



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 27 – nº 1

Janeiro – Março 2023

ARTIGOS

O efeito de políticas monetárias antagônicas sobre a atividade econômica: uma análise baseada nos casos brasileiro e japonês

Lorena Marques Arêdes Lages, Vinícius de Azevedo Couto Firme

Análise longitudinal das escolhas ocupacionais dos jovens após o nível médio

Francisca Zilania Mariano, Ronaldo A. Arraes

Efeito da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via dependência administrativa da escola

Nataniele dos Santos Alencar, Edward Martins Costa, Ahmad Saeed Khan, Francisca Zilania Mariano, Jair Andrade de Araujo

Quanto mais projetos, melhor? Uma análise do nível de tratamento do programa Jovem de Futuro

José Maria da Cunha Júnior, Ricardo Brito Soares

Impacto de las cláusulas de transferencia tecnológica e innovación en los acuerdos comerciales regionales

Alan Fairlie Reinoso, Jessica Portocarrero Torres, Tania Paredes Zegarra

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 1 Janeiro – Março 2023

PAPERS

The effect of antagonistic monetary policies on economic activity: an analysis based on the Brazilian and Japanese cases

Lorena Marques Arêdes Lages, Vinicius de Azevedo Couto Firme

Longitudinal analysis of youth's occupational choices after high school

Francisca Zilania Mariano, Ronaldo A. Arraes

Effect of parental education on children's school performance via administrative dependence of the school

Nataniele dos Santos Alencar, Edward Martins Costa, Ahmad Saeed Khan, Francisca Zilania Mariano, Jair Andrade de Araujo

The more projects, the better? An analysis of the level of treatment of the Youth of the Future Program

José Maria da Cunha Júnior, Ricardo Brito Soares

Impact of technology transfer and innovation clauses in regional trade agreements

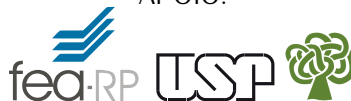
Alan Fairlie Reinoso, Jessica Portocarrero Torres, Tania Paredes Zegarra

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 1

Janeiro – Março 2023

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte
Fernando Antonio de Barros Júnior
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz
Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

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



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

Secretária: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Beatriz Porfírio Germin

Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revecap@usp.br

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

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 1

Janeiro – Março 2023

ARTIGOS

- 5 **O efeito de políticas monetárias antagônicas sobre a atividade econômica: uma análise baseada nos casos brasileiro e japonês**
Lorena Marques Arêdes Lages , Vinícius de Azevedo Couto Firme
- 35 **Análise longitudinal das escolhas ocupacionais dos jovens após o nível médio**
Francisca Zilania Mariano , Ronaldo A. Arraes
- 67 **Efeito da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via dependência administrativa da escola**
Nataniele dos Santos Alencar , Edward Martins Costa , Ahmad Saeed Khan , Francisca Zilania Mariano , Jair Andrade de Araujo
- 91 **Quanto mais projetos, melhor? Uma análise do nível de tratamento do programa Jovem de Futuro**
José Maria da Cunha Júnior , Ricardo Brito Soares
- 111 **Impacto de las cláusulas de transferencia tecnológica e innovación en los acuerdos comerciales regionales**
Alan Fairlie Reinoso , Jessica Portocarrero Torres , Tania Paredes Zegarra

O EFEITO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS ANTAGÔNICAS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE BASEADA NOS CASOS BRASILEIRO E JAPONÊS

LORENA MARQUES ARÊDES LAGES *
VINÍCIUS DE AZEVEDO COUTO FIRME †

Resumo

Desde a década de 1990, os juros têm se mantido elevados no Brasil, a fim de inibir a inflação, e próximos de zero (ou negativos) no Japão, visando evitar a crônica deflação. Diante desse antagonismo, buscou-se analisar os impactos, sobre a atividade econômica, das políticas monetárias desses países. Para tanto, usaram-se os modelos ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), com dados trimestrais de 1996-2019. Os resultados indicam certa interdependência entre as políticas fiscais e monetárias e sugerem que políticas com potencial inflacionário poderiam gerar impactos reduzidos/negativos no Brasil (avesso à inflação) e ampliados/positivos no Japão (complacente com o aumento de preços).

Palavras-chave: política monetária; impactos econômicos; modelo ARDL.

Abstract

Since the 1990s, interest rates have remained high in Brazil, in order to inhibit inflation, and close to zero (or negative) in Japan, to avoid chronic deflation. Based on this antagonism, the impacts, on economic activity, of the monetary policies from these countries were analyzed. Therefore, ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*) models with quarterly data from 1996-2019 were used. The results indicate an interdependence between fiscal and monetary policies and suggest that policies with inflationary potential could generate reduced/negative impacts in Brazil (averse to inflation) and increased/positive impacts in Japan (contrary to deflation).

Keywords: monetary policy; economic impacts; ARDL model.

JEL classification: E52, E63, C22

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184189>

* Graduada em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Governador Valadares (UFJF-GV). E-mail: lorena.marques.a@gmail.com

† Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Governador Valadares (UFJF-GV). E-mail: vinicius.firme@ufjf.br

1 Introdução

O alcance da política monetária, quanto ao seu impacto sobre a produção, foi tema recorrente na segunda metade do século XX (DE VROEY, 2016). Entre 1950-60, propunha-se que a expansão monetária, ao estimular a demanda, seria útil ao crescimento econômico (SAMUELSON; SOLOW, 1960). Porém, o descontrole inflacionário, vivenciado pelos EUA, Japão e Reino Unido, na década de 1970 (DE VROEY, 2016), e por alguns países latinos (e.g.: Bolívia, Peru, Nicarágua, Argentina e Brasil), na década de 1980 (BRESSER-PEREIRA; NAKANO, 1991), fez com que os principais bancos centrais focassem na estabilidade dos preços, a despeito da produção.

Embora não ortodoxa, a expansão monetária vem sendo usada no Japão, para impulsionar a economia, desde o início da década de 1990. Ainda que a taxa de juros seja o principal mecanismo de transmissão da política monetária (BERNANKE; BLINDER, 1992; MENDONÇA, 2001), Takagi (2015) afirma que o banco central japonês (BoJ) baseou-se meramente na oferta de moeda, ignorando os juros básicos que, em 1996, já eram inferiores a 1% a.a. (IPEADATA, 2020)¹. Tal política duraria até a crise do *subprime*, em 2008.

Diferentemente do Japão, Oreiro *et al.* (2006) afirma que a taxa de juros brasileira manteve-se “elevadíssima” na década de 1990 e meados de 2000, até mesmo para o padrão de países subdesenvolvidos (SERRANO, 2010). Apesar do antagonismo monetário, ambos os países cresceram, de forma acelerada, após a II Guerra e enfrentaram crises econômicas nas décadas de 1980 (Brasil) e 1990 (Japão). No Japão, o crescimento de 6,5% a.a. (entre 1950-1991) foi interrompido, no início da década de 1990, por uma bolha de ativos que gerou deflação e reduziu o crescimento para 0,9% ao ano entre 1992-2014 (TORRES FILHO, 2015). No Brasil, o avanço no pós-guerra deveu-se à expansão industrial, basicamente custeada pelo Estado (SERRA, 1982) e, a partir de 1970, por capitais estrangeiros (ABREU *et al.*, 1989). Todavia, devido ao descontrole fiscal, a década de 1980 e meados de 1990 foram marcadas pela hiperinflação e desaceleração econômica (FONSECA; CUNHA; BICHARA, 2013)².

Em abril/1995, o Japão passou a reduzir os juros e, em fevereiro/1999, adotou uma política de juros zero (*Zero Interest Rate Policy* – ZIRP) (FUJIKI; OKINA; SHIRATSUKA *et al.*, 2001). Contudo, dada a deflação persistente³, o banco japonês tornou-se ainda mais arrojado e, em 2001, iniciou uma prática conhecida como *Quantitative Easing* – QE (NAKANO, 2016) que, segundo Fujiki, Okina, Shiratsuka *et al.* (2001), consistia em inflacionar os títulos públicos japoneses por meio da compra em larga escala. Acreditava-se que tal prática transbordaria para os demais preços, inibindo a deflação⁴. Após a desaceleração chinesa, em 2016, prejudicar a já combatida economia japonesa, o

¹A despeito da relevância dos juros, (COCHRANE, 2018) afirma que teorias alternativas, sobre os efeitos econômicos ocasionados pelo estoque de moeda, ganharam força, principalmente, após a crise de 2008.

²Nesse período, o país testou congelamentos (heterodoxos) de preços (Cruzado/1986, Bresser/1987 e Verão/1989) e restrições (ortodoxas) fiscais e monetárias (Collor I, 1990-91). Porém, a inflação inercial frustrou qualquer controle duradouro dos preços (PEREIRA, 1991; GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

³Os problemas oriundos da deflação consistem em: a) aumentar a dívida real de mutuários e a inadimplência; b) redistribuir a renda favoravelmente aos indivíduos com menor propensão ao consumo; c) prejudicar o investimento e induzir empresas à falência, visto que os salários são menos flexíveis que os demais preços (MANKIW, 2015).

⁴Cogitou-se a prática de juros nominais negativos em 2001. Contudo, tal medida demandava ajustes no sistema financeiro japonês, que, na época, não aceitava valores negativos (FUJIKI; OKINA;

BoJ decide iniciar uma audaciosa política de juros nominais negativos (*Negative Interest Rate Policy* - NIRP) (JOYCE *et al.*, 2012)⁵.

No Brasil, a hiperinflação acabara de ser controlada via Plano Real (1994) e, após implementar o câmbio flutuante, em 1999, o país também reduziu os juros. Todavia, a taxa básica manteve-se bastante elevada (superior a 2 dígitos), propiciando *spreads* bancários bem acima da média internacional (OREIRO *et al.*, 2006). Para Resende (2017), os altos juros brasileiros se devem a questões culturais (bancos afeitos a altos *spreads* e população com propensão elevada a consumir e baixa a poupar), psicológicas (memória inflacionária impulsiona demais os preços quando os juros caem) e fiscais (endividamento crescente requer altas taxas de juros para combater a inflação).

Já Nakano (2016) afirma que os juros baixos praticados no Japão têm origem demográfica. O fato é que o país enfrenta um severo envelhecimento populacional associado a baixas taxas de natalidade. Embora esse fenômeno seja comum em economias desenvolvidas, o autor sugere que o caso japonês tem sido mais acentuado e as políticas locais de imigração e incentivo à natalidade são tímidas. Como resultado, a demanda interna vem caindo gradualmente no Japão, derrubando os preços nacionais e forçando o BoJ a reduzir os juros na tentativa estimular o consumo. A título de comparação, a taxa básica de juros no Brasil e no Japão, em 2016, foi de 14,03% e -0,31% ao ano, respectivamente (IPEADATA, 2020).

Como o Japão precisou lidar com a deflação e apostou na expansão monetária (QE), com juros próximos de zero (ZIRP) ou mesmo negativos (NIRP), enquanto o Brasil permaneceu com a prática de juros elevados a fim de afastar o fantasma da hiperinflação, buscou-se verificar como essas políticas distintas afetaram a atividade econômica em ambos os casos. Embora existam indícios de que a política monetária afete a produção (ARAÚJO; DIAS, 2006; GALI, 2018), inclusive no longo prazo (SANTOS *et al.*, 2015), não foram encontradas pesquisas que analisassem esses efeitos em situações tão antagônicas quanto as aqui propostas. Desse modo, estimou-se modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL), com dados trimestrais entre 1996-2019, para o Brasil e o Japão.

Os resultados indicam que as políticas fiscais e monetárias apresentam certa interdependência, reforçando os achados de Santos *et al.* (2015), para o Brasil, e Gali (2018), para economias com juros próximos a zero (*e.g.*: Japão). Ademais, a análise dos impactos das variáveis nominais e reais revelou que as políticas monetárias com potencial inflacionário (*e.g.*: elevações nominais nos juros, na oferta de moeda e/ou desvalorizações nominais do câmbio) tendem a ser mais bem recebidas no Japão e são potencialmente nocivas ao Brasil. Tais resultados corroboram a literatura que sugere que o baixo crescimento japonês se deve à permanente deflação nacional (CARGILL, 2001; BAIG, 2003; ITO; MISHKIN, 2006; NAKANO, 2016), enquanto a economia brasileira estaria presa em um recorrente combate à crônica inflação interna, que foi atenuada (mas não eliminada) via Plano Real (CARVALHO, 2014). Embora existam estudos

SHIRATSUKA *et al.*, 2001).

⁵A NIRP requer a taxação (*carry tax*) da moeda ociosa mantida pelos bancos comerciais (GOODFRIEND, 2000). O sistema japonês, prevê três taxas de juros sobre os depósitos que os bancos submetem ao BoJ (*three-tier system*), sendo a primeira positiva, a segunda zero e a terceira negativa. Esta última, incide sobre parte dos depósitos voluntários, estimulando a oferta de crédito (para evitar a *carry tax*), mesmo que a juros negativos (SHIRAI, 2018).

sobre os impactos econômicos da política monetária brasileira e japonesa⁶, acredita-se que a metodologia utilizada somada à análise conjunta, voltada para países tão díspares na condução monetária, seriam os principais diferenciais desta pesquisa.

O restante do trabalho está, assim, estruturado: a segunda seção traz uma revisão dos trabalhos que serviram de base para os modelos estimados nesta pesquisa. A terceira seção contém a metodologia associada ao ARDL e a base de dados usada. Em sequência, encontram-se os resultados, considerações finais, referências e apêndice.

2 Revisão de literatura

A seção anterior revelou que as políticas monetárias têm sido bastante distintas no Brasil e no Japão. Enquanto o primeiro mantém juros elevados para afastar o temor da hiperinflação (vivenciada entre 1980 e meados de 1990), o segundo usa juros próximos a zero, ou mesmo negativos, para inibir a crônica deflação que assola o país desde a década de 1990⁷. Diante disso, pretende-se avaliar o efeito das políticas monetárias, praticada por ambos os países, sobre suas respectivas economias. Para tanto, consideraram-se os principais mecanismos de transmissão dessa política e os efeitos indiretos oriundos das políticas fiscais.

A literatura sugere que a transmissão da política monetária, para a economia, ocorreria via taxas de juro e de câmbio, preço dos ativos, oferta de crédito e expectativas dos agentes (TAYLOR, 1995; MENDONÇA, 2001; MISHKIN, 2018; BCB, 2020)⁸. Dentre estes, Bernanke e Blinder (1992) e Mendonça (2001) afirmam que a taxa de juros seria o principal reflexo da política monetária e teria relação inversa com o consumo, o investimento e a atividade econômica⁹. Empiricamente, essa associação inversa, entre juros e produção, foi constatada por Bernanke e Gertler (1995), Kapetanios *et al.* (2012), Pesaran e Smith (2016), Araújo e Dias (2006), Chu e Cozzi (2014) e Santos *et al.* (2015).

Quanto à taxa de câmbio, estudos sugerem que expansões monetárias desvalorizariam o câmbio, estimulando as exportações líquidas e a própria atividade econômica. Tal hipótese foi confirmada por Razin e Collins (1997), Glüzmann, Levy-Yeyati e Sturzenegger (2012), Kogid *et al.* (2012), Santos *et al.* (2015) e Jovic *et al.* (2019). Alternativamente, Ma e Kao (1990) afirmam que uma desvalorização cambial elevaria os custos de países majoritariamente importadores, prejudicando a produção.

⁶A prática de juros negativos (NIRP), usada no Japão, é recente e existem poucos trabalhos sobre seus impactos (ARTETA *et al.*, 2016; ARTETA; STOCKER, 2015; EISENSHMIDT; SMETS, 2019). Já os juros elevados, no Brasil, revelaram-se prejudiciais ao crescimento em diferentes estudos (MENDONÇA, 2001; BARBOSA-FILHO, 2017; CRUZ; NAKABASHI; SCATOLIN, 2008; KANCZUK, 2002; ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009)

⁷Apesar da deflação japonesa, a adoção de metas de inflação foi bem recebida no país (em 2013), com valorização cambial e no mercado de ações (NAKANO, 2016). No Brasil, a despeito da inflação recente, há quem diga que as metas, iniciadas em 1999, explicariam o baixo crescimento interno (SICSÚ, 2020; ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009).

⁸Dada a dificuldade em se obter séries trimestrais adequadas e comparáveis (entre o Brasil e o Japão) sobre a oferta de crédito e a expectativa dos agentes, ambas foram desconsideradas nesta pesquisa.

⁹Indiretamente, juros menores poderiam facilitar empréstimos e estimular as exportações, via desvalorização cambial (TAYLOR, 1995), além de favorecer o mercado acionário (SOARES; FIRME; LIMA JÚNIOR, 2021).

No que tange ao preço dos ativos, acredita-se que uma contração monetária estimularia a demanda por títulos públicos (cuja remuneração é atrelada ao juro), em detrimento das ações. Logo, o mercado acionário seria prejudicado, dificultando a obtenção de recursos (necessários ao investimento) pelas empresas e restringindo a renda e o consumo dos acionistas. Em ambos os casos, a queda das ações poderia comprometer a produção (MENDONÇA, 2001; SOARES; FIRME; LIMA JÚNIOR, 2021). Dentre os autores que verificaram essa relação positiva entre o preço das ações e a atividade econômica, destacam-se: Fama (1981), Barro (1990), Levine e Zervos (1998), Estrella e Mishkin (1998) e Foresti (2007).

Outros três fenômenos monetários, considerados nesta pesquisa, referem-se à oferta de moeda, ao nível de preços e à volatilidade dos preços. O possível efeito positivo da expansão monetária sobre a produção já havia sido identificado por David Hume, no século XVII (MANKIW, 2015). Embora essa prática fosse indicada, nas décadas de 1950 e 1960, para estimular o crescimento (SAMUELSON; SOLOW, 1960) ela perdeu espaço nos anos seguintes devido ao descontrole inflacionário (DE VROEY, 2016). Somente nos anos 2000, com as propostas de *Quantitative Easing* - QE (NAKANO, 2016), que a oferta de moeda voltou a ganhar destaque. Desde então alguns autores já mostraram que essa política poderia estimular a atividade econômica (CHEN; CÚRDIA; FERRERO, 2012; KAPETANIOS *et al.*, 2012; GAGNON, 2016; LIMA-JÚNIOR *et al.*, 2016; PESARAN; SMITH, 2016).

Segundo a *Teoria Quantitativa da Moeda* (TQM)¹⁰, o nível de preços seria mais um fenômeno monetário, ou seja, haveria inflação sempre que houvesse expansão monetária. Além disso, o aumento da oferta de moeda impulsionaria a demanda interna (via redução dos juros) e externa (via desvalorização do câmbio), gerando pressão sobre os preços (MANKIW, 2015). Independentemente da ótica, o fato é que a política monetária afeta os preços e estudos sugerem que tanto uma elevação no nível quanto na volatilidade dos preços poderia gerar incerteza, com reflexos negativos sobre a produção (HOLLAND, 1993; GOLOB, 1994; WILSON; CULVER, 1999; JUDSON; ORPHANIDES, 1999; ACEMOGLU *et al.*, 2003; SANTOS *et al.*, 2015).

