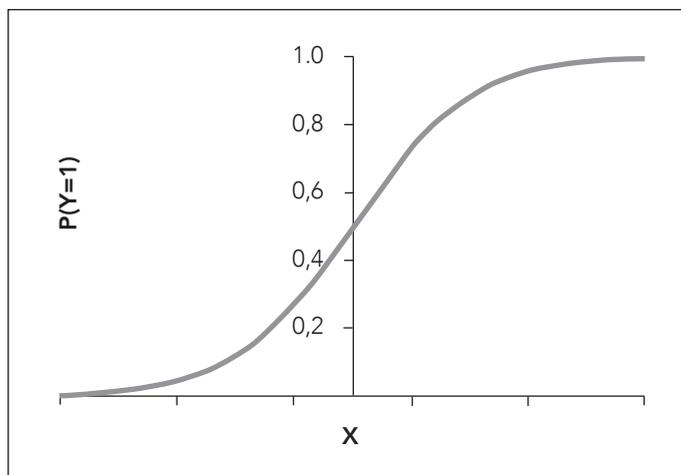
$$L_i = \ln \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) = \beta_1 + \beta_2 X_2 + u_i \quad (2)$$

Em que L representa o logit que, quando positivo, revela um aumento na probabilidade de sucesso do evento. Por outro lado, um valor negativo para L significa uma redução na probabilidade de o evento ocorrer. Além disso, o intercepto β_1 aponta as chances favoráveis de sucesso do evento, enquanto o coeficiente angular, dado por β_2 , determina a variação em L para cada unidade de variação em X e, por fim, u_i indica o erro estocástico da regressão.

A representação gráfica da função é ilustrada por:

Gráfico 1

Função logística



Fonte: Analytics India Magazine (2020).

Gujarati e Porter (2011) explicam que não existem motivos conclusivos que definam a técnica de regressão logística como o melhor modelo a ser aplicado para prever, a partir de uma variável dependente binária, a probabilidade de sucesso de um evento. No entanto, muitos pesquisadores preferem adotar essa técnica em razão da sua simplicidade matemática. Além disso, a aplicação do método de estimação robusta na regressão logística possibilita obter resultados mais consistentes para o modelo trabalhado (Heritier et al., 2009).

■ 3.3 Testes de pós-estimação

A expressão “*ceteris paribus*” refere-se ao efeito da variação de determinada variável, quando todas as outras variáveis relevantes se mantêm constantes. A princípio, foi aplicado o teste de efeitos marginais da regressão logística que possibilita, por meio do coeficiente angular B_i , analisar o comportamento do logaritmo no ponto médio da amostra e a forma como impactam as probabilidades de sucesso, numa condição *ceteris paribus* (Gujarati & Porter, 2011; Wooldridge, 2013).

Em seguida, foi utilizado o teste de ajuste de Hosmer-Lemeshow. Esse teste, mediante um teste Qui-Quadrado, calcula os valores das probabilidades do modelo logístico comparando as frequências observadas em relação às previstas. Dessa forma, é possível avaliar se há desigualdades relevantes nos valores comparados (Reis, Torres, Araujo, & Almeida, 2010).

Foi aplicado, também, o Critério de Informação de Akaike (AIC), a fim de obter uma avaliação mais precisa em relação aos resultados. O AIC admite que, em vez de demonstrações complexas, a explicação mais simples para os resultados observados é preferível para o modelo logístico. Dessa forma, entende-se que os menores valores obtidos por meio do critério representam um melhor ajuste para o modelo (Silveira et al., 2012).

Posteriormente, utilizamos a matriz de classificação de probabilidade (ou matriz de confusão), reunindo informações sobre medidas de sensibilidade – que se refere aos acertos da previsão de sucesso para determinado evento – e de especificidade – que se refere aos acertos da previsão de fracasso para o evento – dos resultados da regressão. A partir dessa análise, é possível comparar os valores reais e os valores previstos para o modelo, identificando as chances de o modelo prever corretamente cada resultado (Alves, 2008).

Por fim, com base nas medidas de sensibilidade e especificidade obtidas por meio da matriz de classificação, a curva *Receiver Operating Characteristic* (ROC) esboça um gráfico de predição do modelo, que é considerado aceitável quando a curva obtiver valores acima de 0,7 (Alves, 2008).

Os testes de pós-estimação foram calculados utilizando o *software* estatístico STATA (versão 14.0).