Quanto à interferência da política fiscal sobre a monetária, o modelo IS-LM, referência básica nos livros-textos de macroeconomia (GALI, 1992), sugere que ambas as políticas são inter-relacionadas e não deveriam ser analisadas em separado (MANKIW, 2015). Além disso, os adeptos da “*Teoria Fiscal do Nível de Preços*” reforçam que o controle monetário só seria efetivo, no combate à inflação, mediante um ajuste fiscal, que garanta a solvência das contas públicas (SARGENT; WALLACE *et al.*, 1981; SIMS, 2004; COCHRANE, 2018). Portanto, torna-se pertinente a inclusão de variáveis de controle, que representem o lado fiscal. Desse modo, os gastos governamentais e a dívida pública foram incluídos na pesquisa.

O efeito positivo dos gastos públicos sobre a atividade econômica está bem definido na literatura (MANKIW, 2015) e vem sendo corroborado empiricamente por Blanchard e Perotti (2002), Mountford e Uhlig (2009) e Peres e Ellery Junior (2009). Em se tratando da dívida pública, Elmendorf e Mankiw (1999) afirmam que o endividamento (via redução de impostos e/ou aumento

¹⁰Proposta, inicialmente, por Hume (1752) e aprimorada por Thornton (1802), Ricardo (1844) e Fisher (1911), a TQM estabelece que “ $MV=PY$ ” onde M e V refletem a oferta e a velocidade de circulação da moeda, enquanto P e Y são os níveis de preços e de produção (PAULA *et al.*, 2013).

dos gastos) poderia aumentar a renda disponível no curto prazo, estimulando a demanda e a produção. Todavia, no longo prazo, tal política geraria redução da poupança interna (para o pagamento da dívida) e aumento nos juros, com reflexos negativos sobre o investimento e a atividade econômica. O efeito negativo dessa variável sobre a produção já foi verificado por Greiner (2008), Minea e Villieu (2009) e Santos *et al.* (2015).

A maioria da literatura consultada estimou modelos com variáveis em valores reais (*e.g.*: Kapetanios *et al.* (2012), Kogid *et al.* (2012) e Razin e Collins (1997)). Todavia, como existem autores que consideraram a possibilidade de que variações nominais também afetem a produção (*e.g.*: Araújo e Dias (2006), Kogid *et al.* (2012), Santos *et al.* (2015) e Jovic *et al.* (2019)), ambas as hipóteses foram testadas. Quanto ao método, os trabalhos aqui revisados revelam a prevalência de modelos estimados via Vetores Autorregressivos - VAR (BERNANKE; GERTLER, 1995; BLANCHARD; PEROTTI, 2002; MOUNTFORD; UHLIG, 2009; ARAÚJO; DIAS, 2006; PERES; ELLERY JUNIOR, 2009; KAPETANIOS *et al.*, 2012), Vetores de Correção de Erros - VEC (SANTOS *et al.*, 2015) e modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas - ARDL (KOGID *et al.*, 2012; LIMA-JÚNIOR *et al.*, 2016; PESARAN; SMITH, 2016). Como o ARDL possui algumas vantagens (ver metodologia) e permite análises de curto e longo prazo, essa metodologia foi selecionada¹¹.

De modo geral, esta seção permite inferir que a atividade econômica real (y) depende da taxa de câmbio nominal (E) ou real (e), da taxa de juros nominal (i) ou real (r), da oferta de moeda em termos nominais (M) ou reais (m), do nível (p) e da volatilidade dos preços (vp), do preço das ações (pa), dos gastos governamentais (G) e da dívida externa (DE). Formalmente¹²:

$$y = f\left(\overbrace{E/e}^{+/-}, \overbrace{i/r}^{-}, \overbrace{M/m}^{+}, \overbrace{p}^{-}, \overbrace{vp}^{-}, \overbrace{pa}^{+}, \overbrace{G}^{+}, \overbrace{DE}^{+} \right) \quad (1)$$

Ainda que a Equação (1) revele os possíveis efeitos da política monetária sobre a produção (y), ressalta-se que esses impactos podem divergir em um cenário de juros próximos a zero (*Zero Lower Bound* – ZLB). Nessa situação, a diminuição dos juros de curto prazo seria impraticável. Apesar disso, Gali (2018) e Sims e Wu (2019) afirmam que o Banco Central (BC) poderia estimular a economia via redução dos juros de longo prazo, mesmo na presença de ZLB. Como os juros de longo prazo dependem do somatório dos juros esperados de curto prazo (livres de risco) mais um prêmio de risco, o BC precisaria criar uma expectativa de redução dos juros futuros (*forward guidance policies* - FGP) e/ou reduzir o prêmio de risco via compra de títulos de médio e longo prazos (*Quantitative Easing* - QE)¹³. Para Gali (2018), o sucesso da FGP dependeria da credibilidade do BC. Já Sims e Wu (2019) sugerem que a prática de QE tenderia a gerar impactos semelhantes a uma redução tradicional nos juros. Todavia, os autores ressaltam que, em um cenário tradicional, o efeito de um choque exógeno na taxa de juros natural, sobre a inflação e o produto,

¹¹Boa parte do “*mainstream*” assume que as políticas monetárias afetariam a economia real apenas no curto prazo, onde há rigidez de preços. No longo prazo, a neutralidade da moeda é retomada devido à flexibilidade dos preços (MANKIW, 2015). Como o “longo prazo” do ARDL depende apenas das defasagens consideradas nas estimações e, portanto, difere da teoria econômica, pode haver divergência entre os resultados teóricos e empíricos (estimados).

¹²Os sobrescritos representam os sinais esperados das respectivas variáveis.

¹³A relação entre QE e o prêmio de risco é analisada em detalhes por Gagnon *et al.* (2011)

poderia ser anulado pela política monetária. Já no ZLB, a prática da QE anularia o efeito sobre uma das variáveis (e.g.: inflação) e apenas atenuaria o efeito sobre a outra (e.g.: produto).

3 Metodologia e base de dados

A seção anterior revelou a prevalência de modelos do tipo VAR, VEC e ARDL para avaliar os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Nesta pesquisa, optou-se pelo ARDL, de Pesaran, Shin *et al.* (1995), pela sua capacidade de: a) admitir a possibilidade de cointegração entre variáveis I(0) (estacionárias em nível) e/ou I(1) (estacionárias na primeira diferença)¹⁴; b) permitir análises de curto e longo prazo (quando há cointegração); c) controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos¹⁵; d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos via cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (GREENE, 2008; NKORO; UKO *et al.*, 2016).

Como o ARDL só admite a cointegração de variáveis I(0) e I(1), usaram-se os testes de Dickey Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), assim como Araújo e Dias (2006) e Santos *et al.* (2015), para verificar a ordem de integração das mesmas. Ambos adotam a não estacionariedade (*i.e.*: há raiz unitária) como hipótese nula (H0). Assim, se as séries forem I(0) ou I(1), são efetuadas regressões via MQO (Equação (2)), definindo-se as defasagens das variáveis explicativas via critério de Akaike (AIC) ou Schwarz (SC)¹⁶. Feito isso, deve-se assegurar que os resíduos da regressão selecionada são normais, homocedásticos e sem autocorrelação serial – ACS (GREENE, 2008)¹⁷.

A heterocedasticidade e a ACS residual podem ser contornadas, respectivamente, via matriz de White (1980) e procedimento HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*), de Newey e West (1986). Ademais, a não normalidade pode ser solucionada ao controlar os resíduos discrepantes (via *dummies*), conforme Maranduba Júnior e Almeida (2009) e Firme e Simão Filho (2014).

A Equação (2), para um ARDL típico, revela que é explicada por suas defasagens (y_{t-i} , com $i = 1, \dots, p$) e por k variáveis explicativas (matriz X), que podem ser defasadas ou não ($X_{j,t-i}$, sendo $i = 0, \dots, q_j$ defasagens e $j = 1, \dots, k$ variáveis). α e u_t referem-se à constante e ao resíduo, enquanto γ_i e β_j , i são coeficientes de impacto, respectivamente. Geralmente, usa-se a notação ARDL (p, q_1, \dots, q_k), onde p , q_1 e q_k revelam as defasagens máximas da variável dependente y e de cada variável explicativa ($X_{j=1 \dots k}$), respectivamente (GREENE, 2008)¹⁸.

¹⁴A cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só admite variáveis com a mesma ordem.

¹⁵"Since each of the underlying variables stands as a single equation, endogeneity is less of a problem in the ARDL technique because it is free of residual correlation (*i.e.* all variables are assumed endogenous). Also, it enable us analyze the reference model". (NKORO; UKO *et al.*, 2016, p. 78-79)

¹⁶Optou-se pelo critério AIC, que tende a incluir mais defasagens quando comparado ao SC.

¹⁷Verificou-se a homocedasticidade (H0) via teste BPG, de Breusch e Pagan (1979) e Godfrey (1978b), a ausência de ACS (H0) via teste BG de Breusch (1978) e Godfrey (1978a) e a normalidade dos resíduos (H0) via teste de Jarque e Bera (1980). Todos os testes estão disponíveis no *software* EViews 11.

¹⁸Diferentemente dos modelos autorregressivos integrados de média móvel (ARIMA), que requerem a definição da ordem de integração e dos termos autorregressivo e de média móvel (ARÊDES; PEREIRA, 2008; FREDO; MARGARIDO, 2008), o ARDL admite a cointegração de variáveis I(0) e/ou I(1). Assim, havendo cointegração, a identificação do ARDL(p, q_1, \dots, q_k) consiste em definir as

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X'_{j,t-i} \beta_{j,i} + u_t \quad (2)$$

Com base nas relações intertemporais da Equação (2), pode-se mensurar os impactos de curto e de longo prazo das variáveis explicativas. Para tanto, basta que o modelo estimado seja cointegrado e possua resíduos bem-comportados (GREENE, 2008). Logo, valendo-se do teste de fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001), pode-se verificar a hipótese de cointegração entre variáveis I(0) e I(1)¹⁹. Assim, se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior, assume-se que há cointegração (rejeita-se a hipótese nula, H_0), caso contrário, se a estatística F for menor que o valor crítico inferior, não há cointegração (aceita-se H_0). Por fim, se a estatística estiver no intervalo entre o valor crítico inferior e superior, o teste é inconclusivo.

Formalmente, o teste PSS (2001) consiste em estimar a equação (3), com variáveis em nível e diferença (Δ) e verificar se $H_0 : \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$ (i.e. não há cointegração):

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X'_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X'_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (3)$$

onde ρ e δ_j são parâmetros que medem o impacto de longo prazo associado à variável dependente defasada (y_{t-1}) e às variáveis explicativas defasadas ($X_{j,t-1}$), ambas em nível.

Rejeitando-se H_0 (i.e.: existe cointegração), usam-se os resultados da Equação (2) para obter os coeficientes de longo prazo, das j variáveis explicativas (θ_j). Logo (GREENE, 2008):

$$\theta_j = \left(\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} \right) / \left(1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i \right) \quad (4)$$

Portanto, o impacto de longo prazo (θ_j) é o somatório dos impactos intertemporais da própria variável j ($\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}$) ponderado pelo efeito multiplicador das defasagens da variável dependente ($1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i$), ambos estimados na Equação (2).

Ao tomar a Equação (2) em diferença (Δ) e filtrar os efeitos de longo prazo (usando os θ_j da Equação (4)) via Vetor de Correção de Erros (VCE), pode-se medir tanto os efeitos de curto prazo das variáveis explicativas ($\beta_{j,i}^*$) e das defasagens da variável dependente (γ_i^*) quanto a velocidade de ajustamento do modelo (ϕ), que mede o tempo necessário para que a variável dependente (y_t) se estabilize, após um choque qualquer (GREENE, 2008). Formalmente:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X'_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \phi VCE_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

defasagens da variável dependente p e das k variáveis explicativas (q_k) que minimizam um critério de informação previamente determinado (e.g.: AIC, SC, entre outros).

¹⁹"The ARDL cointegration technique is used in determining the long run relationship between series with different order of integration (...). The reparametrized result gives the short-run dynamics and long run relationship of the considered variables." (NKORO; UKO et al., 2016, p. 68)

Em que: $VCE_t = y_t - \alpha - \sum_{j=0}^k X'_{j,t} \theta_j$; $\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m$; $\beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m}$.

O procedimento exposto nesta seção foi usado para avaliar o impacto da política monetária brasileira e japonesa sobre suas respectivas economias entre 1996-2019. Para tanto, estimou-se a Equação (2) (ARDL), com y_t representando a atividade econômica real de cada país X_j como a matriz que contém as variáveis explicativas (expostas na Equação (1)). Admitiu-se o limite de $i = 1, \dots, 6$ defasagens (ou 1,5 ano) para as variáveis explicativas.

3.1 Base de Dados

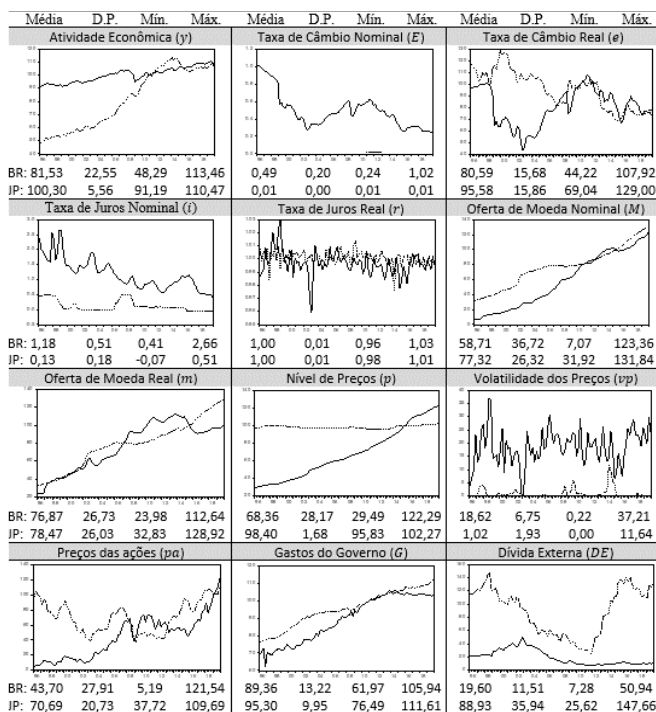
Esta pesquisa contou com dados trimestrais de 1996 a 2019 (*i.e.*: 96 observações). A frequência considerada facilita a obtenção de dados macroeconômicos, evita alguns problemas de sazonalidade e volatilidade (comuns em informações diárias e mensais) e permite incluir mais observações do que seria possível em dados semestrais e anuais. Já o período adotado permitiu a adoção de *proxies* semelhantes para o Brasil e o Japão, de modo que os modelos estimados são comparáveis entre os países. Conforme indicado na Equação (1), as variáveis consideradas, nesta pesquisa, foram: ²⁰

- Atividade Econômica real – $\ln(y)$: o PIB corrente brasileiro, em milhões de Reais (R\$), foi convertido em valores constantes de 2011 via IPCA (IPEADATA, 2020) e dessazonalizado no EVIEWS, via CENSUS X13. Feito isso, a série foi transformada em índice (2011_T1 = 100). Analogamente, o PIB japonês, dessazonalizado e avaliado em bilhões de Yens (¥), constantes de 2011 (FRED, 2020), também foi convertido em índice (2011_T1 = 100).
- Câmbio nominal e real – $\ln(E)$ e $\ln(e)$: usou-se o câmbio nominal brasileiro (US\$/R\$) e japonês (US\$/¥) em relação ao dólar americano. O câmbio real considerou os preços internos e os câmbios nominais dos principais parceiros comerciais dos dois países (*Real Broad Effective Exchange Rate* - FRED (2020)). Um aumento de E ou e representa uma apreciação do cambial nominal ou real, respectivamente.
- Juros nominais e reais – (i) e (r) : a taxa básica de juros brasileira (*SELIC/Overnight* - IPEADATA (2020)) e japonesa (*Immediate Call Money/Interbank Rate* - FRED (2020)), ambas convertidas em médias trimestrais, foram transformadas em valores reais com base no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) de cada país (FRED, 2020)²¹.
- Oferta de moeda nominal e real – $\ln(M)$ e $\ln(m)$: o índice M1 (liquidez imediata)²², referente à oferta de moeda brasileira e japonesa (ambos com 2015=100), foi transformado em valores reais com base no IPC de cada país (FRED, 2020).
- Nível e volatilidade dos preços – $\ln(p)$ e $\ln(vp)$: para captar o nível de preços, usou-se o IPC (2015=100) do Brasil e do Japão (FRED, 2020). A

²⁰Exceto pelo juro, que já é uma taxa, todas as variáveis foram tomadas em logaritmo (\ln) para que os coeficientes estimados reflitam as elasticidades entre as variáveis explicativas e a dependente (WOOLDRIDGE, 2010)

²¹Formalmente: $Taxa\ de\ juros\ real = (1 + taxa\ de\ juros\ nominal)/(1 + taxa\ de\ inflação)$.

²²Somatório da oferta de moeda em poder do público e os depósitos à vista nos bancos comerciais.

Figura 1: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados apresentados nesta seção.

Nota: D.P. = desvio-padrão; Mín. = valor mínimo; Máx. = valor máximo; Brasil - BR (—) Japão - JP (---).

volatilidade, de cada país, considerou o seguinte cálculo: $vp_t = (p_t - \bar{p})^2$, sendo \bar{p} a média de preços entre 1996-2019.

- Preço do mercado de ações – $\ln(pa)$: as pontuações associadas às bolsas de valores brasileira (IBOVESPA) e japonesa (NIKKEI), disponíveis no IPEADATA (2020) e FRED (2020), respectivamente, foram transformados em índices (2019_T1 = 100).
- Gastos Governamentais – $\ln(G)$: os gastos do Brasil e Japão, em valores constantes da própria moeda nacional (FRED, 2020), foram convertidos em índices (2011_T1 = 100).
- Dívida Externa – $\ln(DE)$: usou-se o montante de títulos da dívida pública em circulação, destinados ao mercado internacional (*Amount Outstanding of International Debt Securities for Issuers in General Government Sector*), dividido pelo PIB do referido período, ambos avaliados em milhões de US\$ correntes (FRED, 2020).

A Figura 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

4 Resultados

Os testes de raiz unitária sugerem que apenas os juros reais (r^{BR} e r^{JP}) e a volatilidade de preços (vp^{BR} e vp^{JP}), de ambos os países, bem como o juro nominal brasileiro (i^{BR})²³ e o câmbio real japonês (e^{JP}), são estacionários em nível, ou seja, possuem ordem de integração I(0). Apesar disso, todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença, I(1), indicando que os dados são adequados ao método ARDL (Tabela 1)²⁴. No caso da dívida externa japonesa (DE^{JP}), a estacionariedade em primeira diferença (Δ) é garantida apenas com um nível de significância de 15% (pouco usual) no teste ADF. Contudo, como o teste PP sugere que ΔDE^{JP} seria estacionária, até mesmo a 1% de significância, e os testes PSS (2001), envolvendo essa variável, não indicaram problemas de cointegração (Tabela 2), optou-se por mantê-la nas análises.

Conforme descrito na Tabela 2, foram consideradas especificações com variáveis nominais (Modelos A a D) e reais (Modelos E a H), contendo apenas aspectos monetários, sem controles fiscais (Modelos A, C, E, G) e com os referidos controles (Modelos B, D, F, H)²⁵. Os resultados, baseados no critério AIC²⁶, indicam que os modelos têm boa capacidade explicativa (elevado $R^2_{ajustado}$) e variáveis cointegradas (teste PSS, 2001)²⁷, que admitem inferências de curto e longo prazo sobre os impactos estimados²⁸. Ademais, não houve casos de não normalidade nos resíduos (teste de Jarque-Bera) e os eventuais problemas de heterocedasticidade (Modelos E e G) e/ou autocorrelação serial (Modelos B, D e F) foram corrigidos via matriz de White e procedimento HAC, respectivamente.

O modelo A, apenas com variáveis nominais de política monetária, definido após 100 842 estimativas, indica que uma valorização cambial (E) de 10% estimularia o PIB real brasileiro em 0,48%, no mesmo trimestre, chegando a 0,65%, nos períodos seguintes (soma dos efeitos parciais de curto prazo), atingindo um total de 2,21% (longo prazo), após 8 trimestres²⁹. No Japão (Modelo C), a mesma política reduziria o PIB real em -1.86% no curto prazo (soma dos efeitos parciais). Porém, o efeito total também seria positivo, gerando um crescimento de 0,21% no longo prazo, após 1,05 trimestre (Tabela 2). Para Mankiw (2015, Cap. 6), as oscilações no câmbio nominal (E)

²³A integração I(0) dessa variável foi verificada apenas no teste PP.

²⁴"ARDL cointegration technique is preferable when dealing with variables that are integrated of different order, I(0), I(1) or combination of both... However, this technique will crash in the presence of integrated stochastic trend of I(2)" (NKORO; UKO *et al.*, 2016)

²⁵A rigor, o preço das ações (pa) seria um reflexo monetário (rever seção 2). Mas a teoria do "q de Tobin" sugere que pa estaria diretamente associada ao investimento (SUMMERS *et al.*, 1981; HAYASHI, 1982) e, portanto, não seria "neutra" no longo prazo. Logo, optou-se por incluí-la de forma separada (juntamente com as variáveis fiscais).

²⁶Estimativas com base no critério SC também foram efetuadas. Todavia, como esse critério tende a selecionar modelos mais parcimoniosos (com menos defasagens), muitos deles apresentaram problemas nos resíduos.

²⁷A cointegração é reforçada pelos coeficientes negativos e significativos associados ao vetor de correção de erros (VCE), que revelam a velocidade com que um choque qualquer converge para o equilíbrio de longo prazo.

²⁸O efeito de longo prazo (j) considera a Eq. 4 e os coeficientes da Tabela A.1 (Apêndice A). No caso do câmbio nominal brasileiro (E), no Modelo A da Tabela 2, tem-se que (Nota: o *software* considera 6 casas decimais): $\theta_{j=E} = \frac{(0,048-0,003+0,033-0,005)}{[1-(0,747-0,158+0,224-1,164+0,226)]} \cong 0,221$

²⁹A velocidade de convergência (VC) do choque inicial baseia-se no coeficiente (ϕ) associado ao vetor de correção de erro (VCE) (veja expressão (5)). Formalmente: $VC = \frac{1}{|\phi|}$.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária

| País | Variável | Símbolo | Variável em Nível: I(0) | | Variável em Diferença: I(1) | |
|-------------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|------------|-----------------------------|------------|
| | | | ADF | PP | ADF | PP |
| Brasil | Atividade Econômica | $\ln(y^{BR})$ | - 0,304 | - 0,148 | - 8,029*** | - 8,052*** |
| | Taxa de Câmbio Nominal | $\ln(E^{BR})$ | - 2,018 | - 1,782 | - 7,433*** | - 7,271*** |
| | Taxa de Câmbio Real | $\ln(e^{BR})$ | - 2,359 | - 2,044 | - 7,674*** | - 7,464*** |
| | Taxa de Juros Nominal | i^{BR} | - 2,843 | - 3,857** | -10,536*** | -12,484*** |
| | Taxa de Juros Real | r^{BR} | - 3,999** | - 5,570*** | -11,803*** | -18,651*** |
| | Oferta de Moeda Nominal | $\ln(M^{BR})$ | - 2,670 | - 1,728 | - 6,090*** | - 6,547*** |
| | Oferta de Moeda Real | $\ln(m^{BR})$ | - 2,544 | - 1,939 | - 6,723*** | - 6,163*** |
| | Nível de Preços | $\ln(p^{BR})$ | - 2,028 | - 1,479 | - 3,728** | - 5,565*** |
| | Volatilidade de Preços | $\ln(vp^{BR})$ | - 6,470*** | - 5,317*** | -10,977*** | -20,208*** |
| | Preço das ações | $\ln(pa^{BR})$ | - 2,558 | - 2,627 | - 8,817*** | - 8,780*** |
| | Gastos do Governo | $\ln(G^{BR})$ | - 0,637 | - 1,403 | -16,456*** | -18,164*** |
| | Dívida Externa | $\ln(DE^{BR})$ | - 1,911 | - 1,698 | - 7,597*** | - 7,743*** |
| | Japão | Atividade Econômica | $\ln(y^{JP})$ | - 2,653 | - 2,653 | - 8,298*** |
| Taxa de Câmbio Nominal | | $\ln(E^{JP})$ | - 2,538 | - 2,121 | - 4,001** | - 7,475*** |
| Taxa de Câmbio Real | | $\ln(e^{JP})$ | - 3,267* | - 2,595 | - 4,487*** | - 8,133*** |
| Taxa de Juros Nominal | | i^{JP} | - 2,908 | - 2,411 | - 6,069*** | - 6,053*** |
| Taxa de Juros Real | | r^{JP} | -11,652*** | -11,627*** | -13,087*** | -71,424*** |
| Oferta de Moeda Nominal | | $\ln(M^{JP})$ | - 1,958 | - 1,910 | - 5,000*** | - 4,987*** |
| Oferta de Moeda Real | | $\ln(m^{JP})$ | - 1,865 | - 1,734 | - 5,331*** | - 5,256*** |
| Nível de Preços | | $\ln(p^{JP})$ | - 0,989 | - 0,946 | -10,940*** | -10,940*** |
| Volatilidade de Preços | | $\ln(vp^{JP})$ | - 5,537*** | - 5,537*** | -12,682*** | -16,303*** |
| Preço das ações | | $\ln(pa^{JP})$ | - 2,126 | - 1,720 | - 7,165*** | - 7,212*** |
| Gastos do Governo | | $\ln(G^{JP})$ | - 1,831 | - 1,834 | -10,722*** | -10,674*** |
| Dívida Externa | | $\ln(DE^{JP})$ | - 1,515 | - 0,740 | - 3,008# | - 9,820*** |

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EViews 11.

Nota: (1) ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) todos os testes ADF e PP contêm constante e tendência. Embora não reportados, os testes só com a constante indicaram que nenhuma variável, em diferença, apresentaria raiz unitária (considerando uma significância de, até, 10%).

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária

| | Variáveis Nominais (E, i, M, p) | | | | Variáveis Reais (e, r, m) | | | | |
|--|-------------------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------|-----------|
| | A (BR) | B (BR) ^(b) | C (JP) | D (JP) ^(b) | E (BR) ^(a) | F (BR) ^(b) | G (JP) ^(a) | H (JP) | |
| R^2 ajustado | 0,998 | 0,998 | 0,982 | 0,999 | 0,998 | 0,998 | 0,979 | 0,989 | |
| Critério de Akaike – AIC | -5,861 | -6,265 | -6,775 | -7,286 | -5,763 | -6,012 | -6,712 | -7,250 | |
| No. de Estimações | 100842 | 34588806 | 100842 | 34588806 | 14406 | 4941258 | 14406 | 4941258 | |
| PSS (2001) – H0: há coint. | 4,842*** | 7,875*** | 5,766*** | 9,288*** | 10,178*** | 10,557*** | 4,898*** | 8,290*** | |
| Teste BG – H0: sem ACS | 0,557 | 2,453** | 0,865 | 3,993*** | 0,690 | 1,915* | 1,404 | 1,033 | |
| Teste BPG – H0: homoc. | 1,124 | 0,618 | 0,634 | 0,718 | 1,501 [#] | 0,692 | 2,108** | 0,810 | |
| Teste JB – H0: erro normal | 1,885 | 0,432 | 1,520 | 2,684 | 2,810 | 1,734 | 1,057 | 0,659 | |
| Impactos de Curto Prazo – CP (efeito parcial): Obtidos via Eq. 5 | | | | | | | | | |
| Câmbio (0) | $D(E/e)$ | 0,048** | 0,014 | -0,033 | 0,017 | 0,045* | 0,023 | -0,048** | -0,019 |
| Efeito Total CP. | | 0,065 | 0,014 | -0,186 | -0,047 | 0,079 | -0,002 | -0,123 | -0,105 |
| Tx. Juros (0) | $D(i/r)$ | -0,031*** | -0,034* | 0,081*** | 0,034* | -0,151 | -0,028 | -0,08 | -0,029 |
| Efeito Total CP. | | -0,031 | 0,04 | 0,081 | 0,026 | -0,602 | -0,028 | -0,081 | 0,686 |
| Of. Moeda (0) | $D(M/m)$ | 0,066 | -0,177 [#] | -0,030 | 0,094** | 0,074*** | 0,045*** | 0,026*** | -0,146** |
| Efeito Total CP. | | 0,036 | -0,281 | -0,018 | 0,094 | 0,074 | 0,045 | 0,026 | -0,148 |
| Nível Preços (0) | $D(p)$ | -0,040 | -1,084* | 0,527** | -0,016 | - | - | - | - |
| Efeito Total CP. | | -0,04 | -2,524 | 0,696 | -0,366 | - | - | - | - |
| Vol. Preços (0) | $D(vp)$ | 0,001 | -0,014* | -0,001** | -0,0004 | 0,004 | 0,003 | 0,002*** | -0,002*** |
| Efeito Total CP. | | 0,001 | 0,021 | 0,002 | 0,002 | 0,004 | 0,003 | 0,002 | 0,003 |
| Gastos Gov. (0) | $D(G)$ | - | 0,010*** | - | -0,005*** | - | 0,005*** | - | -0,001 |
| Efeito Total CP. | | - | -0,008 | - | -0,016 | - | 0,005 | - | -0,004 |
| Dív. Externa (0) | $D(DE)$ | - | 0,002 [#] | - | 0,0001 | - | 0,002** | - | 0,000 |
| Efeito Total CP. | | - | 0,002 | - | 0,0004 | - | 0,002 | - | 0,000 |
| Preço ações (0) | $D(pa)$ | - | -0,024** | - | 0,025** | - | 0,008 | - | 0,009 |
| Efeito Total CP. | | - | -0,051 | - | 0,049 | - | 0,029 | - | -0,033 |
| Vet. Cor. Erro | VCE | -0,125*** | -1,191*** | -0,951*** | -1,428*** | -0,102*** | -0,330*** | -0,311*** | -1,364*** |
| Vel. Converg. | VC | 8,000 | 0,840 | 1,051 | 0,700 | 9,803 | 3,030 | 3,215 | 0,733 |

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EVIEWS 11.

Nota: (1) ***, **, * e [#] denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) nos modelos com sobrescrito (a) e (b), usou-se as matrizes de White (1980) e HAC – Newey e West (1986), respectivamente, para corrigir os problemas nos resíduos; (3) A Tabela A.2 contém todos os coeficientes de curto prazo estimados (Apêndice A).

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária (*continuação*)

| | | Variáveis Nominais (E, i, M, p) | | | | Variáveis Reais (e, r, m) | | | |
|--|-----------|-------------------------------------|-----------------------|-----------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------|
| | | A (BR) | B (BR) ^(b) | C (JP) | D (JP) ^(b) | E (BR) ^(a) | F (BR) ^(b) | G (JP) ^(a) | H (JP) |
| Impactos de Longo Prazo – LP (efeito total): Obtidos via Eq. 4 | | | | | | | | | |
| Câmbio | (E/e) | 0,221*** | 0,011 | 0,021** | 0,016 | 0,131* | 0,252*** | -0,134*** | -0,048*** |
| Taxa de Juros | (i/r) | -0,094# | -0,103*** | 0,041*** | 0,022*** | 3,594 | -0,084 | -1,203 | -0,665* |
| Oferta de Moeda | (M/m) | 0,503*** | -0,161*** | 0,139*** | 0,066*** | 0,727*** | 0,136** | 0,082*** | 0,039*** |
| Nível Preços | (p) | -0,318 | -0,066* | 0,740*** | 0,372* | - | - | - | - |
| Volatil. Preços | (vp) | 0,010 | -0,059*** | -0,003*** | -0,001*** | 0,043 | 0,008 | -0,005** | -0,004*** |
| Gastos Governo | (G) | - | 0,029*** | - | 0,002*** | - | 0,017*** | - | 0,003*** |
| Dívida Externa | (DE) | - | 0,001* | - | -0,0001** | - | 0,005*** | - | 0,0001*** |
| Preço das ações | (pa) | - | 0,027* | - | 0,039*** | - | 0,057** | - | 0,043*** |
| Constante | CTE | 4,131*** | 2,969*** | 0,709** | 2,301** | -2,936 | 0,949 | 6,060*** | 4,882*** |

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EVIEWS 11.

Nota: (1) ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) nos modelos com sobrescrito (a) e (b), usou-se as matrizes de White (1980) e HAC – Newey e West (1986), respectivamente, para corrigir os problemas nos resíduos; (3) A Tabela A.2 contém todos os coeficientes de curto prazo estimados (Apêndice A).

são, basicamente, provenientes dos preços internos (p). Portanto, apesar de p estar inserido nos modelos A e C, é possível que os indivíduos associem a valorização de E com uma queda em p . Isso explicaria o impacto reduzido da valorização nominal no Japão (avesso à deflação) e o maior efeito verificado no Brasil (avesso à inflação).

Conforme esperado (Tabela 2), uma elevação de um ponto percentual (p.p.) nos juros nominais (i) poderia reduzir a produção brasileira (Modelo A) entre -3,1% (curto prazo) e -9,4% (longo prazo). Contudo, a mesma política geraria um estímulo inicial de 8,1% (curto prazo) e total de 4,1% (longo prazo) no Japão (Modelo C). Novamente, a explicação pode estar atrelada ao histórico de inflação. Para Cargill (2001), Baig (2003) e Ito e Mishkin (2006), o lento crescimento japonês, nos últimos anos, se deve à incapacidade do BoJ em combater a deflação crônica do país³⁰. Como a inflação faz parte do juro nominal ($i = r + \text{inflação}$), um aumento em i pode estar relacionado a um processo inflacionário (ou seja: $\uparrow i \cong \uparrow \text{inflação}$). Tal cenário poderia gerar otimismo e uma perspectiva de crescimento no Japão (assolado pela deflação)³¹.

Ainda na Tabela 2 (Modelos A e C), verificou-se que um crescimento de 1% na oferta de moeda (M) poderia impulsionar a economia brasileira em 5,03% e a japonesa em 1,39% (efeitos totais). Além disso, tanto uma elevação no nível (p) quanto na volatilidade de preços (vp) revelaram-se incapazes de afetar a produção brasileira. No Japão, a inflação (p) parece estimular o PIB real, mas a volatilidade (vp) mostrou-se prejudicial. Os resultados associados à M e vp estão coerentes com a literatura apresentada na seção 2. Já o efeito benéfico da inflação (p), no Japão, parece reforçar a tese de que há uma forte aversão à deflação no país.

A inclusão de políticas fiscais (G e DE) e do preço das ações (pa), nos Modelos B e D (Tabela 2), revelou-se adequada (segundo os critérios AIC) e revelou que um crescimento nos gastos públicos (G) ou nos preços das ações (pa) beneficiaria ambos os países. Contudo, uma dívida externa maior (DE) se mostrou favorável à produção brasileira e prejudicial à economia japonesa. A literatura (rever seção 2) reconhece que um aumento da dívida pode estimular a demanda e a produção no curto prazo (caso brasileiro). Todavia, no longo prazo, os reflexos seriam negativos sobre o investimento e a atividade econômica (caso japonês). Portanto, pode-se inferir que os japoneses estariam mais cientes sobre os efeitos nocivos dessa prática na economia e seriam mais rápidos em antever e, assim, “realizar” seus impactos³².

Dada a interdependência entre o lado fiscal e monetário, é natural esperar que o controle de G , DE e pa altere os efeitos de E , i , M , p e vp (Modelos B e D). Exceto pela perda de significância do câmbio nominal (E), em ambos os países, não foram verificadas mudanças relevantes no Japão. Já no Brasil, os impactos da oferta monetária (M), do nível (p) e da volatilidade de preços (vp) tornaram-se negativos e significativos (-0.161, -0.066 e -0.059, respectivamente) (Tabela 2). Os efeitos de p e vp , no Brasil, estão coerentes com a

³⁰“But the most likely cause for deflation in Japan is a failure of monetary policy, since inflation or deflation is ultimately a monetary phenomenon. The Bank of Japan (BOJ) was unable to stop the inflation rate from turning negative, despite its various efforts.” (ITO; MISHKIN, 2006).

³¹O fato da taxa de juros real japonesa (r), cuja inflação já fora previamente descontada, apresentar sinal negativo e coerente com o esperado, nos modelos G e H, parece corroborar essa tese (Tabela 2).

³²Uma vez previsto, o impacto ocorreria como uma “profecia autorrealizável. Segundo Montes e Fonseca Nicolay (2016), “profecias autorrealizáveis podem surgir (...) quando informações pessimistas sobre o estado da economia contaminam expectativas e, por conseguinte, se tornam realidade”.

literatura. Quanto ao impacto negativo de M , analogamente ao caso japonês, é possível que a explicação também resida no histórico inflacionário. Ao contrário do Japão, Giambiagi *et al.* (2011) afirmam que a hiperinflação foi um dos principais entraves ao crescimento econômico brasileiro na década de 1980 e em meados de 1990. Para Carvalho (2014), essa “memória inflacionária” persiste (em menor escala), mesmo após o Plano Real. Portanto, é razoável supor que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal desenfreada da oferta de moeda (M)³³.

Ao analisar o efeito das variáveis monetárias, em termos reais (Modelos E e G), notou-se que o juro real (r) perdeu significância em ambos os países. Além disso, o sinal do câmbio real japonês (e) tornou-se negativo (Modelo G) e contrário ao do Brasil (Modelo E). Portanto, uma depreciação do câmbio real (e) estimularia a economia japonesa, mas prejudicaria o Brasil (Tabela 2). Esse efeito, associado ao Japão, está coerente com a literatura e sugere que a depreciação cambial impulsionaria a produção por meio das exportações. No Brasil, os resultados podem estar revelando um elevado grau de dependência externa. Assim, conforme sugerido por Ma e Kao (1990), a depreciação aumentaria os custos internos de produção, com reflexos negativos sobre a atividade econômica. Com exceção da magnitude dos impactos, não foram verificadas outras alterações relevantes entre os modelos A-E (Brasil) e C-G (Japão).

Após controlar as políticas fiscais (G e DE) e o mercado de ações (pa), notou-se uma redução nos critérios AIC dos modelos F (Brasil) e H (Japão) da Tabela 2. Portanto, essas especificações são preferíveis às estimações E e G, respectivamente. Os resultados indicaram que um aumento no juro real (r) poderia reduzir a produção japonesa (-0,665), contrastando com o efeito positivo do juro nominal (i), estimado no modelo D (0,022). No Brasil, uma elevação real na oferta de moeda (m) revelou-se benéfica à economia (0,136), diferentemente do impacto negativo da expansão monetária nominal (M), verificado no Modelo B (-0,161).