4

RESULTADOS E DISCUSSÕES

■ 4.1 Perfil da amostra

Ao analisar o perfil sociodemográfico dos entrevistados com base nas variáveis selecionadas, é possível observar que estes possuem uma média de 24,07 (DP = 6,07; Mín = 18, Máx = 58) anos de idade, além de a variável gênero apontar uma presença predominantemente feminina na amostra (62,70%). De acordo com os dados, 51,04% da amostra se declara como pardo, 27,03% como branco e 17,48% como preto.

■ 4.2 Técnica de regressão logística

Para a análise das variáveis, foi estimado um modelo de regressão logística por meio do STATA 14.0, aplicando o método de estimação robusta para corrigir o problema da heterocedasticidade. A regressão elaborada apresenta *DESEM_ACAD* como variável dependente, possuindo as seguintes variáveis explicativas: *FREQUENCIA*, *DISTANCIA*, *VIT_ASSALTO*, *VIT_FURTO*, *VIT_ASS_MOR*, *VIT_ASS_SEX*, *VIT_RACISMO*, *VIT_LGBTFOBIA*, *VIT_RAC_PP*, *VIT_ASS_GEN*, *TEMPO*, *CANSACO*, *PERDA_MAT*, *PERDA_ESTUDO*, *GENERO*, a interação entre *COR_PARDO* e *COR_PRETO*, *RENDA* e *PERC_RENDA*. As variáveis *VIT_RAC_PP* e *VIT_ASS_GEN* foram criadas pelo autor a partir das respectivas interações: vítima de racismo sendo preto ou pardo; vítima de assédio sexual sendo mulher. Logo, obtêm-se os seguintes resultados:

Tabela 2

Resultados do modelo de regressão logística

DESEMP_ACAD	COEFICIENTE	DESVIO PADRÃO ROBUST	VALOR-p
FREQUENCIA	0,3987	0,0848	0,000
DISTANCIA	-0,0328	0,1408	0,816
VIT_ASSALTO	-0,3870	0,3663	0,291
VIT_FURTO	-0,2023	0,4222	0,632
VIT_ASS_SEX	-0,0400	0,4000	0,920
VIT_ASS_MOR	1,2376	0,6214	0,046
VIT_RACISMO	0,6701	2,4192	0,782
VIT_LGBTFOBIA	0,1520	1,0194	0,881
VIT_RAC_PRETO_PARDO	0,0768	1,6361	0,963
VIT_ASS_SEX_GEN	2,6411	2,0525	0,198
TEMPO	-0,4463	0,2021	0,027
CANSACO	0,3200	0,1227	0,009
PERD_MAT	0,2729	0,3818	0,475
PERD_ESTUDO	0,8408	0,4905	0,087
GENERO	-0,4584	0,3811	0,229
COR_PRETO_PARDO	0,3453	0,3259	0,289
PERC_RENDA	-0,0888	0,1288	0,491
RENDA	0,0439	0,1696	0,796
_cons	1,0384	1,0032	0,301

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo foi válido (teste χ^2 de Wald = 62,68 com p-valor 0,000) e obteve um pseudo r^2 de 0,1971. Observa-se que as variáveis *FREQUENCIA*, *CANSACO* ($p < 0,01$), *VIT_ASS_MOR*, *TEMPO* ($p < 0,05$) e *PERD_ESTUDO* ($p < 0,10$) apresentaram valores significativos na regressão logística. Posto isso, calculamos os efeitos marginais para essas variáveis, em que é possível notar que estas seguem apresentando valores significativos para a regressão.

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

Tabela 3

Resultados para os efeitos marginais

VARIÁVEL	dy/dx	DESVIO PADRÃO	VALOR-p
FREQUENCIA	0,0426	0,0079	0,000
VIT_ASS_MOR	0,1023	0,0369	0,006
TEMPO	-0,0476	0,0214	0,026
CANSACO	0,0341	0,0130	0,009
PERD_ESTUDO	0,0827	0,0436	0,058

Fonte: Elaborada pelos autores.

Posteriormente, utilizamos o teste de ajuste de Hosmer-Lemeshow para o nosso modelo de regressão logística, a fim de comparar as frequências observadas e as previstas. O teste divide os dados em dez grupos e observa a frequência para cada um deles. Levando em conta que o valor obtido com o teste não rejeita a hipótese nula, e que, para ser aceito, o p-valor deve apresentar valor superior a 0,10, o teste de ajuste avalia o modelo como aceitável.