Acredita-se que os japoneses associem juros nominais (i) maiores com a inflação e isso gere otimismo, dado o histórico de deflação do país (Modelo D). Como a inflação é descontada nos juros reais (r), seu impacto torna-se negativo e coerente com a literatura (Modelo H). No Brasil, o fantasma da hiperinflação parece gerar aversão à expansão nominal da moeda (M), o que explicaria o efeito negativo de M sobre o PIB (Modelo B). Após descontar a inflação, no cálculo da oferta real de moeda (m), o efeito de m torna-se positivo e coerente com o esperado (Modelo F). Com exceção da magnitude dos impactos, não foram verificadas outras alterações relevantes entre os modelos E-F (Brasil) e G-H (Japão). Portanto, as análises anteriores, para as variáveis reais, permanecem válidas (Tabela 2).

5 Conclusão

Esta pesquisa revelou que o Brasil e o Japão têm adotado políticas monetárias distintas nos últimos anos. Enquanto o primeiro manteve elevadas taxas de juros, a fim de afastar o fantasma da hiperinflação (controlada apenas em meados de 1990), o segundo valeu-se de juros próximos a zero, ou mesmo

³³O fato do impacto associado à oferta real de moeda (m) manter-se positivo e significativo para o Brasil, nos modelos E e F (Tabela 2), parece corroborar essa tese.

negativos, para inibir a persistente deflação que assola o país desde a década de 1990. Diante desse antagonismo, buscou-se avaliar o efeito das políticas monetárias, praticada por ambos os países, sobre suas respectivas economias.

Para tanto, foram estimados modelos ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), com dados trimestrais entre 1996-2019, para o Brasil e o Japão, considerando diferentes mecanismos de transmissão da política monetária e a possível interferência das políticas fiscais. Como a literatura sugere que variáveis monetárias nominais e reais podem afetar a atividade econômica, ambas as possibilidades foram testadas.

Os resultados, oriundos de choques nominais na política monetária, indicam que uma valorização cambial estimularia tanto o PIB real brasileiro quanto o japonês. Todavia, o impacto inicial no Japão seria negativo e o total bastante tímido, em relação ao brasileiro. Quanto aos juros nominais, verificou-se que uma elevação poderia prejudicar o Brasil, mas seria benéfica ao Japão. Como as oscilações nominais do câmbio e do juro são, basicamente, provenientes da inflação, é possível que os indivíduos associem a valorização cambial com uma queda nos preços internos e o aumento nos juros com uma maior inflação. Isso explicaria o impacto reduzido da valorização cambial no Japão (assolado pela deflação) e elevado no Brasil (avesso à inflação), bem como o efeito positivo do aumento dos juros no Japão e negativo no Brasil.

O controle das políticas fiscais e do mercado de ações fez com que o câmbio nominal perdesse significância, em ambos os países, e tornou negativos os impactos da oferta monetária, do nível e da volatilidade de preços no Brasil. Como a hiperinflação foi um grave entrave ao crescimento desse país, até meados de 1990, é razoável esperar que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal da moeda. No Japão, apesar da volatilidade nos preços se mostrar prejudicial, notou-se que um aumento nos preços e/ou na oferta nominal de moeda seriam benéficos, reforçando a tese de que há uma forte aversão interna à deflação.

As variáveis de controle sugerem que maiores gastos públicos e ações valorizadas beneficiariam ambos os países. Já o endividamento externo mostrou-se favorável ao Brasil e indefinido no Japão (ora positivo, ora negativo). Embora a literatura reconheça os benefícios de curto prazo do endividamento, é provável que esse efeito se altere em amostras mais longas.

Ao considerar variáveis monetárias em termos reais, notou-se que uma depreciação do câmbio real estimularia a economia japonesa (possivelmente por meio das exportações), mas prejudicaria o Brasil, sugerindo que esse país possui um elevado grau de dependência externa em seu processo produtivo. Após controlar as políticas fiscais, verificou-se que um aumento no juro real poderia reduzir a produção japonesa, contrastando com o efeito positivo do juro nominal. No Brasil, uma elevação real na oferta de moeda revelou-se benéfica, diferentemente do impacto negativo da expansão monetária nominal.

Essas estimativas apenas reforçam as hipóteses de aversão à deflação no Japão e à inflação no Brasil. Desse modo, uma elevação nominal nos juros poderia ser associada a um maior nível de preços e, assim, gerar otimismo no Japão e uma perspectiva de crescimento. No Brasil, a expansão nominal da moeda parece aumentar o temor associado ao retorno da hiperinflação, gerando reflexos negativos sobre a economia. Contudo, ao expurgar a inflação do juro e da oferta de moeda (valores reais), os efeitos dessas variáveis se invertem e tornam-se coerentes com o esperado em ambos os países.

Acredita-se que as estimativas desta pesquisa, além de melhorar a compreensão sobre os possíveis impactos da política monetária e sua interdependência com as políticas fiscais, permitiram destacar a importância do contexto histórico, de cada país, quanto aos resultados esperados da política adotada. De modo geral, pode-se inferir que políticas com potencial inflacionário poderiam gerar impactos reduzidos/negativos em países avessos à inflação (e.g.: Brasil) e ampliados/positivos em países mais complacentes com o aumento de preços (e.g.: Japão). Contudo, como não existem muitos trabalhos semelhantes na literatura nacional, sugere-se que novos estudos sejam feitos, com diferentes métodos e horizontes temporais, a fim de assegurar que os resultados obtidos nesta pesquisa condizem com a realidade.

Referências

- ABREU, Marcelo de Paiva *et al.* (org.). *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1989.
- ACEMOGLU, Daron *et al.* Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 1, p. 49–123, 2003.
- ARAÚJO, Eliane Cristina de; DIAS, Joilson. Endogeneidade do setor financeiro e crescimento econômico: uma análise empírica para a economia brasileira (1980-2003). *Revista de Economia Contemporânea*, v. 10, p. 575–609, 2006.
- ARÊDES, Alan Figueiredo de; PEREIRA, Matheus Wemerson Gomes. Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. *Revista de Economia Agrícola*, v. 55, n. 1, p. 63–76, 2008.
- ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI-FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 1, p. 1–30, 2009.
- ARTETA, Carlos *et al.* *Negative interest rate policies: Sources and implications*. Washington, DC: World Bank, 2016. (Policy Research Working Paper 66).
- ARTETA, Carlos; STOCKER, Mark. Negative interest rates in Europe: A glance at their causes and implications. *World Bank Global Economic Prospects*, 2015.
- BAIG, Taimur. *Understanding the Costs of Deflation in the Japanese Context*. [S. l.]: International Monetary Fund, 2003. (Working Paper No. 03/215).
- BANCO CENTRAL DO BRASIL —BCB. *Mecanismo de Transmissão da Política Monetária*. 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em: fev. 2020.
- BARBOSA-FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos Avançados*, v. 31, p. 51–60, 2017.

- BARRO, Robert J. The stock market and investment. *Review of Financial Studies*, v. 3, n. 1, p. 115–131, 1990.
- BERNANKE, Ben S; BLINDER, Alan S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901–921, 1992.
- BERNANKE, Ben S; GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995.
- BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Hiperinflação e estabilização no Brasil: o primeiro Plano Collor. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 11, n. 4, 1991.
- BREUSCH, Trevor S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, p. 334–355, 1978.
- BREUSCH, Trevor S; PAGAN, Adrian R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.
- CARGILL, Thomas F. Monetary policy, deflation, and economic history: lessons for the Bank of Japan. *Monetary and Economic Studies*, v. 19, S1, p. 113–134, 2001.
- CARVALHO, André Roncaglia de. A persistência da indexação no Brasil pós-Real. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 34, n. 2, p. 266–283, 2014.
- CHEN, Han; CÚRDIA, Vasco; FERRERO, Andrea. The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programmes. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 289–315, 2012.
- CHU, Angus C; COZZI, Guido. R&D and economic growth in a cash-in-advance economy. *International Economic Review*, v. 55, n. 2, p. 507–524, 2014.
- COCHRANE, John H. Michelson-Morley, Fisher, and Occam: The radical implications of stable quiet inflation at the zero bound. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 32, n. 1, p. 113–226, 2018.
- CRUZ, M; NAKABASHI, L; SCATOLIN, F. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 3, p. 433–461, 2008.
- DE VROEY, Michel. *A history of macroeconomics from Keynes to Lucas and beyond*. Cambridge: Cambridge University Press, 2016. 427 p.

- EISENSCHMIDT, Jens; SMETS, Frank. Negative interest rates: Lessons from the euro area. In: AGUIRRE, Álvaro; BRUNNERMEIER, Markus; SARAVIA, Diego (org.). *Monetary Policy and Financial Stability: Transmission Mechanisms and Policy Implications*. Santiago: Central Bank of Chile, 2019. p. 13–42.
- ELMENDORF, Douglas W; MANKIW, N Gregory. Government debt. In: TAYLOR, John; WOODFORD, Michael. *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland: Elsevier, 1999. v. 1C, p. 1615–1669.
- ENGLE, Robert F; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- ESTRELLA, Arturo; MISHKIN, Frederic S. Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, n. 1, p. 45–61, 1998.
- FAMA, Eugene F. Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545–565, 1981.
- FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA — FRED. *Federal Reserve Economic Data of St. Louis*. 2020. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org>. Acesso em: 2020.
- FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; SIMÃO FILHO, José. Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 4, p. 679–716, 2014.
- FONSECA, Pedro Cezar Dutra; CUNHA, André Moreira; BICHARA, Julimar da Silva. O Brasil na Era Lula: retorno ao desenvolvimentismo? *Nova Economia*, v. 23, n. 2, p. 403–428, 2013.
- FORESTI, Pasquale. Testing for Granger causality between stock prices and economic growth. *MPRA Paper*, n. 2962, 2007.
- FREDO, Carlos Eduardo; MARGARIDO, Mario Antonio. Modelando a sazonalidade eo processo gerador da série de tempo do emprego rural no estado de São Paulo. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 6, n. 3, p. 367–394, 2008.
- FUJIKI, Hiroshi; OKINA, Kunio; SHIRATSUKA, Shigenori *et al.* Monetary policy under zero interest rate: Viewpoints of central bank economists. *Monetary and Economic Studies*, v. 19, n. 1, p. 89–130, 2001.
- GAGNON, Joseph. Quantitative easing: An underappreciated success. *Peterson Institute for International Economics*, n. 16-4, 2016.
- GAGNON, Joseph *et al.* The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, v. 7, n. 1, p. 3–43, 2011.

- GALI, Jordi. How well does the IS-LM model fit postwar US data? *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 709–738, 1992.
- GALI, Jordi. The state of New Keynesian economics: a partial assessment. *Journal of Economic Perspectives*, v. 32, n. 3, p. 87–112, 2018.
- GIAMBIAGI, F *et al.* *Economia brasileira contemporânea*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. p. 97–193.
- GLÜZMANN, Pablo Alfredo; LEVY-YEYATI, Eduardo; STURZENEGGER, Federico. Exchange rate undervaluation and economic growth: Díaz Alejandro (1965) revisited. *Economics Letters*, v. 117, n. 3, p. 666–672, 2012.
- GODFREY, Leslie G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, p. 1293–1302, 1978a.
- GODFREY, Leslie G. Testing for multiplicative heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 8, n. 2, p. 227–236, 1978b.
- GOLOB, John E. Does inflation uncertainty increase with inflation? *Economic Review*, v. 79, p. 27–27, 1994.
- GOODFRIEND, Marvin. Overcoming the zero bound on interest rate policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 32, n. 4, p. 1007–1035, 2000.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 6. ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2008.
- GREINER, Alfred. Does it pay to have a balanced government budget? *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, v. 164, n. 3, p. 460–476, 2008.
- HAYASHI, Fumio. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 213–224, 1982.
- HOLLAND, A Steven. Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 25, n. 3, 514 p., 1993.
- IPEADATA. *Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. 2020. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 2020.
- ITO, Takatoshi; MISHKIN, Frederic S. Two decades of Japanese monetary policy and the deflation problem. In: ITO, Takatoshi; ROSE, Andrew K. (org.). *Monetary policy with very low inflation in the pacific rim*. Chicago: University of Chicago Press, 2006. v. 15. p. 131–202.
- JARQUE, Carlos M; BERA, Anil K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.

- JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 231–254, 1988.
- JOVIC, Srdjan *et al.* Analysing of exchange rate and gross domestic product (GDP) by adaptive neuro fuzzy inference system (ANFIS). *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, v. 513, p. 333–338, 2019.
- JOYCE, Michael *et al.* Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 271–288, 2012.
- JUDSON, Ruth; ORPHANIDES, Athanasios. Inflation, volatility and growth. *International Finance*, v. 2, n. 1, p. 117–138, 1999.
- KANCZUK, Fabio. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249–267, 2002.
- KAPETANIOS, George *et al.* Assessing the economy-wide effects of quantitative easing. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 316–347, 2012.
- KOGID, Mori *et al.* The Effect of Exchange Rates on Economic Growth: Empirical Testing on Nominal Versus Real. *IUP Journal of Financial Economics*, v. 10, n. 1, p. 1–17, 2012.
- LEVINE, ROSS; ZERVOS, Sara. Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 537–558, 1998.
- LIMA-JÚNIOR, Luiz *et al.* The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan: An ARDL approach for the crisis period. *Journal of Economic Studies*, v. 43, n. 6, p. 1006–1021, 2016.
- MA, Christopher K; KAO, G Wench. On exchange rate changes and stock price reactions. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 17, n. 3, p. 441–449, 1990.
- MANKIW, N. Gregory. *Macroeconomia*. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2015.
- MARANDUBA JÚNIOR, Noé Gonçalves; ALMEIDA, Eduardo Simões de. Análise de convergência espacial dos repasses da Lei Robin Hood. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 3, p. 583–601, 2009.
- MENDONÇA, Helder Ferreira de. Mecanismos de transmissão monetária ea determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 1, p. 1–17, 2001.
- MINEA, Alexandru; VILLIEU, Patrick. Borrowing to finance public investment? The ‘golden rule of public finance’ reconsidered in an endogenous growth setting. *Fiscal Studies*, v. 30, n. 1, p. 103–133, 2009.
- MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking, and financial markets*. 12. ed. [S. l.]: Pearson, 2018.

- MONTES, Gabriel Caldas; FONSECA NICOLAY, Rodolfo Tomás da. Comunicação do Banco Central, expectativas de inflação e profecia autorrealizável: evidências para o Brasil. *Análise Econômica*, v. 34, n. 66, p. 83–118, 2016.
- MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, n. 6, p. 960–992, 2009.
- NAKANO, Mitsuhiro. *Financial Crisis and Bank Management in Japan (1997 to 2016)*. London: Palgrave Macmillan, 2016. 203 p.
- NEWBY, Whitney K; WEST, Kenneth D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703–708, 1986.
- NKORO, Emeka; UKO, Aham Kelvin *et al.* Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, v. 5, n. 4, p. 63–91, 2016.
- OREIRO, José Luís da Costa *et al.* Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 4, p. 609–634, 2006.
- PAULA, Ricardo Zimbrão Affonso *et al.* Política monetária no Brasil: abordagem e proposição de políticas pela ortodoxia brasileira. *Revista HEERA*, v. 8, n. 14, p. 77–120, 2013.
- PEREIRA, Luiz Carlos Bresser. A crise da América Latina: Consenso de Washington ou crise fiscal? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 1, p. 3–23, 1991.
- PERES, Marco Aurélio Ferreira; ELLERY JUNIOR, Roberto de Goes. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, 2009.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol *et al.* *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. Cambridge: University of Cambridge, 1995.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.
- PESARAN, M Hashem; SMITH, Ron P. Counterfactual analysis in macroeconomics: An empirical investigation into the effects of quantitative easing. *Research in Economics*, v. 70, n. 2, p. 262–280, 2016.
- RAZIN, Ofair; COLLINS, Susan M. *Real exchange rate misalignments and growth*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1997.
- RESENDE, André Lara. *Juros, moeda e ortodoxia: teorias monetárias e controvérsias políticas*. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017. 179 p.

- SAMUELSON, Paul A; SOLOW, Robert M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960.
- SANTOS, Emerson Costa dos *et al.* Análise da relação de curto e longo prazos entre as políticas monetária e fiscal com crescimento econômico no Brasil: aplicação de modelos VEC. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 503–523, 2015.
- SARGENT, Thomas J; WALLACE, Neil *et al.* Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review Minneapolis*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.
- SERRA, José. Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira de após-guerra. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 2, n. 2, 1982.
- SERRANO, Franklin. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 30, n. 1, p. 63–72, 2010.
- SHIRAI, Sayuri. *Mission Complete: Reflating Japan's Economy*. Tokyo: Asian Development Bank Institute, 2018. 173 p.
- SICSÚ, João. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 22, n. 1, p. 24–35, 2020.
- SIMS, Christopher A. Limits to inflation targeting. In: BERNANKE, Ben S.; WOODFORD, Michael (org.). *The inflation-targeting debate*. Chicago: University of Chicago Press, 2004. p. 283–310.
- SIMS, Eric R; WU, Jing Cynthia. *Are QE and conventional monetary policy substitutable?* [S. l.]: SSRN, 2019.
- SOARES, Luan Wallacy Vieira; FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; LIMA JÚNIOR, Luiz Antônio de. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro. *Brazilian Review of Finance*, v. 19, n. 1, p. 70–96, 2021.
- SUMMERS, Lawrence H *et al.* Taxation and corporate investment: A q-theory approach. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1981, n. 1, p. 67–127, 1981.
- TAKAGI, Shinji. *Conquering the fear of freedom: Japanese exchange rate policy since 1945*. Oxford: Oxford University Press, 2015. 360 p.
- TAYLOR, John B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11–26, 1995.
- TORRES FILHO, Ernani Teixeira. *O Estouro de bolhas especulativas recentes: os casos dos Estados Unidos e do Japão*. Rio de Janeiro: IPEA, 2015. 36 p. (Textos para Discussão 2096).
- WHITE, Halbert. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980.

WILSON, Bradley K; CULVER, Sarah E. On measuring the response of real GDP growth to changes in inflation volatility. *Quarterly Journal of Business and Economics*, p. 3–15, 1999.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. 4. ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

Apêndice A

Tabela A.1: Modelos ARDL selecionados via critério AIC (Estimações baseadas na Equação 2)

| | | Variáveis Nominais | | | | Variáveis Reais | | | |
|--------------------------|-----------|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------------|----------|-----------|-----------|
| | | A (BR) | B (BR) | C (JP) | D (JP) | E (BR) | F (BR) | G (JP) | H (JP) |
| Ativ. Econômica (-1) | $y(-1)$ | 0,747*** | 0,229* | 0,595*** | 0,201* | 0,844*** | 0,649*** | 1,020*** | 0,449*** |
| Ativ. Econômica (-2) | $y(-2)$ | -0,158 | -0,420*** | -0,144 | -0,278** | -0,187 | -0,254** | -0,190 | -0,238* |
| Ativ. Econômica (-3) | $y(-3)$ | 0,224# | - | -0,418*** | -0,351*** | 0,241** | 0,275** | -0,305** | -0,536*** |
| Ativ. Econômica (-4) | $y(-4)$ | -0,164 | - | 0,307** | - | - | - | 0,380** | 0,293* |
| Ativ. Econômica (-5) | $y(-5)$ | 0,226** | - | -0,024 | - | - | - | -0,215* | -0,109 |
| Ativ. Econômica (-6) | $y(-6)$ | - | - | -0,267** | - | - | - | - | -0,223** |
| Câmbio nom./real (0) | $E/e(0)$ | 0,048** | 0,014 | -0,034 | 0,017 | 0,045** | 0,023 | -0,050** | -0,019 |
| Câmbio nom./real (-1) | $E/e(-1)$ | -0,003 | - | -0,099** | -0,059# | 0,001 | 0,036 | -0,070** | -0,132*** |
| Câmbio nom./real (-2) | $E/e(-2)$ | 0,033 | - | 0,160*** | 0,051 | 0,021 | 0,048* | 0,154*** | 0,097** |
| Câmbio nom./real (-3) | $E/e(-3)$ | -0,050** | - | -0,122*** | -0,085** | -0,098*** | -0,071** | -0,123*** | -0,117*** |
| Câmbio nom./real (-4) | $E/e(-4)$ | - | - | 0,115*** | 0,146*** | 0,043* | 0,048** | 0,093** | 0,106*** |
| Câmbio nom./real (-5) | $E/e(-5)$ | - | - | - | -0,047** | - | - | -0,017 | - |
| Câmbio nom./real (-6) | $E/e(-6)$ | - | - | - | - | - | - | -0,032 | - |
| Tx. Juros nom./real (0) | $i/r(0)$ | -0,031*** | -0,034* | 0,081*** | 0,034* | -0,151 | -0,028 | -0,080 | -0,029 |
| Tx. Juros nom./real (-1) | $i/r(-1)$ | 0,020* | -0,015 | -0,042** | -0,009 | 0,067 | - | -0,294# | -0,164 |
| Tx. Juros nom./real (-2) | $i/r(-2)$ | - | 0,017 | - | 0,039 | 0,452** | - | - | -0,309 |
| Tx. Juros nom./real (-3) | $i/r(-3)$ | - | -0,049** | - | -0,022 | - | - | - | -0,407** |
| Tx. Juros nom./real (-4) | $i/r(-4)$ | - | -0,003 | - | 0,066** | - | - | - | - |
| Tx. Juros nom./real (-5) | $i/r(-5)$ | - | 0,003 | - | 0,002 | - | - | - | - |
| Tx. Juros nom./real (-6) | $i/r(-6)$ | - | -0,043*** | - | -0,077*** | - | - | - | - |
| Of. Moeda nom./real (0) | $M/m(0)$ | 0,066 | -0,177# | -0,030 | 0,094** | 0,074*** | 0,045*** | 0,026*** | -0,146** |
| Of. Moeda nom./real (-1) | $M/m(-1)$ | -0,033 | -0,120 | 0,174# | - | - | - | - | 0,197* |
| Of. Moeda nom./real (-2) | $M/m(-2)$ | 0,057 | 0,173 | -0,030 | - | - | - | - | -0,047 |
| Of. Moeda nom./real (-3) | $M/m(-3)$ | 0,104 | -0,020 | -0,094 | - | - | - | - | 0,008 |
| Of. Moeda nom./real (-4) | $M/m(-4)$ | -0,266*** | -0,020 | 0,110 | - | - | - | - | -0,012 |
| Of. Moeda nom./real (-5) | $M/m(-5)$ | 0,135*** | -0,210* | -0,161 | - | - | - | - | -0,038 |
| Of. Moeda nom./real (-6) | $M/m(-6)$ | - | 0,180** | 0,162** | - | - | - | - | 0,091# |
| Nível de Preços (0) | $p(0)$ | -0,040 | -1,084* | 0,527** | -0,017 | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-1) | $p(-1)$ | - | -0,434 | 0,346 | 0,199 | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-2) | $p(-2)$ | - | 0,318 | -0,107 | 0,206 | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-3) | $p(-3)$ | - | -0,294 | -0,081 | 0,204 | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-4) | $p(-4)$ | - | 1,416** | -0,367# | -0,551*** | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-5) | $p(-5)$ | - | - | -0,066 | -0,138 | - | - | - | - |
| Nível de Preços (-6) | $p(-6)$ | - | - | 0,452** | 0,629*** | - | - | - | - |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 11.

Nota: ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

Tabela A.1: Modelos ARDL selecionados via critério AIC (Estimações baseadas na Equação 2) (*continuação*)

| | | Variáveis Nominais | | | | Variáveis Reais | | | |
|--------------------------|----------------|--------------------|-----------|----------|-----------|-----------------|----------|-----------|-----------|
| | | A (BR) | B (BR) | C (JP) | D (JP) | E (BR) | F (BR) | G (JP) | H (JP) |
| Volatilidade Preços (0) | <i>vp</i> (0) | 0,001 | -0,014* | -0,001** | -0,0004 | 0,004 | 0,003 | -0,001* | -0,002*** |
| Volatilidade Preços (-1) | <i>vp</i> (-1) | - | -0,022*** | 0,001* | 0,0004 | - | - | 0,001** | 0,001# |
| Volatilidade Preços (-2) | <i>vp</i> (-2) | - | -0,015* | -0,002** | -0,002*** | - | - | -0,002*** | -0,002*** |
| Volatilidade Preços (-3) | <i>vp</i> (-3) | - | -0,020** | -0,001** | - | - | - | - | -0,001 |
| Volatilidade Preços (-4) | <i>vp</i> (-4) | - | - | - | - | - | - | - | 0,0002 |
| Volatilidade Preços (-5) | <i>vp</i> (-5) | - | - | - | - | - | - | - | -0,001 |
| Volatilidade Preços (-6) | <i>vp</i> (-6) | - | - | - | - | - | - | - | -0,001** |
| Gastos Governo (0) | <i>G</i> (0) | - | 0,010*** | - | -0,005*** | - | 0,006*** | - | -0,001 |
| Gastos Governo (-1) | <i>G</i> (-1) | - | 0,006*** | - | -0,002 | - | - | - | 0,002 |
| Gastos Governo (-2) | <i>G</i> (-2) | - | 0,003* | - | 0,003# | - | - | - | 0,0004 |
| Gastos Governo (-3) | <i>G</i> (-3) | - | 0,006*** | - | 0,005** | - | - | - | 0,003* |
| Gastos Governo (-4) | <i>G</i> (-4) | - | 0,005*** | - | 0,002 | - | - | - | 0,00003 |
| Gastos Governo (-5) | <i>G</i> (-5) | - | 0,004*** | - | 0,003# | - | - | - | - |
| Gastos Governo (-6) | <i>G</i> (-6) | - | - | - | -0,003# | - | - | - | - |
| Dívida Externa (0) | <i>DE</i> (0) | - | 0,002# | - | 0,00006 | - | 0,002** | - | -0,0001 |
| Dívida Externa (-1) | <i>DE</i> (-1) | - | -0,001 | - | 0,000007 | - | - | - | -0,0001 |
| Dívida Externa (-2) | <i>DE</i> (-2) | - | -0,002* | - | -0,0003** | - | - | - | -0,0002# |
| Dívida Externa (-3) | <i>DE</i> (-3) | - | 0,002* | - | - | - | - | - | 0,00001 |
| Dívida Externa (-4) | <i>DE</i> (-4) | - | -0,002# | - | - | - | - | - | -0,0002# |
| Dívida Externa (-5) | <i>DE</i> (-5) | - | 0,002*** | - | - | - | - | - | 0,0003*** |
| Preço das ações (0) | <i>pa</i> (0) | - | -0,024** | - | 0,025** | - | 0,008 | - | 0,010 |
| Preço das ações (-1) | <i>pa</i> (-1) | - | 0,029** | - | 0,055*** | - | 0,033** | - | 0,008 |
| Preço das ações (-2) | <i>pa</i> (-2) | - | 0,027* | - | -0,027# | - | -0,021** | - | -0,012 |
| Preço das ações (-3) | <i>pa</i> (-3) | - | - | - | -0,014 | - | - | - | 0,011 |
| Preço das ações (-4) | <i>pa</i> (-4) | - | - | - | 0,043*** | - | - | - | 0,042** |
| Preço das ações (-5) | <i>pa</i> (-5) | - | - | - | -0,026** | - | - | - | -0,022 |
| Preço das ações (-6) | <i>pa</i> (-6) | - | - | - | - | - | - | - | 0,022* |
| Constante | CTE | 0,516*** | 3,537*** | 0,675* | 3,288** | -0,300 | 0,314 | 1,885*** | 6,660*** |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 11.

Nota: ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

Tabela A.2: Impactos de Curto Prazo dos Modelos ARDL (versão completa)

| | | Modelo com Variáveis Nominais | | | | Modelo com Variáveis Reais | | | | |
|----------------|------|-------------------------------|----------|-----------|-----------|----------------------------|----------|----------|-----------|-----------|
| | | BR | BR | JP | JP | BR | BR | JP | JP | |
| Câmbio (0) | D(E) | 0,048** | 0,014 | -0,033 | 0,017 | D(e) | 0,045* | 0,023 | -0,048** | -0,019 |
| Câmbio (-1) | D(E) | -0,033 | - | -0,160*** | -0,051 | D(e) | -0,021 | -0,047* | -0,154*** | -0,097** |
| Câmbio (-2) | D(E) | 0,050** | - | 0,122*** | 0,085** | D(e) | 0,098*** | 0,070** | 0,123*** | 0,117*** |
| Câmbio (-3) | D(E) | - | - | -0,115*** | -0,145*** | D(e) | -0,043* | -0,048** | -0,093** | -0,106*** |
| Câmbio (-4) | D(E) | - | - | - | 0,047** | D(e) | - | - | 0,017 | - |
| Câmbio (-5) | D(E) | - | - | - | - | D(e) | - | - | 0,032 | - |
| SOMA | D(E) | 0,065 | 0,014 | -0,186 | -0,047 | D(e) | 0,079 | -0,002 | -0,123 | -0,105 |
| Tx. Juros (0) | D(i) | -0,031*** | -0,034* | 0,081*** | 0,034* | D(r) | -0,151 | -0,028 | -0,080 | -0,029 |
| Tx. Juros (-1) | D(i) | - | -0,018 | - | -0,039 | D(r) | -0,451** | - | -0,001* | 0,308 |
| Tx. Juros (-2) | D(i) | - | 0,049** | - | 0,022 | D(r) | - | - | - | 0,407** |
| Tx. Juros (-3) | D(i) | - | 0,003 | - | -0,066** | D(r) | - | - | - | - |
| Tx. Juros (-4) | D(i) | - | -0,003 | - | -0,002 | D(r) | - | - | - | - |
| Tx. Juros (-5) | D(i) | - | 0,043*** | - | 0,077*** | D(r) | - | - | - | - |
| SOMA | D(i) | -0,031 | 0,040 | 0,081 | 0,026 | D(r) | -0,602 | -0,028 | -0,081 | 0,686 |
| Of. Moeda (0) | D(M) | 0,066 | -0,177# | -0,030 | 0,094** | D(m) | 0,074*** | 0,045*** | 0,026*** | -0,146** |
| Of. Moeda (-1) | D(M) | -0,057 | -0,173 | 0,030 | - | D(m) | - | - | - | 0,047 |
| Of. Moeda (-2) | D(M) | -0,104 | 0,020 | 0,093 | - | D(m) | - | - | - | -0,008 |
| Of. Moeda (-3) | DM() | 0,266*** | 0,020 | -0,110 | - | D(m) | - | - | - | 0,012 |
| Of. Moeda (-4) | D(M) | -0,135*** | 0,210* | 0,161 | - | D(m) | - | - | - | 0,038 |
| Of. Moeda (-5) | D(M) | - | -0,181** | -0,162** | - | D(m) | - | - | - | -0,091# |
| SOMA | D(M) | 0,036 | -0,281 | -0,018 | 0,094 | D(m) | 0,074 | 0,045 | 0,026 | -0,148 |
| Preços (0) | D(p) | -0,040 | -1,084* | 0,527** | -0,016 | - | - | - | - | - |
| Preços (-1) | D(p) | - | -0,318 | 0,107 | -0,206 | - | - | - | - | - |
| Preços (-2) | D(p) | - | 0,294 | 0,081 | -0,204 | - | - | - | - | - |
| Preços (-3) | D(p) | - | -1,416** | 0,367# | 0,551*** | - | - | - | - | - |
| Preços (-4) | D(p) | - | - | 0,066 | 0,138 | - | - | - | - | - |
| Preços (-5) | D(p) | - | - | -0,452** | -0,629*** | - | - | - | - | - |
| SOMA | D(p) | -0,040 | -2,524 | 0,696 | -0,366 | - | - | - | - | - |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 11.

Nota: ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

Tabela A.2: Impactos de Curto Prazo dos Modelos ARDL (versão completa) (*continuação*)

| | | Modelo com Variáveis Nominais | | | | Modelo com Variáveis Reais | | | | |
|-------------------|-------|-------------------------------|-----------|----------|-----------|----------------------------|-------|----------|----------|------------|
| | | BR | BR | JP | JP | BR | BR | JP | JP | |
| Vol. Preços (0) | D(vp) | 0,001 | -0,014* | -0,001** | -0,0004 | D(vp) | 0,004 | 0,003 | 0,002*** | -0,002*** |
| Vol. Preços (-1) | D(vp) | - | 0,015* | 0,002*** | 0,002*** | D(vp) | - | - | - | 0,002*** |
| Vol. Preços (-2) | D(vp) | - | 0,020** | 0,001** | - | D(vp) | - | - | - | 0,001 |
| Vol. Preços (-3) | D(vp) | - | - | - | - | D(vp) | - | - | - | 0,0002 |
| Vol. Preços (-4) | D(vp) | - | - | - | - | D(vp) | - | - | - | 0,0005 |
| Vol. Preços (-5) | D(vp) | - | - | - | - | D(vp) | - | - | - | 0,001** |
| SOMA | D(vp) | 0,001 | 0,021 | 0,002 | 0,002 | D(vp) | 0,004 | 0,003 | 0,002 | 0,003 |
| Gastos Gov. (0) | D(G) | - | 0,010*** | - | -0,005*** | D(G) | - | 0,005*** | - | -0,001 |
| Gastos Gov. (-1) | D(G) | - | -0,003* | - | -0,003# | D(G) | - | - | - | -0,0004 |
| Gastos Gov. (-2) | D(G) | - | -0,006*** | - | -0,005** | D(G) | - | - | - | -0,003* |
| Gastos Gov. (-3) | D(G) | - | -0,005*** | - | -0,002 | D(G) | - | - | - | - |
| Gastos Gov. (-4) | D(G) | - | -0,004*** | - | -0,003# | D(G) | - | - | - | - |
| Gastos Gov. (-5) | D(G) | - | - | - | 0,002# | D(G) | - | - | - | - |
| SOMA | D(G) | - | -0,008 | - | -0,016 | D(G) | - | 0,005 | - | -0,004 |
| Dív. Externa (0) | D(DE) | - | 0,002# | - | 0,00006 | D(DE) | - | 0,002** | - | 0,00003 |
| Dív. Externa (-1) | D(DE) | - | 0,002* | - | 0,0003** | D(DE) | - | - | - | 0,0002# |
| Dív. Externa (-2) | D(DE) | - | -0,002* | - | - | D(DE) | - | - | - | -0,00001 |
| Dív. Externa (-3) | D(DE) | - | 0,002# | - | - | D(DE) | - | - | - | 0,0002# |
| Dív. Externa (-4) | D(DE) | - | -0,002*** | - | - | D(DE) | - | - | - | -0,0004*** |
| SOMA | D(DE) | - | 0,002 | - | 0,0004 | D(DE) | - | 0,002 | - | 0,000 |
| Preço ações (0) | D(pa) | - | -0,024** | - | 0,025** | D(pa) | - | 0,008 | - | 0,009 |
| Preço ações (-1) | D(pa) | - | -0,027* | - | 0,027# | D(pa) | - | 0,021** | - | 0,012 |
| Preço ações (-2) | D(pa) | - | - | - | 0,014 | D(pa) | - | - | - | -0,011 |
| Preço ações (-3) | D(pa) | - | - | - | -0,043*** | D(pa) | - | - | - | -0,042** |
| Preço ações (-4) | D(pa) | - | - | - | 0,026** | D(pa) | - | - | - | 0,021 |
| Preço ações (-5) | D(pa) | - | - | - | - | D(pa) | - | - | - | -0,022* |
| SOMA | D(pa) | - | -0,051 | - | 0,049 | D(pa) | - | 0,029 | - | -0,033 |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 11.

Nota: ***, **, * e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

ANÁLISE LONGITUDINAL DAS ESCOLHAS OCUPACIONAIS DOS JOVENS APÓS O NÍVEL MÉDIO

FRANCISCA ZILANIA MARIANO *
RONALDO A. ARRAES †

Resumo

Este estudo busca contribuir com a literatura ao identificar os condicionantes das escolhas ocupacionais pelos jovens, após conclusão do ensino médio, até então, não abordado por outros autores. Além disso, diferentemente da maioria dos estudos sobre alocação de tempo entre estudo e trabalho, a análise é conduzida em nível longitudinal, após cruzamento de quatro bases de dados distintas. Os resultados permitiram concluir que: i) os jovens advindos de escolas públicas regulares e pertencentes a famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família apresentam maiores probabilidades de não ingressarem no ensino superior ou no mercado de trabalho formal; ii) os alunos que concluíram em escolas profissionalizantes apresentam características observáveis e não observáveis que favorecem o ingresso no ensino superior e/ou no mercado de trabalho.

Palavras-chave: concludentes de nível médio; ensino superior; mercado de trabalho; dados longitudinais.

Abstract

This study seeks to contribute to the literature by identifying the conditions of occupational choices made by young people after completing high school, which has not been addressed by other authors until then. Furthermore, unlike most studies on the allocation of time between study and work, the analysis is conducted at a longitudinal level, after crossing four different databases. The results allowed us to conclude that: i) young people coming from regular public schools and belonging to beneficiary families of the Bolsa Família Program are more likely to not enter higher education or the formal labor market; ii) students who completed vocational schools have observable and unobservable characteristics that favor entry into higher education and/or the labor market.

Keywords: secondary education; college education; labor market; longitudinal data.

JEL classification: C21, I21, I28

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea158122>

* Doutora, Professora UFC-Sobral. E-mail: zilania@ufc.br

† PhD, Professor CAEN/UFC. E-mail: ronald@ufc.br

1 Introdução

O problema relacionado à inserção de jovens no mercado de trabalho tem mantida sua relevância na agenda de pesquisas, devido às altas taxas daqueles que nem estudam e nem trabalham, os denominados “nem-nem”.

Segundo informações da Organização Internacional do Trabalho (OIT), em 2019, a taxa de desemprego entre os jovens foi 13,6%, a mais elevada dos grupos etários. Em nível global, cerca de 267 milhões de jovens não trabalham e nem estudam ou frequentam algum tipo de formação. A Organização afirma que os jovens têm três vezes mais chances de estarem desempregados que os adultos. Para os dados do Brasil, em 2017, ainda conforme a instituição, observa-se que 52,5% dos jovens estão ocupados, e que cerca de 20% não se encontram estudando e nem trabalhando, sendo os mais afetados, as mulheres e os negros ou pardos. Além disso, dentre os jovens brasileiros que trabalham, um a cada três recebe até um salário mínimo. Em 2019, considerando as 46,9 milhões de pessoas de 15 a 29 anos de idade, 22,1% não trabalhavam, não estudavam, nem se qualificavam, sendo que entre as mulheres esse percentual foi de 27,5% e entre pessoas pretas e pardas, 25,3% (PNAD, 2020).