Tabela 4

Teste Hosmer-Lemeshow

CHI2	df	PROB > CHI2
4,83	8	0,7761

Fonte: Elaborada pelos autores.

O Critério de Informação de Akaike, por sua vez, obtém o valor de 336,18 para o modelo estimado (com 19 graus de liberdade). Outros modelos foram testados, acrescentando variáveis a respeito da violência observada contra outras pessoas durante a locomoção por TP e extraindo as variáveis de interação. Comparando os resultados obtidos e compreendendo que valores menores são preferíveis, o modelo estimado na Tabela 2 mostrou-se o mais adequado à análise.

Em seguida, é ilustrada a matriz de classificação que apresenta a probabilidade de haver prejuízo acadêmico para os estudantes universitários. Dado que a sensibilidade corresponde ao percentual de resultados positivos e a especificidade ao percentual negativo, o modelo consegue prever corretamente 97,51% dos resultados positivos e 26,47% dos resultados negativos. A taxa geral de classificação correta é estimada em 86,25%.

Tabela 5

Matriz de classificação

		OBSERVADO	
		1	0
PREVISTO	1	97,51%	73,53%
	0	2,49%	26,47%

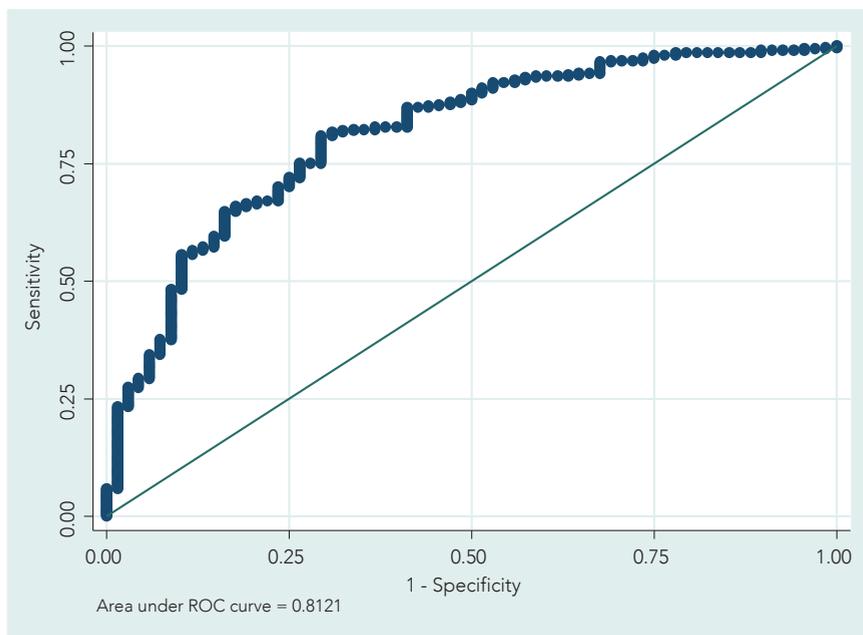
Fonte: Elaborada pelos autores.

Por fim, utilizamos a curva ROC para esboçar um gráfico de predição do modelo. Considerando que o resultado obtido foi de 0,8121 e que, para ser aceito, deve-se obter valor superior a 0,70, a curva ROC classifica o modelo como aceitável.

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiera Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

Gráfico 2

Curva Receiver Operating Characteristic



Fonte: Elaborado pelos autores (2023).

■ 4.3 Discussão dos resultados

4.3.1 Fatores que prejudicam o desempenho acadêmico dos estudantes

Os resultados obtidos permitiram identificar que, considerando o cenário antes da pandemia global de Covid-19, um total de 74,36% da amostra afirmou utilizar o TP numa frequência de cinco a sete dias por semana. Os dados da regressão revelam que a frequência de uso do TP afeta negativamente o desempenho acadêmico dos estudantes. Isto é, para cada dia a mais em que o estudante se locomove por meio do TP durante a semana, a chance de ter seu

desempenho prejudicado aumenta em 4,26% (DP = 0,008, $p = 0,000$). Além disso, em relação ao risco de ser vítima de alguma ação criminosa, 99,76% dos universitários afirmaram não sentir segurança durante seus deslocamentos. Esse risco é compreendido pela literatura como um problema cotidiano para aqueles que utilizam o TP, limitando ou, por vezes, até impedindo a mobilidade dos estudantes (Caldeira, 2007; Cardoso, Santos, & Silva, 2021; Boschi, 2003).