Os altos índices de desemprego juvenil têm sido foco nas agendas dos governantes, e isso pode ser claramente observado nos resultados para o mercado de trabalho brasileiro. Segundo estudo realizado pelo IPEA (2020), a partir do primeiro trimestre de 2015, o desemprego entre os jovens de 15 a 29 anos, seguiu uma trajetória de crescimento elevado e contínuo, passando de 15%, no primeiro trimestre de 2015, para 25%, no mesmo trimestre de 2017, um aumento de 10 p.p. em dois anos. Após esse período, a taxa mostra sinais de recuo, mas, em 2018, passa a oscilar em um patamar maior, voltando a subir em 2019 para 23,9%.

Dentre os jovens que se encontram fora do mercado de trabalho, observa-se que a proporção de jovens desempregados que buscavam trabalho há pelo menos um ano, que era de 29,9% no primeiro trimestre de 2013, aumentou para 38,8% no primeiro trimestre de 2019. Esse fato é extremamente preocupante, principalmente para os jovens que estão iniciando sua carreira profissional (IPEA, 2020).

De acordo com Corseuil e Franca (2015), uma explicação para as altas taxas de desemprego na juventude estaria baseada nas altas taxas de rotatividade, mesmo no setor formal. Ademais, o jovem que entra pela primeira vez no mundo laboral tende a encontrar ocupações mais precárias, situação que se agrava em muitos países pela baixa escolaridade e pela fragilidade da formação educacional (GUIMARÃES; ALMEIDA, 2013). De acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), três a cada quatro jovens no mundo trabalham em empregos informais.

Referente à escolaridade, as pessoas de 18 a 24 anos de idade são aquelas que idealmente estariam frequentando o ensino superior, caso completassem a educação escolar básica na idade adequada. Em 2019, a taxa de escolarização das pessoas de 18 a 24 anos, independentemente do curso frequentado, foi de 32,4%, percentual estatisticamente estável frente a 2018. Por sua vez, 21,4% desses jovens frequentavam cursos da educação superior e 11,0% estavam atrasados, frequentando algum dos cursos da educação básica. Já 4,1% haviam completado o ensino superior e 63,5% não frequentavam escola (PNAD, 2020).

Há consenso que a dotação de uma sólida e boa educação básica seja uma

das condições necessárias para se promover o desenvolvimento sustentável, bem como, também, que a educação ofertada por países em desenvolvimento é tida de baixa qualidade e com severos entraves para o seu progresso. Muito se tem discutido sobre as formas de melhorá-la em suas diferentes fases – ensino fundamental I e II, e ensino médio. Essa última etapa é considerada uma das mais problemáticas, apresentando altos índices de evasão, repetência e baixo desempenho em testes padronizados. Além disso, ela é marcada pela transição para o ensino superior e/ou para o mercado de trabalho, portanto, requerendo dos gestores e políticos a oferta de um ensino médio de qualidade, de forma a capacitar os jovens em suas escolhas futuras. Porém, muitos desses jovens não se sentem preparados para entrar em alguma universidade e nem adquirir um emprego especializado, levando muitas vezes à condição de nem estudar e nem trabalhar o que, conseqüentemente, eleva os índices de jovens ociosos em situação de vulnerabilidade social, contribuindo para acirrar o ciclo da pobreza e desigualdade socioeconômica.

Trabalhos feitos para o Brasil têm focado nos fatores que influenciam a decisão dos jovens entre estudar e trabalhar. Todavia, alguns autores, tais como, [Leme e Wajnman \(2000\)](#), [Reis e Camargo \(2019\)](#), [Menezes-Filho \(2012\)](#), [Escolano e Pazello \(2017\)](#), [Ciríaco e Monte \(2015\)](#) e [Remy e Vaz \(2017\)](#) analisam as condições de estar trabalhando e de estudar como sendo não correlacionadas, e, excluindo o trabalho de [Escolano e Pazello \(2017\)](#), os demais negligenciam a heterogeneidade existente entre os jovens em termos de acúmulo de capital humano, representado pela educação, inserindo em um mesmo grupo jovens que possuem diferentes níveis educacionais.

Não se espera que, os fatores que afetam a tomada de decisão de alocação de tempo entre jovens de escolaridades diferentes sejam semelhantes. Acredita-se que a tomada de decisão para exercer alguma atividade entre os jovens varia com o nível acumulado de capital humano, representado pela educação, ou seja, não se espera que as oportunidades de trabalho sejam semelhantes entre jovens que não possuem o ensino médio completo e os que possuem superior completo. Assim, optou-se por analisar a tomada de decisão apenas para aqueles que possuem o ensino médio completo como nível concluído mais elevado.

O presente estudo se distingue dos acima mencionados por fazer uso, tanto de uma abordagem metodológica com procedimento estatístico julgado mais apropriado, por considerar a correlação mencionada acima, como utilizar informações longitudinais que permitirá identificar fatores relacionados aos jovens durante o ensino médio, tais como, tipo da escola cursada, background educacional e comportamentos desses jovens, consideradas importantes para sua tomada de decisão após a conclusão dessa fase, até então, não abordadas na literatura.

A contribuição do empirismo aqui conduzido reside na construção de identificadores que tornaram possível a geração de uma amostra com informações longitudinais por meio do cruzamento de diferentes bases de dados. Em vista da complexidade e de restrições a acessos para uma possível ampliação da amostra, o estudo se restringe a estudantes de escolas públicas do Ceará. Assim, para a construção da amostra foram cruzadas as seguintes bases: Lista de Concluintes em 2011 ([SEDUC, 2011a](#)), Censo Escolar (2011) ([INEP, 2011](#)), Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica no Ceará (SPAEBCE/2011) ([SEDUC, 2011b](#)), Censo de Educação Superior (2013) ([INEP, 2013](#)) e Relação Anual de Informações Sociais, RAIS (2013) ([MINISTÉRIO DA ECONOMIA, 2013](#)),

cujo procedimento permitiu identificar os alunos egressos do ensino médio em 2011 e sua trajetória para a inserção no mercado de trabalho e/ou ensino superior em 2013¹.

Cabe destacar, todavia, que a opção pela escolha do estado do Ceará como objeto de estudo decorre de dois fatores principais. Primeiro, a permissibilidade para obtenção de uma rica base de dados identificada com disposições longitudinais sobre características pessoais e educacionais dos alunos, background familiar, infraestrutura das escolas, informações sobre o mercado de trabalho e ensino superior, as quais permitiram acompanhar o aluno no término do ciclo do ensino médio e a entrada no mercado de trabalho e/ou na educação superior; segundo, sua representatividade nacional em percentual de jovens considerados nem-nem, pois, segundo [IPEA \(2015\)](#), é o terceiro estado com o maior número de jovens (entre 15 e 24 anos) que não estudam, não trabalham e possuem renda familiar per capita até um salário mínimo.

Segundo estudo do Centro de Políticas Sociais da Fundação Getúlio Vargas, em 2020, o Brasil atingiu o recorde de 29,33% na taxa de jovens entre 15 e 29 anos que nem trabalham e nem estudam. No Ceará, a taxa de desocupação desses jovens chegou a 37,19% no segundo trimestre de 2020. Em 2019, a média dos nem-nem no Estado ficou em 28,76%.

O objetivo central do trabalho é, portanto, verificar a trajetória dos jovens egressos das escolas estaduais de ensino médio no Ceará, identificando os fatores que influenciam na decisão de ingressarem no ensino superior e/ou mercado de trabalho, considerando características pessoais, familiares, educacionais e escolares desses jovens. Além disso, pretende-se realizar diferentes cenários de decomposições para qualificações dos jovens, tais como: decomposição entre sexo, tipo de escola e recebimento do benefício do Bolsa Família, e mensurar o efeito de fatores observáveis e não observáveis sobre sua decisão de alocação do tempo. Busca-se, também, elaborar um panorama das características dos jovens egressos presentes no ensino superior, de forma a observar o tipo da Instituição de Ensino Superior, curso escolhido, a forma de ingresso, recebimento de bolsa ou financiamento, dentre outros fatores, assim como, verificar as características dos jovens que estão trabalhando, observando o tipo de vínculo, o tipo de admissão, a remuneração média, horas trabalhadas e o tipo de ocupação que estes jovens estão inseridos.

Em sequência, o artigo está organizado com as seguintes seções: revisão de literatura, abordagem metodológica, resultados e conclusões.

2 Revisão de Literatura

Alguns trabalhos relevantes na literatura internacional têm analisado o problema dos jovens quanto à alocação do tempo para trabalho e escola. [Pal \(2010\)](#) procurou investigar as causas das diferenças de gênero na educação para crianças indianas por meio de um modelo probit bivariado e examinou os custos de oportunidades para os “nem-nem” relacionados à sua participação no mercado de trabalho. Dos resultados, o autor destaca que a educação dos pais é um fator determinante para explicar o diferencial, em que, a educação da mãe aumenta a probabilidade de a filha estudar e não tem efeito sobre o filho, enquanto que a educação do pai tem efeito oposto.

¹A escolha desses anos para compor a amostra justifica-se pela disponibilidade do acesso aos dados fornecidos pela Secretaria da Educação - SEDUC.

Quintini, Martin e Martin (2007) afirmam que as altas taxas de desemprego juvenil continuam a ser um problema sério em muitos países da OCDE². Isso pode ser reflexo de vários fatores, incluindo a proporção relativamente alta de jovens que saem da escola sem uma qualificação de ensino básico, uma vez que, as competências adquiridas na educação inicial nem sempre está bem adaptada às necessidades do mercado de trabalho.

Os autores apresentam novas evidências sobre i) a duração de transições da escola para o trabalho; e ii) o grau em que os empregos temporários servem como armadilhas para os jovens ou trampolins para uma boa carreira. Além disso, o estudo analisa algumas inovações políticas recentes para melhorar as perspectivas de emprego jovem. Eles concluíram que a duração da transição da escola para o trabalho varia significativamente entre os países, em que, pode demorar até dois ou mais anos para muitos alunos que abandonam a escola encontrem seu primeiro emprego. Para alguns jovens, especialmente aqueles com baixa realização educacional, pode ser muito difícil escapar de períodos de desemprego/inatividade pontuados por períodos de emprego, muitas vezes com contratos temporários. Muitos outros, no entanto, progrediram de forma bastante suave em empregos com boas perspectivas de carreira. Em segundo lugar, sistemas de aprendizagem e de tipo duplo, tradicionalmente encontrados na Áustria, Dinamarca, Alemanha e Suíça têm demonstrado sucesso em proporcionar aos jovens um bom começo no mercado de trabalho.

Buscando analisar a condição nem-nem em alguns países europeus e fazer um paralelo com o Brasil, Cardoso (2013) usou dados dos censos demográficos de 2000 e 2010 para jovens de 18 a 25 anos e estimou um modelo logístico multinível. Os autores concluíram que a condição nem-nem é influenciada pelos contextos de inserção social dos jovens e de suas trajetórias. Esse problema, na Europa, é considerado geracional e de classe média, enquanto no Brasil, os mais afetados são jovens das famílias mais pobres.

De Hoyos, Popova e Rogers (2016) por meio de uma análise descritiva fizeram um diagnóstico dos nem-nem na América Latina e no Caribe. Os resultados revelaram mudança na composição de gênero desse grupo, com um crescimento expressivo da participação dos homens. Quanto ao status educacional, os autores verificaram o aumento dos nem-nem, principalmente em dois grupos etários: de 15 a 18 anos, e entre os de 19 a 24 anos, ou seja, entre os que não concluíram o ensino médio, sugerindo que essa condição pode estar associada à evasão escolar; e entre os que concluíram o ensino médio, indicando que a qualidade da educação recebida nas escolas pode ter sido insuficiente para a inserção no mercado de trabalho.

Nilsson (2018) busca elaborar uma pesquisa teórica e empírica sobre a transição da escola para o trabalho em países em desenvolvimento. Os resultados indicam que a educação nem sempre está associada a durações mais curtas até o primeiro emprego e que os motivos podem ser expectativas mais elevadas, salários de reserva ou filas. Os autores encontraram que as mulheres geralmente experimentam transições mais longas no mercado de trabalho e que muitos fatores que podem influenciar a transição da escola para o trabalho não foram estudados do ponto de vista das transições da escola para o trabalho.

²Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

Considerando a literatura nacional, [Leme e Wajnman \(2000\)](#) procuram identificar os determinantes da decisão de alocação de tempo dos jovens brasileiros entre quatro possíveis formas de alocação do tempo: (i) apenas estudar, (ii) apenas trabalhar, (iii) ambas, ou (iv) nenhuma. Os autores utilizaram dados das PNADs³ de 1981 a 1998 e estimaram um modelo multinomial, do qual encontram que não trabalhar e não estudar é mais provável para as meninas, nas famílias com maior número de crianças, indicando que esse resultado pode estar associado ao maior tempo dedicado às tarefas domésticas e aos cuidados dos irmãos pequenos.

[Corseuil, Santos e Foguel \(2001\)](#) realizaram um estudo comparativo dos fatores que determinam a escolha dos jovens entre estudar, trabalhar, exercer ambas as atividades ou nenhuma delas, em quatro países da América Latina, Brasil, Chile, Peru e Honduras. Os autores destacaram o papel da educação dos pais em todos os países analisados, o qual consiste em aumentar a probabilidade de se dedicar ao estudo na medida em que consideramos pais mais educados, independentemente do sexo do jovem. Além disso, eles consideram como relevantes o grau de urbanização, o número de crianças e o número de idosos. No entanto, o efeito dessas variáveis depende do gênero e do país considerado. Dessa forma, reforçam que fatores institucionais/culturais também exercem considerável influência na alocação do tempo dos jovens.

Com investigação voltada para a América Latina e aplicando logit multinomial, [Menezes-Filho \(2012\)](#) constataram que a chance de um jovem entre 16 e 17 anos apenas estudar e não trabalhar cresce com a renda familiar e a escolaridade dos pais. Os autores observaram que se estes forem filhos de analfabetos, a probabilidade de os jovens pertencerem a essa categoria é 25%, enquanto que, se forem filhos de pais formados, essa probabilidade se eleva para 80%.

[Ciríaco e Monte \(2015\)](#) visam determinar os principais condicionantes da condição nem-nem no Brasil, no período compreendido entre 2002 e 2012, por meio de um modelo logístico aplicado aos dados da PNAD. Os resultados das estimações apontaram que ter outro jovem “nem-nem” com mesma faixa de idade na família tende a aumentar em mais de 2/5 a probabilidade de o jovem estar nessa situação. Ademais, variáveis de background familiar e escolaridade do jovem foram fundamentais na determinação desse grupo. Outro resultado encontrado pelos autores está relacionado ao número de idosos aposentados na família, em que, a maior existência de idosos aposentados no meio familiar tende a aumentar a probabilidade de o jovem estar simultaneamente fora do mercado de trabalho como também da rede de ensino.

[Reis \(2015\)](#) analisa o processo de transição dos jovens do desemprego para o primeiro emprego. A partir da estimação de modelos de duração usando os dados da PME (Pesquisa Mensal de Emprego), o autor mostra que a experiência prévia no mercado de trabalho parece influenciar positivamente a probabilidade de encontrar emprego, e que jovens e adultos com alguma experiência anterior de trabalho apresentam probabilidades semelhantes de transição do desemprego para o emprego. Os resultados também mostram que a dificuldade relativa dos jovens em busca do primeiro emprego é ainda mais acentuada para empregos considerados de melhor qualidade.

[Corseuil e Franca \(2015\)](#) buscam traçar um diagnóstico atualizado sobre a inserção dos jovens no mercado de trabalho abordando tanto aspectos relacio-

³Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios - PNAD

onados à quantidade de jovens nesse mercado como também relacionados ao tipo de inserção. Para tanto, apresentam a evolução da inserção dos jovens no mercado de trabalho entre 2006 e 2013 por meio dos dados da PNAD anual. Os autores observaram que ao longo desse período existem dois movimentos marcantes, o primeiro está relacionado à queda na parcela de jovens ocupados, enquanto o segundo se refere à melhora substantiva dos indicadores de qualidade do emprego, especialmente dos rendimentos do trabalho. Para o primeiro, eles destacam que uma hipótese a ser considerada seria a permanência do jovem por mais tempo na escola antes de ingressar no mercado de trabalho. Com isso, os autores sugerem checar o envolvimento do jovem que sai do emprego (ou que tenta entrar e não consegue) com a escola e afirmam que esse envolvimento é de extrema importância, pois a queda na ocupação é justamente mais pronunciada nos grupos em situação mais delicada (famílias pobres, negros, área rural).

Cabanas, Komatsu e Menezes Filho (2013) constataram, no período de 1992 a 2012, um declínio na taxa de participação dos jovens de 15 a 24 anos na População Economicamente Ativa, além de uma redução da proporção dos que são economicamente ativos e estudam simultaneamente. Por outro lado, observaram que há um aumento na proporção dos que apenas estudam e dos que não estudam nem estão economicamente ativos, os chamados “nem-nem”. Com isso, os autores procuraram investigar os determinantes das decisões dos jovens de permanência e maior dedicação aos estudos e também os aspectos que favorecem a entrada ou saída do mercado de trabalho. Para investigar os efeitos de variáveis socioeconômicas e domiciliares sobre a probabilidade de trabalho e de estudo, eles utilizaram um modelo Logit Multinomial, que modela as probabilidades condicionais de alocação em quatro categorias, estuda e participa da PEA, só estuda, só participa da PEA⁴, e não estuda e não participa da PEA. Os resultados obtidos mostram que, no geral, aumentos na renda dos dois grupos influenciam positivamente as probabilidades de estudo e negativamente de oferta de trabalho, porém esse resultado varia de acordo com características dos jovens e do domicílio.

Tillmann e Comim (2016) buscam identificar características dos jovens ligadas à decisão entre trabalhar e estudar usando duas definições de trabalho: a de ocupação remunerada e a que inclui os trabalhos sem remuneração, entre estes, a responsabilidade sobre os afazeres domésticos. Na primeira definição, os autores verificaram a importância do papel da educação dos pais e da renda do domicílio sobre a decisão de acumulação de capital humano dos filhos, reforçando a hipótese de que existe uma transmissão intergeracional da educação e de oportunidades. Considerando a segunda definição, eles identificaram diferenças principalmente para as mulheres jovens, em que, os resultados associam as mulheres da geração nem-nem à baixa escolaridade, ao meio rural, ao casamento e à maternidade. Ao comparar as duas definições de trabalho, os resultados indicam que, na definição mais abrangente, o efeito de residir no meio rural e do casamento intensifica-se nas chances das jovens serem nem-nem, enquanto a maternidade passa a indicar maior propensão de estarem apenas trabalhando.

Shirasu e Arraes (2019) analisam os fatores que influenciam as decisões dos jovens urbanos entre estudar e/ou trabalhar ou nem estudar nem trabalhar (nem-nem) por meio de uma abordagem metodológica que considera a

⁴População Economicamente Ativa.

interdependência nas decisões dos jovens, provendo mais adequação e robustez aos resultados. Além disso, os autores fazem ainda a diferenciação na escolha entre essas atividades por gênero, com base na decomposição de Oaxaca. Os resultados apresentam elevada heterogeneidade da população nem-nem por gênero e idade e destacam que morar com companheiro(a) ou com um jovem nem-nem e familiares com baixo status socioeconômico são fatores relevantes para explicar padrões de vulnerabilidade dos jovens.