O instrumento busca compreender, também, a satisfação dos passageiros em relação ao tempo despendido para a mobilidade por meio do TP. Os dados apontam que 27,97% dos estudantes estão insatisfeitos com o tempo gasto para se locomover, 49,65% julgam ser um tempo razoável e 22,37% mostram-se satisfeitos. Quanto maior for o grau de satisfação com o tempo de viagem, as chances de prejuízo ao rendimento dos estudantes reduzem em 4,76% (DP = 0,021, $p < 0,05$). A literatura afirma que os alunos que demandam um tempo considerável para chegar à universidade por meio dos ônibus coletivos estão suscetíveis ao cansaço e à indisposição, prejudicando sua performance nos estudos (Rego et al., 2018).

Os dados mostram, também, que 69,93% dos entrevistados afirmaram já ter sofrido algum tipo de violência nos ambientes que englobam a mobilidade por meio do TP. Entre esses estudantes, 22,67% já foram vítimas de assédio moral. Essa porcentagem é de 15,85% se considerar toda a amostra, incluindo os estudantes que nunca sofreram alguma violência no transporte urbano. Com base na regressão, a probabilidade de o assédio moral experienciado reduzir o desempenho acadêmico dos estudantes aumenta em 10,23% (DP = 0,037, $p < 0,01$). Foi visto que, mesmo quando não há danos físicos, a violência nas dependências do TP é capaz de provocar prejuízos à saúde mental da vítima, que pode passar a sentir medo, estresse e ansiedade constantemente, reduzindo o seu bem-estar e qualidade de vida (Sena, Torres, & Lopes, 2013).

Foi questionada a frequência com que, no decorrer dos últimos 30 dias, os estudantes usuários do TP se sentiram cansados sem nenhum motivo aparente. Posto isso, 13,52% da amostra afirmou não ter experienciado esse sentimento, 40,79% afirmaram se sentir assim algumas vezes e 45,69% afirmaram sentir esse cansaço frequentemente. A probabilidade de o cansaço ser um fator que atrapalha o desempenho acadêmico dos estudantes usuários do TP aumenta em 3,41% (DP = 0,013, $p < 0,01$). A literatura esclarece que a sensação de cansaço emocional em universitários pode desencadear graves danos aos seus rendimentos acadêmicos, que vão desde o mau desempenho nas avaliações até a ausência do aluno em sala de aula (Anjos & Camelo, 2019).

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

Por fim, os resultados obtidos mostram que a ausência do aluno em sala de aula em decorrência da violência no TP é uma consequência evidenciada por 34,49% (DP = 0,47) da amostra. Os dados sugerem que perder pelo menos um dia de estudo aumenta em 8,27% (DP = 0,043, $p < 0,10$) as chances de haver prejuízo acadêmico para os estudantes. Cardoso, Santos e Silva (2021) afirmam que a insegurança no deslocamento pode fazer com que os usuários busquem outros meios de locomoção ou, até mesmo, deixem de utilizar os ônibus, limitando a acessibilidade do aluno usuário do sistema de TP e causando danos em seu desempenho acadêmico.

4.3.2 Fatores inconclusivos a respeito do prejuízo ao desempenho acadêmico dos estudantes

Apesar de não lograr valores significantes ($p < 0,10$) para o modelo, um total de 46,85% (DP = 0,49) da amostra mencionou já ter sofrido perda material decorrente da criminalidade nos ambientes do transporte coletivo. Dentre essas vítimas, 33,33% estimam tal perda em até R\$ 100,00, 20,90% mensuram a perda em um intervalo de R\$ 101,00 a R\$ 500,00, 27,86% estimam entre R\$ 501,00 e R\$ 1.000,00 e, por fim, 17,91% sofreram prejuízo material acima de R\$ 1.000,00.

Mesmo que não apresentem valores estatisticamente significativos ($p < 0,10$), analisa-se que parte da população afirmou já ter sido vítima de violências como assalto (42,19%, DP = 0,49), furto (24,47%, DP = 0,43) e assédio sexual (41%, DP = 0,49).

Buscando compreender o perfil socioeconômico da amostra, foi aplicada a classificação econômica de renda familiar definida pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) no ano de 2014. A Tabela 6 expressa a faixa de renda *per capita* – isto é, o total da renda de uma família, dividido pelo número de pessoas que a compõem – da população, em que é evidenciado que 61,31% da amostra supõe pertencer à classe E, 20,98% à classe D, 16,08% à classe C e 1,63% às classes B e A.

Tabela 6

Dados de classificação socioeconômica dos entrevistados

CLASSE ECONÔMICA	RESPOSTAS
E (até R\$ 1.254,00 por pessoa)	61,31%
D (R\$ 1.255,00 a R\$ 2.004,0 por pessoa)	20,98%
C (R\$ 2.005,00 a R\$ 8.640,00 por pessoa)	16,08%
B (R\$ 8.641,00 a R\$ 11.261,00 por pessoa)	0,93%
A (a partir de R\$ 11.262,00 por pessoa)	0,70%

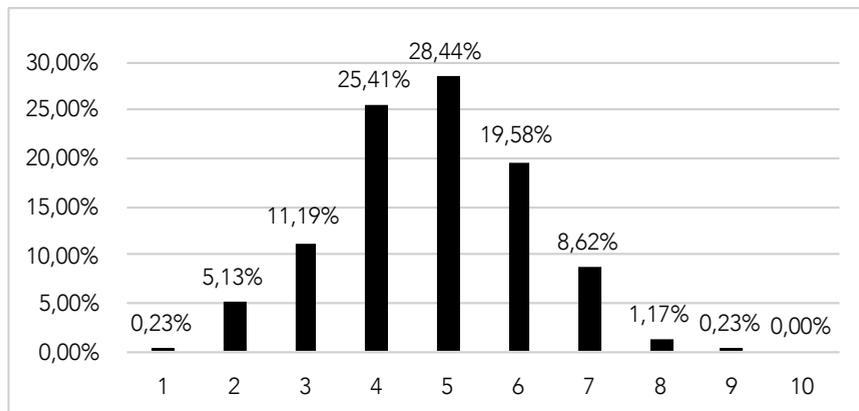
Fonte: Elaborada pelos autores.

Além disso, a variável *PERC_RENDA* se propõe a descrever a percepção dos estudantes no que concerne à sua situação econômica. O questionário pede que os participantes se posicionem numa escala de 1 a 10, sendo 1 a pessoa mais pobre e 10 a pessoa mais rica de Sergipe. Como retratado no Gráfico 3, observa-se que 5,36% da amostra afirma estar nos dois níveis mais baixos da escala, 65,03% estão entre os níveis 3 e 5, 28,21% estão posicionados nos níveis 6 e 7 e, por fim, 1,40% ocupa os níveis 8 e 9. Nenhum dos participantes está posicionado no nível mais alto da escala.

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiara Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

Gráfico 3

Dados de percepção da situação econômica dos entrevistados



Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

A literatura indica que alunos com menor renda familiar possuem mais dificuldade em manter uma boa *performance* nos estudos, se comparados aos estudantes com maior renda. Isso acontece porque os estudantes de maior renda familiar possuem melhores condições de deslocamento entre casa e universidade, melhor acesso a materiais de estudo e menor necessidade de exercer trabalho remunerado durante a graduação (Lopes, Sousa, & Santos, 2020). Entretanto, as informações a respeito do perfil socioeconômico do entrevistado também não apresentaram valores significativos ($p < 0,05$) para o modelo, como pode ser observado na Tabela 2.

5 CONCLUSÃO

O TP é um instrumento importante para a redução da exclusão social, possibilitando que a população percorra maiores distâncias no espaço geográfico, garantindo o acesso a atividades fundamentais do dia a dia, como trabalho, estudo, saúde e lazer. No entanto, a sensação de insegurança é um fator carac-

terístico durante a locomoção, visto que os passageiros se encontram vulneráveis às ações criminosas durante o deslocamento.

Estudos que visam ilustrar uma conexão entre criminalidade e economia vêm sendo desenvolvidos desde o século XVIII, investigando os fatores que contribuem para o estímulo à criminalidade, tornando-a lucrativa e viável. No entanto, quando se trata da criminalidade sob a perspectiva da vítima, ainda existem poucos estudos a respeito, evidenciando a contribuição deste trabalho para a literatura. Dessa forma, este artigo responde ao problema de pesquisa ao identificar, compreender e sistematizar informações acerca dos impactos da criminalidade no TP para os estudantes universitários.