3 Metodologia

Alguns autores, a exemplo de [Leme e Wajnman \(2000\)](#), [Reis e Camargo \(2019\)](#), [Menezes-Filho \(2012\)](#), [Ciriaco e Monte \(2015\)](#) e [Remy e Vaz \(2017\)](#), consideram análises sobre as decisões dos jovens por meio de especificações de modelos binários univariados ou modelos multinomiais, omitindo assim, a possibilidade de correlação entre as equações. Dessa forma, existiria um viés na probabilidade sobre a decisão de escolha. Portanto, parece teoricamente plausível se considerar que as escolhas de estudar e trabalhar sejam atividades correlacionadas, conseqüentemente, a opção aqui escolhida por um modelo binário bivariado se mostra mais apropriada. Além disso, optou-se por considerar na análise apenas os jovens concluintes do ensino médio a fim de minimizar a heterogeneidade existente no nível acumulado de educação, o qual se acredita que impacta de forma diferente a decisão dos jovens.

A escolha metodológica para testar as hipóteses se adequa, como frisado, à inferência de um modelo probit bivariado⁵, o qual é composto por variáveis dependentes binárias em um sistema de duas equações, representadas pelas opções de estudar ou trabalhar, estimadas simultaneamente. Esse procedimento foi aplicado também no estudo de [Shirasu e Arraes \(2019\)](#). Tais variáveis são definidas por: $EST = 1$, se o jovem estuda, e $TRB = 1$, se o jovem trabalha, cujos valores ocorrem, se e somente se, as variáveis correspondentes contínuas latentes, EST^* e TRB^* , que afetam as probabilidades sobre as decisões de estudar e trabalhar, assumirem valores positivos; caso contrário, $EST = 0$ e $TRB = 0$. As equações em suas formas lineares geral são dadas por:

$$EST^* = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

$$TRB^* = Y\Gamma + \nu \quad (2)$$

X e Y referem-se ao conjunto de variáveis de controle predeterminadas; β e Γ são os correspondentes vetores de parâmetros. Os termos de erro (ε e ν) são conjuntamente distribuídos como variáveis normais bivariadas com as seguintes hipóteses:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon \\ \nu \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}\right) \quad (3)$$

Ou seja, os erros possuem médias e variâncias iguais a zero e um, respectivamente, e correlação igual a ρ , que nesse caso, se iguala à covariância. Se os erros forem não correlacionados ($\rho = 0$), então, as duas equações podem ser estimadas separadamente como modelos binários univariados. Em caso contrário ($\rho \neq 0$), quatro alternativas mutuamente exclusivas referentes à decisão de alocação de tempo por parte do jovem podem ocorrer: $EST^* > 0$ e

⁵Ver [Greene \(2012\)](#) para mais detalhes do modelo.

$TRB^* \leq 0$, apenas estuda; $EST^* > 0$ e $TRB^* > 0$, estuda e trabalha.; $EST^* \leq 0$ e $TRB^* > 0$, apenas trabalha; $EST^* \leq 0$ e $TRB^* \leq 0$, nem estuda e nem trabalha (nem-nem).

Assim, tem-se claramente possibilidades de *trade-off* entre estudar e/ou trabalhar ou nem-nem, as quais podem ser evidenciadas em nível observável ou não. A ocorrência de *trade-off* não observável dependerá do sinal e significância do coeficiente de correlação (ρ) entre os erros das duas equações. A interdependência de o jovem estudar e trabalhar será verificada por meio do teste de Wald sobre a hipótese, $H_0 : \rho = 0$.

Essa metodologia foi aqui adaptada, sendo as variáveis definidas da seguinte forma: $EST = 1$ refere-se ao jovem concluinte do ensino médio em 2011, identificado em 2013 cursando o ensino superior; $TRB = 1$ significa que esse jovem estava alocado no mercado de trabalho formal em 2013. Dessa forma, as quatro categorias citadas acima serão representadas por: $EST^* > 0$ e $TRB^* \leq 0$, apenas cursando ensino superior; $EST^* > 0$ e $TRB^* > 0$, cursando superior e trabalhando.; $EST^* \leq 0$ e $TRB^* > 0$, apenas trabalhando; $EST^* \leq 0$ e $TRB^* \leq 0$, nem cursando superior e nem trabalhando em empregos formais⁶.

Para se avaliar diferenças de qualificações dos jovens na alocação do tempo entre essas decisões, será aplicada uma extensão da decomposição Oaxaca-Blinder, seguindo Pal (2010), para um modelo probit bivariado. Isso é feito por decompor determinada qualificação (gênero, tipo de escola, bolsa família, etc) em duas componentes: uma relacionada e explicada pelas próprias variáveis de controle observadas e a outra por fatores não observados. A decomposição é feita considerando as estimativas simultâneas do modelo bivariado para estudar e trabalhar. Nesse sentido, seja $P(EST, X, \widehat{\beta})$ a probabilidade de o jovem cursar o ensino superior, cujo vetor de variáveis explicativas é dado por X e $\widehat{\beta}$ as estimativas dos parâmetros. Então, devido à característica binária das variáveis EST e TRB , a probabilidade de o jovem estudar no ensino superior é:

$$P(EST = j) = \sum_{k=0}^1 P(EST = j; TRB = k), j = \{0, 1\}; k = \{0, 1\} \quad (4)$$

Essa equação inclui quatro casos, que combinados geram a probabilidade de cursar ou não o ensino superior:

$$P(EST = 1) = P(EST = 1; TRB = 1) + P(EST = 1; TRB = 0) \quad (5)$$

$$P(EST = 0) = P(EST = 0; TRB = 1) + P(EST = 0; TRB = 0) \quad (6)$$

Para o caso de se avaliar a decomposição da qualificação por gênero ($Homem = H$ e $Mulher = M$), a probabilidade estimada de cada um estudar seria:

$$\widehat{P}_H(EST = 1) = \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_H, \widehat{\beta}_H} \right] \quad (7)$$

$$\widehat{P}_M(EST = 1) = \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_M, \widehat{\beta}_M} \right] \quad (8)$$

⁶Este trabalho optou por não considerar essa última categoria como nem-nem devido às seguintes possibilidades: Jovens concluintes do ensino médio estarem fazendo cursinho pré-vestibular ou estudando em casa a fim de ingressar no ensino superior e/ou estarem trabalhando no mercado informal.

O diferencial dessas probabilidades estimadas geraria a decomposição da diferença de qualificação por gênero, ou seja:

$$\begin{aligned} \widehat{P}_H(EST = 1) - \widehat{P}_M(EST = 1) = & \\ & \left\{ \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_H, \widehat{\beta}_H} \right] - \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_M, \widehat{\beta}_H} \right] \right\} \\ & + \left\{ \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_M, \widehat{\beta}_H} \right] - \sum_{k=0}^1 P \left[\frac{(EST = 1; TRB = k)}{X_M, \widehat{\beta}_M} \right] \right\} \quad (9) \end{aligned}$$

O primeiro componente se refere à variação explicada nas dotações entre homens e mulheres, e o segundo retrata o componente não explicado, o qual denota a influência de características não observadas, sejam culturais, sociais ou econômicas.

Decomposições dos diferenciais para outras qualificações dos jovens serão tratadas de forma similar. O empirismo da pesquisa será conduzido com dados longitudinais aos concludentes do ensino médio, a fim de verificar os que ingressaram no ensino superior e/ou mercado de trabalho e os que não estão presentes nessas atividades.

3.1 Variáveis e Bases de Dados

Para identificar os determinantes da tomada de decisão dos jovens concluintes do ensino médio, construiu-se uma amostra com informações longitudinais a partir da junção das seguintes bases de dados: lista dos concludentes no ensino médio em 2011, SPAECE 2011, Censo escolar 2011, Censo de Educação Superior 2013 e Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) 2013. Dessa forma, foram identificados os alunos concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011⁷, seu ingresso no ensino superior em 2013 e sua inserção no mercado de trabalho em 2013. Vale ressaltar que, como as informações da RAIS são de 2013, optou-se por identificar os egressos do ensino médio em 2011, para permitir uma defasagem temporal a fim de evitar o eventual impedimento para a entrada no mercado de trabalho devido à idade do jovem ou tempo gasto por procura de emprego.

Para compor a amostra, observou-se inicialmente a lista dos 7606 concludentes identificados pela SEDUC em 2011, cujas informações foram cruzadas com o censo escolar e com o SPAECE para obter informações sobre suas características pessoais e escolares – sexo, raça, idade, escola de conclusão, turma, curso de profissionalização, localização da escola, proficiências em matemática e português – resultando em 6796 concludentes. Destes, foram excluídos aqueles fora da faixa etária 15 a 24 anos, utilizada pelo Banco Mundial (2016), obtendo-se a amostra final com 6587 egressos.

Em seguida, identificou-se, a partir da RAIS, que 2575 desses alunos foram para o mercado de trabalho em 2013. Além disso, 1544 cursavam o ensino superior⁸ em 2013; 620 estavam no ensino superior em 2013 e no mercado de trabalho formal em 2013.

⁷Identificadores foram criados pela Secretaria de Educação do Ceará (SEDUC).

⁸Aproximadamente 44% dos concludentes.

Tabela 1: Proporção dos Jovens Presentes no Ensino Superior por Características - 2013

| Características | % | Características | % | Características | % |
|------------------|------|---|------|----------------------------|------|
| Universidade | | Grau_Acadêmico | | Financiamento_estudantil | 43,5 |
| Pública Federal | 20,2 | Bacharelado | 62,2 | Reembolsável_FIES | 28,4 |
| Pública Estadual | 17,8 | Licenciatura | 21,6 | Reembolsável_estadual | 1,4 |
| Privada | 61,9 | Tecnológico | 16,1 | Reembolsável_IES | 0,1 |
| Turno | | Sexo | | Reembolsável_externa | 0,1 |
| Matutino | 28,5 | Feminino | 58,8 | Prouni_integral | 5 |
| Vespertino | 7,1 | Cursando | 82,4 | Prouni_parcial | 3,4 |
| Noturno | 49,4 | Matrícula_trancada | 6,9 | Não reembolsável_municipal | 0,1 |
| Integral | 10,1 | Desvinculado do curso | 9,8 | Não reembolsável_IES | 17,8 |
| Cursos EAD | 4,9 | Transferido para outro curso da mesma IES | 0,7 | Reserva de Vagas | 2,2 |
| | | | | Ingresso_vestibular | 75,3 |
| | | | | Ingresso_enem | 20,1 |

Fonte: Elaboração dos Autores a partir do Censo de Educação Superior 2013.

Tabela 2: Proporção dos Jovens no Mercado de Trabalho por Características em 2013

| Características | Média em 2013 |
|------------------------------|---------------|
| Vínculo ativo | 60,7% |
| Tipo de vínculo | |
| Regido pela CLT | 71,3% |
| Aprendiz contratado | 13,5% |
| Servidor Público não efetivo | 4,9% |
| Tipo de Admissão | |
| Primeiro emprego | 39,5% |
| Reemprego | 16,3% |
| Tipo de Salário | |
| Mensal | 88,9% |
| Horário | 10,6% |
| Remuneração_(sal. mínimos) | 1,11 |
| Tempo_emprego (meses) | 9,86 |
| Idade (anos) | 19,98 |
| Sexo_Masculino | 49,7% |
| Raça | |
| Parda | 66,7% |
| Branca | 17,1% |
| Outras | 6,2% |

Fonte: Elaboração dos autores a partir das RAIS 2013.

Embora as variáveis descritas nas seções abaixo não sejam diretamente utilizadas para a estimação do modelo, considera-se relevante relatar a situação dos egressos do ensino médio presentes no ensino superior e no mercado de trabalho. A partir do censo de educação superior foi possível identificar as características dos concluintes de 2011 que estavam registrados no ensino superior em 2013, cujas proporções estão descritas na Tabela 1. Verifica-se que a proporção dos que ingressaram em instituição privada (62%) é maior do que em instituições públicas (38%), resultado este que se reflete em 71,9% que receberam algum tipo de financiamento estudantil ou FIES. O turno predominante é o noturno, com proporção de quase 50%, seguido dos Matutino e Integral. Ademais, verifica-se que a maioria dos alunos é do sexo feminino (58,8%), optou por cursos bacharelados (62,2%), está com status de matriculados (82,4%), e ingressou via vestibular (75,3%).

Dados da RAIS 2013 permitiram caracterizar os jovens alocados no mercado de trabalho formal urbano com informações de emprego e pessoais, conforme sintetizadas na Tabela 2.

Pode-se observar que 60,7% estavam com vínculo ativo em 2013, dos quais, 71,3% mantinham vínculo regido pela CLT; 39,5% estavam na categoria de admissão pelo primeiro emprego, 88,9% possuíam salário mensal. As remunerações médias desses trabalhadores presentes na RAIS em 2013, em salários mínimos, eram 1,11 s.m. O tempo médio de permanência no emprego foi 9,86 meses em 2013. Referente às características pessoais, 49,7% são do sexo masculino, 66,7% se consideram pardos e tem em média, 20 anos de idade.

Tendo em vista o elevado número de 596 ocupações criadas a partir da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO 2002), e sua intratabilidade esta-

Tabela 3: Agrupamentos de Ocupações

| Estrato Ocupacional | Categorias Profissionais |
|---------------------|--|
| 1 | Médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juízes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.). |
| 2 | Técnicos de contabilidade e administração, Mestre e Contramestres na indústria, Professores de ensino fundamental e médio, Corretores de Imóveis, Inspetores de Polícia, Carteiros, Comerciantes (proprietários) e Agricultores. |
| 3 | Torneiro Mecânico, Montadores de Equipamentos Elétricos, Vendedores, Operadores de caixa, Comerciantes contábil própria, Professores de ensino pré-escolar, Motoristas, Inspetores de alunos, Auxiliares de enfermagem, Auxiliares administrativos e de escritório, Policiais e Praças das Forças Armadas. |
| 4 | Ocupações da Indústria de Alimentos, da Indústria Têxtil, Pedreiros, Pintores, Garçons, Vigias, Porteiros, Estivadores. |
| 5 | Trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, como a de serventes de pedreiro, lavadeiras, empregadas domésticas e lixeiros. |

Fonte: Elaboração dos autores.

tística, utilizou-se o procedimento de [Jannuzzi \(2001, 2003\)](#) para reagrupá-las em apenas cinco estratos socio-ocupacionais, a partir de indicadores de renda, escolaridade e nível de precarização ocupacional. Tais estratos foram organizados com base no índice socioeconômico posicional (Isep)⁹, na ordenação das ocupações proporcionada pelos índices socioeconômicos, na tipologia de grupos ocupacionais de [Silva \(1992\)](#) e na proposta metodológica de estratificação social segundo grupos ocupacionais de [Goldthorpe \(1992\)](#). Na Tabela 3, estão descritas as categorias profissionais que compõem cada estrato ocupacional.

O primeiro estrato compreende as ocupações em posto de comando, de direção ou com especialização técnica superior. Reúne, portanto, as ocupações com rendimento e escolaridade mais elevadas, isto é, de maior status (Isep médio de 96%), geralmente, com rendimento melhores, escolaridade de 16 anos ou mais, tempo médio de trabalho acima de 10 anos, baixo risco ao desemprego.

O segundo estrato (Isep de 85%) é composto pelos pequenos proprietários, chefes e supervisores e empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços. Com menor poder de comando ou qualificação, tais ocupações apresentam um rendimento médio bem menor, ainda que em relação aos indicadores de escolaridade e precariedade as diferenças não sejam tão expressivas. O terceiro estrato (Isep de 69%) reúne a maioria de ocupações no Comércio, Serviços e postos qualificados da Indústria. O quarto grupo sócio-ocupacional (Isep de 45%) compreende os empregados em prestação de serviços de baixa qualificação nos serviços, construção

⁹Corresponde à porcentagem de indivíduos ocupados cujos níveis médios combinados de rendimento e escolaridade são menores ou iguais aos da ocupação considerada.

Tabela 4: Proporção dos Jovens no Mercado de Trabalho por Estratos Ocupacionais 2013

| Estratos Ocupacionais | 2013 (%) |
|-----------------------|----------|
| 1 | 3,34 |
| 2 | 40 |
| 3 | 37,4 |
| 4 | 18,41 |
| 5 | 0,86 |

Fonte: Elaboração dos autores a partir das RAIS 2013.

civil e indústria tradicional. Alguns indicadores de precarização chegam a ser ainda piores que os do estrato anterior: menos da metade contribui para a Previdência, metade tem sobrejornada e o risco ao desemprego é mais elevado. Na última categoria (Isep de 18%), estão agrupados os trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, ou seja, as que possuem remunerações e escolaridade mais baixas e elevada precariedade no mercado de trabalho¹⁰.

A Tabela 4 apresenta a proporção dos jovens concluintes por categoria ocupacional em 2013. Verifica-se que a maioria dos jovens se encontra nas categorias sócio-ocupacionais 2 e 3. Nesse período, 3,34% estavam presentes na categoria 1, 40% na categoria 2, 37,4% na categoria 3, 18,41% e 0,86% nas categorias 4 e 5.

Os dados utilizados na estimação do modelo proposto sobre as escolhas de atividades em 2013 pelos egressos do ensino médio em 2011 foram obtidos a partir do cruzamento das bases SPAECE 2011, censo escolar 2011, censo de educação superior 2013 e RAIS 2013. Para compor o conjunto de fatores que podem influenciar na tomada de decisão dessas escolhas, foram inseridas covariadas disponíveis no SPAECE 2011¹¹ com as seguintes discriminações: tipo de escola (profissionalizante ou regular), características pessoais (sexo, idade, raça, zona residencial), características familiares (escolaridade do pai, escolaridade da mãe, recebimento do benefício do Bolsa Família), características educacionais (proficiências em matemática e português) e características relacionadas aos comportamentos dos alunos, conforme descritas na Tabela 5.

As famílias assumem um papel importante nas decisões a serem tomadas pelos jovens. Alguns estudos que analisam a alocação do tempo dos jovens entre mercado de trabalho e estudo utilizam a escolaridade do chefe da família e o tamanho da família como fatores que podem influenciar tais decisões (CAMARANO; KANSO, 2012). Os programas sociais ou de transferências de renda também podem ser relevantes na formação social e econômica dos jovens de famílias pobres do Brasil (ARAÚJO; RIBEIRO; NEDER, 2010). Cabe destacar que neste trabalho a variável que identifica as famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família foi utilizada como representação das condições socioeconômicas e não para encontrar o efeito direto do benefício sobre a decisão do jovem, uma vez que a faixa etária considerada é 15 a 24 anos, logo a condicionalidade de recebimento da transferência não está associada a esses jovens.

A teoria dos Big Five proposta por Eysenck (1993) organiza as competências socioemocionais em cinco dimensões: Abertura a novas experiências (ten-

¹⁰Para mais detalhes ver Jannuzzi (2001, 2003).

¹¹Ano de conclusão do ensino médio.