A exposição dos estudantes à criminalidade pode impactar uma perda de habilidades essenciais para o aprendizado ou, até mesmo, a ausência do aluno nas salas de aula. Compreendendo a importância da universidade para a ascensão profissional e social da população, a criminalidade percebida no TP pode desencadear sintomas de TEPT nos universitários, prejudicando a sua *performance* nos estudos.

Os resultados mostram que variáveis como a frequência de uso do TP, tempo de locomoção, cansaço dos estudantes e a violência sofrida nas dependências do transporte são fatores que podem impactar negativamente o desempenho acadêmico dos universitários. No entanto, variáveis como renda familiar, perdas decorrentes dessas violências e percepção da renda familiar não mostraram impactos significativos para o rendimento nos estudos.

O artigo permitiu investigar, de forma quantitativa, as variáveis que podem impactar o rendimento acadêmico dos estudantes universitários. No entanto, alguns dados não se mostraram estatisticamente significativos. Dessa forma, embora o modelo consiga apresentar dados bastante relevantes para o problema de pesquisa abordado, uma análise estatística mais robusta se faz necessária para compreender se as variáveis que não impactaram negativamente o desempenho acadêmico dos estudantes refletem uma singularidade dos usuários do TP de Aracaju. Para tanto, faz-se mister elaborar modelos com recorte temporal mais amplo e/ou diferentes recortes geográficos. Além disso, também é válido pensar metodologias alternativas que possam contribuir para a elucidação dessas questões.

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiera Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

EFFECTS OF CRIMINALITY IN PUBLIC TRANSPORT ON THE ACADEMIC PERFORMANCE OF GRADUATE STUDENTS IN THE METROPOLITAN AREA OF ARACAJU

Abstract

This paper discusses the insecurity of public transport, especially in the relation of these means of transport with the performance of higher education students. The insecurity experienced in public transport is a problem constantly highlighted by graduate students, who are vulnerable to criminal actions during their commute between home and university. That said, the research is dedicated to analyzing how crime in this means of transportation can impact the performance of those students. In the meantime, online data collection was carried out, producing a sample composed of 429 respondents. Thus, based on the results, a logistic regression model was created seeking to describe the impacts on the academic performance of students. Therefore, the results indicate that variables such as frequency of use, travel time, fatigue and violence suffered in public transport are factors capable of affecting the daily activities of students, as well as their performance in studies.

Keywords: Criminality; public transportation; graduate students, school performance; Aracaju metropolitan area..

Referências

- Alves, M. C. (2008). *Estratégias para o desenvolvimento de modelos de credit score com inferência de rejeitados*. Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/45/45133/tde-14102008-204609/>
- Anjos, E. M. dos, & Camelo, M. D. R. (2019). Satisfação com os estudos, cansaço emocional e estratégias de enfrentamento em estudantes universitários em Manaus - Brasil. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicologia*, 4(1), 127–138.
- Assis, A. D. de, & Oliveira, A. G. B. de. (2010). Vida universitária e saúde mental: Atendimento às demandas de saúde e saúde mental de estudantes de uma universidade brasileira. *Cadernos Brasileiros de Saúde Mental*, 2(4-5), 159–177.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169–217.

Bittencourt, H. R. (2003). Regressão logística politômica: revisão teórica e aplicações. *Acta Scientiae*, 5(1), 77-86

Boschi, J. A. P. (2003). Violência e criminalidade: O resgate do pacto federativo como proposta de solução. *Revista de Estudos Criminais*, 3(12), 156–167.

Cabral, M. V. de F., & Cabral, J. de A. (2021). Avaliação de políticas de segurança pública. In M. A. Jorge, & M. Justus. (Orgs.). *Economia do crime no Brasil* (pp. 423-445). Editora CRV.

Caldeira, C. (2007). Assaltos a passageiros de ônibus no Rio de Janeiro: o problema da reparação de anos. *A&C - Revista de Direito Administrativo & Constitucional*, 2(8), 113-172. <https://doi.org/10.21056/aec.v0i0.757>.

Cardoso, M. H. S. A., Santos, T. F., & Silva, M. A. V. D. (2021). Violence in public transport: an analysis of resilience and vulnerability in the city of Rio de Janeiro. *Urbe - Revista Brasileira de Gestão Urbana*, 13. <https://doi.org/10.1590/2175-3369.013.E20200231>.

Cerqueira, D. R. de C., Carvalho, A. X. Y. de, Lobão, W. J. de A., & Rodrigues, R. I. (2007). *Análise dos custos e consequências da violência no Brasil* (Texto para discussão). Rio de Janeiro: IPEA. http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1824/1/TD_1284.pdf.

Conti, T. V., & Justus, M. (2021). Origens do pensamento econômico sobre crime e punição: Smith e Beccaria. In M. A. Jorge, & M. Justus. (Orgs.). *Economia do crime no Brasil* (pp. 27–46). Editora CRV.

Constituição da República Federativa do Brasil. (1988). Brasília. <https://doi.org/10.1007/s13398-014-0173-7.2>.

Fundação Getulio Vargas. Qual a faixa de renda familiar das classes?. *Centro de Políticas Sociais*. <https://cps.fgv.br/qual-faixa-de-renda-familiar-das-classes>.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5a ed.). AMGH.

Heritier, S., Cantoni, E., Copt, S., & Victoria-Feser, M. P. (2009). *Robust methods in biostatistics*. John Wiley & Sons.

Hernández, D. (2012). Activos y estructuras de oportunidades de movilidad. Una propuesta analítica para el estudio de la accesibilidad por transporte público, el bienestar y la equidad. *Eure*, 38(115), 117–135. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612012000300006>.

Jorge, M. A. (2011). Estudos de Economia do Crime para o estado de Sergipe: uma resenha. *Revista de Economia Mackenzie*, 9(2), 65–90. <http://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/3816>.

Lopes, J. M. R., Sousa, L. A. D., & Santos, M. I. A. D. (2020). Fatores associados ao desempenho acadêmico de estudantes de licenciatura em Educação Física do Ceará no Enade. *Revista Educação & Linguagem*, 7, 62–74.

- *Efeitos da criminalidade no transporte público para o desempenho acadêmico de estudantes universitários da Grande Aracaju, Alef Rafael Santos Melo, Marco Antonio Jorge, Érico Augusto Barreto Monteiro, Isabelle Haaiaira Andrade Barbosa, Zenith Nara Costa Delabrida*

Marshall, A. (1890). *Principles of Economics* (8th ed.). The Online Library of Liberty - A Project Of Liberty Fund.

Monteiro, J., & Rocha, R. (2017). Drug battles and school achievement: Evidence from Rio de Janeiro's favelas. *Review of Economics and Statistics*, 99(2), 213–228. https://doi.org/10.1162/REST_a_00628.

Monteiro, V. B., & Arruda, E. F. (2011). O impacto da violência urbana nos indicadores de evasão escolar na Região Metropolitana de Fortaleza. *Anais do Circuito de Debates Acadêmicos*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, DF, Brasil, 1.

Newton, A. D. (2004). Crime on public transport. *Western Criminology Review*, 5(3), 25–42.

Rego, R. M. do, Marques, N. A., Monteiro, P. da C., Oliveira, C. L. B. de, Lins, N. A. de A., & Caldas, C. A. M. (2018). O perfil atual do estudante de Medicina e sua repercussão na vivência do curso. *Pará Research Medical Journal*, 2(1-4), 22-30. <https://doi.org/10.4322/prmj.2018.005>.

Reis, C. P., Torres, R. V., Araujo, A. R., & Almeida, S. S. (2010). Probabilidades de ocorrência de violência sofrida por adolescentes no município de Parauapebas do estado do Pará por gênero. *Anais do Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística*, Associação Brasileira de Estatística, São Pedro, SP, Brasil, 19.

Ruediger, M. A., Oliveira, C., Barbosa, B., Couto, M. I. M., Sanches, D., Maia, P., ... & Nakakubo, R. (2017). Educação em alvo: os efeitos da violência armada nas salas de aula. *Diretoria de Análise de Políticas Públicas*.

Sen, A. K. (2000). *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras.

Sena, J., Torres, K., & Lopes, A. P. (2013). O transtorno de estresse pós-traumático e a violência urbana. *Caderno de Graduação - Ciências Biológicas e da Saúde*, Unit – Alagoas, 1(2), 21–33. <https://periodicos.set.edu.br/fitsbiosauade/article/view/575>.

Silveira, F. G. da, Silva, F. F. & Carneiro, P. L. S., & Malhado, C. H. M. (2012). Classificação multivariada de modelos de crescimento para grupos genéticos de ovinos de corte. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, 13(1), 62–73. <https://doi.org/10.1590/s1519-99402012000100006>.

Viapiana, L. T. (2006). *Economia do crime: Uma explicação para a formação do criminoso*. AGE.

Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed.). Cengage Learning.