Tabela 5: Variáveis na Amostra

| Variáveis | Descrição | Fonte |
|--------------------------------------|--|-------------------------|
| Dependentes: | | |
| Estuda Superior 2013 | 1, se o concluinte de 2011 estava cursando o ensino superior em 2013; 0 caso contrários (c.c) | Censo Educação Superior |
| Trabalha Formal 2013 | 1, se o concluinte de 2011 estava auferindo renda positiva no mercado de trabalho formal em 2013; 0 c.c | RAIS |
| Explicativas | | |
| EEEEP* | 1, se o aluno concluiu ensino médio na escola profissionalizante; 0 c.c | SEDUC/Censo escolar |
| Prof_Mat | Proficiência em matemática em 2011 | SPAECE |
| Prof_Port | Proficiência em Português em 2011 | SPAECE |
| Idade_2011 | Idade do concludente em 2011 | SPAECE |
| Sexo | 1, se masculino; 0 c.c | SPAECE |
| Zona Residencial | 1, se urbana; 0 c.c | SPAECE |
| Bolsa família | 1, se a família é beneficiária do bolsa família; 0 c.c | SPAECE |
| Esc_Pai | 1, se a educação do pai é inferior a 5ª série; 0 c.c | SPAECE |
| Esc_Mae | 1, se a educação da mãe é inferior a 5ª série; 0 c.c | SPAECE |
| Raça | 1, se branca; 0 c.c | SPAECE |
| Índice Comportamental dos Estudantes | ICE - Índice criado com base em Componentes Principais a partir das variáveis descritas abaixo, normalizado entre 0 e 1. | SPAECE |
| Abertura a novas experiências | | SPAECE |
| Coisas_inter | Participado de coisas interessantes na escola? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Aprend_coisas | Sempre aprendendo coisas novas nesta escola? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Aprendendo_materia | Aprendendo matéria que o professor ensina? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |

Fonte: Elaboração dos autores.

* Escolas Estaduais de Ensino Profissionalizante - EEEP

Tabela 5: Variáveis na Amostra (*continuação*)

| Variáveis | Descrição | Fonte |
|-----------------------|---|--------|
| Consciência | | SPAECE |
| Dedica tarefas | Se dedica na hora de fazer os trabalhos? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Gosta_escola | Gosta de ir para escola? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Gosta_tarefas | Gosta de fazer tarefas passadas pelo professor? Capricha na hora de fazer os trabalhos? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Extroversão | | SPAECE |
| Jornais | Ler Jornais de Notícias diariamente? Binária 1: Sim; 0: não | SPAECE |
| Revista | Ler revistas de informação geral? Binária 1: Sim; 0: não | SPAECE |
| Motiv_escola | Sente-se cheio de energia e animado na escola? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Amabilidade | | SPAECE |
| Relacionamento escola | Se relaciona bem com todos nesta escola? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Convivência | Gosta de estar com colegas? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |
| Respeito | Na escola, todos se tratam com respeito? Escala de 0 a 1, Discorda Totalmente = 0; Discorda Parcialmente = 0,25; Concorda parcialmente = 0,75 Concordo Totalmente = 1; | SPAECE |

Fonte: Elaboração dos autores.

dência a ser aberto a novas experiências estéticas, culturais e intelectuais); Consciência (inclinação a ser organizado, esforçado e responsável); Extroversão (orientação de interesses e energia em direção ao mundo externo, pessoas e coisas); Amabilidade (tendência a agir de modo cooperativo e não egoísta); Estabilidade Emocional (previsibilidade e consistência de reações emocionais, sem mudanças bruscas de humor).

Cabe ressaltar que, a criação do Índice Comportamental dos Estudantes foi uma tentativa de agrupar variáveis que fornecem indícios sobre o comportamento dos jovens durante o ensino médio e que podem ter impacto sobre decisões futuras desses jovens, mas não se espera que este seja considerado um índice padrão para definir essas habilidades. Nesse sentido, procuraram-se variáveis propensas a serem inseridas nessas cinco dimensões, embora não se constate alguma variável que pudesse estar relacionada com a dimensão da Estabilidade Emocional.

4 Resultados

4.1 Análise Descritiva

Estatísticas descritivas das variáveis explicativas correspondentes às atividades exercidas em 2013 pelos egressos do ensino médio – só estuda, só trabalha, estuda e trabalha, nenhuma destas – estão explicitadas na Tabela 6.

A categoria cursando o ensino superior e trabalhando em 2013 apresenta a maior proporção de jovens que estudaram nas escolas profissionalizantes em 2011, 85,4%, seguido das escolhas de só cursar o ensino superior e somente estar trabalhando. Observa-se que, a média de idade dos que não estão inseridos nem no ensino superior e nem trabalhando foi a maior observada dentre as categorias e com maior desvio-padrão, 17,99 e 1,523, respectivamente. Esse resultado fornece indícios que uma educação tardia ou a distorção idade/série pode dificultar a escolha do jovem entre estudo e trabalho pós-ensino médio. A categoria dos que só trabalham concentram a maior proporção do sexo masculino, seguida da categoria dos que estão cursando e trabalhando ao mesmo tempo e a escolha de cursar o ensino superior e trabalhar apresenta a maior proporção destes que moravam em zonas urbanas, 89,6%.

Referente à variável Bolsa Família, proxy para as condições socioeconômicas, verifica-se que a categoria que engloba os egressos que não estão cursando o ensino superior e nem trabalhando em empregos formais apresenta a maior proporção dos que afirmaram que algum membro da família recebia o benefício, 63,6%, seguido da categoria dos que só trabalham, 61,2%, enquanto que o grupo dos que só cursam o ensino superior foi a que apresentou a menor proporção, 48,7%. Ademais, a categoria Nenhum apresenta as maiores proporções dos que possuem pais e mães com no máximo a 5ª série do ensino fundamental de nível de escolaridade, 48,8% e 44,1%, respectivamente. Essas proporções corroboram com os estudos de [Leme e Wajzman \(2000\)](#) e [Menezes-Filho \(2012\)](#) que afirmaram que pais mais escolarizados e famílias com maior poder aquisitivo aumentam a probabilidade de o jovem frequentar escola.

O background educacional dos jovens durante o ensino médio está sendo representado pelas proficiências em matemática e português na prova do SPA-ECE em 2011. Pode-se observar que a categoria dos que só cursam o ensino superior apresenta a maior média de pontuação nas duas provas, 318,48 e

Tabela 6: Estatística Descritiva das Variáveis por Atividade Exercida pelo Egresso em 2013

| Variáveis | Só superior | | Só Trabalho | | Superior_Trabal | | Nenhum | |
|------------|-------------|--------|-------------|--------|-----------------|--------|--------|--------|
| | Média | DP | Média | DP | Média | DP | Média | DP |
| EEEEP | 0,738 | 0,4399 | 0,6219 | 0,4850 | 0,8548 | 0,3525 | 0,4520 | 0,4977 |
| Idade | 17,25 | 0,9319 | 17,98 | 1,375 | 17,45 | 0,9387 | 17,99 | 1,523 |
| Sexo | 0,4145 | 0,4929 | 0,5350 | 0,4988 | 0,4758 | 0,4998 | 0,3944 | 0,4888 |
| Zona_resid | 0,7932 | 0,4051 | 0,7381 | 0,4397 | 0,8967 | 0,3044 | 0,5965 | 0,4906 |
| Bolsa_fam | 0,4870 | 0,5001 | 0,6127 | 0,4872 | 0,5177 | 0,5000 | 0,6369 | 0,4809 |
| Esc_pai | 0,3423 | 0,4747 | 0,3900 | 0,4878 | 0,3209 | 0,4672 | 0,4886 | 0,4999 |
| Esc_mae | 0,2342 | 0,4237 | 0,3471 | 0,4761 | 0,2258 | 0,4184 | 0,4416 | 0,4966 |
| Prof_Mat | 318,48 | 53,963 | 282,56 | 51,089 | 315,20 | 51,007 | 272,09 | 51,291 |
| Prof_Port | 305,86 | 39,488 | 274,80 | 44,342 | 302,91 | 40,616 | 267,05 | 45,096 |
| Raça | 0,1991 | 0,3995 | 0,1529 | 0,3600 | 0,1693 | 0,3753 | 0,1612 | 0,3678 |
| IHS | 0,7981 | 0,1654 | 0,7905 | 0,1658 | 0,7934 | 0,1627 | 0,7918 | 0,1659 |

Fonte: Elaboração dos autores.

305,86, respectivamente, enquanto a categoria dos que não estão estudando e nem trabalhando apresenta as menores médias de pontuação, 272,09 e 267,05, respectivamente, indicando que o desempenho durante o ensino médio pode ser um fator importante na tomada de decisão, o qual não é considerado na literatura devido à dificuldade de se obter uma base de dados com informações longitudinais.

Além disso, o grupo dos que só estão presentes na educação superior apresenta a maior proporção dos que se consideram brancos, 19,9%. Referente ao Índice Comportamental dos Estudantes (ICE), é possível verificar que este apresenta média e desvio-padrão semelhantes entre os grupos que identificam a tomada de decisão dos jovens pós-ensino médio.

4.2 Decomposição do Modelo Probit Bivariado

Por considerar que as escolhas de estudar e trabalhar, aqui representadas por cursar o ensino superior e trabalhar em empregos formais após a conclusão do ensino médio, sejam atividades interdependentes, considerou-se um modelo probit bivariado, devido a sua adequação sobre a qualidade dos estimadores, em caso de as equações serem correlacionadas.

A Tabela 7 apresenta as estimativas do modelo probit bivariado e o resultado do teste de Wald aplicado à amostra, o qual rejeitou a hipótese de correlação zero entre os erros das equações (1) e (2), corroborando com o artigo de Shirasu e Arraes (2019). Assim, caso estas equações tivessem sido estimadas via probit univariados ou modelos multinomiais, tais como os encontrados por Leme e Wajnman (2000), Reis e Camargo (2019), Menezes-Filho (2012), Escolano e Pazello (2017), Ciríaco e Monte (2015) e Remy e Vaz (2017), as estimativas seriam viesadas.

Podem-se destacar algumas variáveis relevantes para a decisão entre cursar o ensino superior e entrar no mercado de trabalho, tais como, sexo e famílias beneficiárias do programa Bolsa Família, as quais foram negativas/significativa na equação para cursar o ensino superior e positiva/significativa na equação de entrada no mercado de trabalho. Isso possivelmente decorre da elevada distorção idade-série entre os homens, fazendo com que acabem ingressando no ensino superior mais tarde que as mulheres. Por outro lado, estes acabam ingressando mais cedo no mercado de trabalho para complementar a renda da família ou por buscar independência financeira. Todavia, a dedicação exclusiva ao trabalho durante a juventude pode ter efeitos negativos sobre o futuro no mercado de trabalho e a qualidade de vida (SHIRASU; ARRAES, 2019).

Variáveis como, estudar nas escolas profissionalizantes e a proficiência em português foram positivas/significativas nas duas equações. Esses resultados fornecem indícios que as escolas de educação profissional estão atingindo o objetivo tanto de capacitar o jovem para o ensino superior quanto para ingressar no mercado de trabalho. Esse resultado pode minimizar o problema destacado por Quintini, Martin e Martin (2007), ao afirmar que as altas taxas de desemprego juvenil pode ser reflexo de uma variedade de fatores, incluindo a proporção relativamente alta de jovens que saem da escola sem uma qualificação de ensino básico, pois, muitas vezes, as competências adquiridas na educação inicial nem sempre estão bem adaptadas às necessidades do mercado de trabalho. Já a variável que indica se a mãe possui no máximo a quarta série do ensino fundamental foi negativa tanto na equação de cursar o supe-

Tabela 7: Resultados Estimados do Probit Bivariado de Estudar e Trabalhar Pós Ensino Médio

| Variáveis | Superior | Trabalho |
|------------|-----------------------|----------------------|
| Sexo | -0,0692* (0,075) | 0,3169*** (0,000) |
| EEEP | 0,3085*** (0,000) | 0,3454*** (0,000) |
| Idade | -0,1338*** (0,000) | 0,0570*** (0,000) |
| Zona_resid | 0,2399*** (0,000) | 0,2376*** (0,000) |
| Bolsa_fam | -0,1925*** (0,000) | 0,0719** (0,031) |
| Esc_pai | -0,0489 (0,243) | -0,0894** (0,013) |
| Esc_mae | -0,2642*** (0,000) | -0,0945** (0,012) |
| Prof_Mat | 0,0041*** (0,000) | -0,0001 (0,748) |
| Prof_Port | 0,0056*** (0,000) | 0,0009** (0,051) |
| Raça | 0,0237 (0,629) | -0,0733* (0,094) |
| ICE | 0,1646 (0,155) | 0,0356 (0,715) |
| Rho | -0,0516** (0,0306) | |

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: p-valor entre parêntese. (*) estatisticamente significativa a 10%; (**) estatisticamente significativa a 5%; (***) estatisticamente significativa a 1%.

rior, quanto na equação do trabalho. Esse resultado corrobora o estudo de [Pal \(2010\)](#), o qual afirma que a educação da mãe aumenta a probabilidade de a filha estudar.

O índice criado para representar as relações e o comportamento dos estudantes na escola não foi significativo nas duas equações, porém, a interpretação destes resultados deve ser feita com ressalva, pois a construção desse índice difere do indicador de habilidades socioemocionais utilizado em outros estudos, tais como em [Costa, Lavinias e Santos \(2018\)](#), em que os autores utilizam o campo da psicologia para determinar as escalas para medir cada traço de personalidade dentro dos cinco eixos da teoria dos Big Fives, Abertura a novas Experiência, Conscenciosidade, Extroversão, Amabilidade e Estabilidade Emocional. Dessa forma, o índice criado por este trabalho não deve ser comparado ao Índice de Habilidades Socioemocionais presente em outros estudos. Os resultados insignificantes aqui encontrados podem ser justificados pela ausência de uma escala apropriada para medir esses indicadores, dado que a base do SPAECE não permite mensurar as habilidades não cognitivas, uma vez que estas estão estritamente relacionadas à personalidade do indivíduo, podendo ser moldadas por diversos fatores relacionados ao desenvolvimento individual, inclusive pelo ambiente familiar. Para se avaliar

diferenças de qualificações dos jovens na alocação do tempo entre essas decisões, aplicou-se a extensão da decomposição Oaxaca–Blinder seguindo Pal (2010) para um modelo probit bivariado. Optou-se por considerar as decomposições para as seguintes categorias: gênero; tipo de escola de conclusão do ensino médio (profissionalizante e regular); família beneficiária do Programa Bolsa Família. Os resultados estão dispostos nas Tabelas 8.

As Tabelas 9, 10 e 11 foram construídas com base nas equações (7) e (8) descritas na seção ???. A decomposição por gênero está representada na Tabela 9, em que, foram calculadas as probabilidades preditas de os jovens cursarem ou não o ensino superior, dependendo de eles estarem ativos ou não no mercado de trabalho formal. Isso é feito para os seguintes casos: homens usando as estimativas da equação dos próprios, e as estimativas da equação das mulheres; similarmente, as mulheres utilizando as estimativas de sua própria equação e as estimativas da equação dos homens.

As estimativas cruzadas são importantes para determinar a probabilidade de escolha, caso as mulheres possuíssem, em média, as características observadas dos homens, tais como, as proficiências em matemática e português, as escolaridades dos pais, raça, dentre outras. Além disso, elas são utilizadas para mensurar o diferencial de probabilidade em atributos observáveis e não observáveis.

Ao considerar os jovens que não estão no ensino superior e nem no mercado de trabalho formal, as probabilidades observadas e preditas são bastante semelhantes, 0,414 e 0,4144 para os homens, e 0,5130 e 0,5156 para as mulheres. Mas, caso eles utilizassem as estimativas cruzadas, a probabilidade dos homens aumentaria para 0,5096, e a das mulheres reduziria para 0,4208. Referentes aos jovens que estão cursando o ensino superior, mas não estão trabalhando, as probabilidades preditas, em suas próprias equações, são 0,1463 para as mulheres e 0,1292 para os homens, ao passo que com as equações cruzadas, as probabilidades passam a ser 0,1495 e 0,1239 para homens e mulheres, respectivamente. Esses resultados corroboram com Camarano e Kanso (2012) e Ciríaco e Monte (2015), os quais afirmam que indivíduos do sexo feminino são mais propensos a estarem excluídos da PEA.

Ademais, as probabilidades de cursar o ensino superior e trabalhar estão dispostas nas linhas 6 e 7, respectivamente. A partir da equação (??) foram calculados os diferenciais dessas probabilidades estimadas gerando a decomposição da diferença de qualificação por gênero sobre a decisão de cursar o ensino superior, em que, as variações explicadas e não explicadas são 1,08%¹² e -1,72%, respectivamente, o qual apresenta um diferencial total de -0,64%. Esses resultados mostram que o diferencial na probabilidade de cursar o ensino superior por gênero é negativo a favor das mulheres, apesar da baixa magnitude. Por outro lado, ao considerar a decomposição para a decisão de trabalhar, verifica-se que a parte explicada é 0,27% e a não explicada é 11,56%, apresentando diferencial total positivo a favor dos homens 11,83%¹³.

Dessa forma, a tomada de decisão varia conforme o gênero, em que, as mulheres apresentam probabilidades maiores de cursar o ensino superior, enquanto que os homens apresentam probabilidade maior de ingressar no mercado de trabalho. O sinal negativo da variação não explicada da decisão de

¹²Parte explicada = $0,2314 - 0,2206 = 0,0108$; Parte não explicada = $0,2206 - 0,2378 = -0,0172$. Diferencial Total = $0,0108 - 0,0172 = -0,0064$

¹³Parte explicada = $0,3407 - 0,338 = 0,0027$; Parte não explicada = $0,4563 - 0,3407 = 0,1156$. Diferencial Total = $0,0027 + 0,1156 = 0,1183$.

Tabela 8: Resultados Estimados do Probit Bivariado de Estudar e Trabalhar Pós Ensino Médio por Sexo, Ensino e Recebimento do Bolsa Família

| Variáveis | Homem | | Mulher | | EEEP | | Regular | | Com Bolsa Família | | Sem Bolsa Família | |
|------------|------------|------------|------------|------------|-------------------|-----------|------------|-----------|-------------------|------------|-------------------|------------|
| | Superior | Trabalho | Superior | Trabalho | Com Bolsa Família | Trabalho | Superior | Trabalho | Superior | Trabalho | Superior | Trabalho |
| EEEP | 0,3705*** | 0,2756*** | 0,2560*** | 0,4068*** | -0,0381 | 0,2096*** | -0,1425** | 0,4739*** | -0,055 | 0,3472*** | -0,088 | 0,2720*** |
| Idade | -0,1021*** | 0,0926*** | -0,1618*** | 0,0267 | -0,1144*** | 0,0717*** | -0,1555*** | 0,0542*** | -0,1332*** | 0,0444*** | -0,1355*** | 0,0763*** |
| Zona_resid | 0,2563*** | 0,1994*** | 0,2306*** | 0,2748*** | 0,1647** | 0,2933*** | 0,3393*** | 0,2007*** | 0,2424*** | 0,2641*** | 0,2600*** | 0,2022*** |
| Bolsa_fam | -0,1622*** | 0,0706 | -0,2153*** | 0,0699 | -0,2285*** | 0,0458 | -0,0807 | 0,1089** | 0,2340*** | 0,2955*** | 0,4010*** | 0,4171*** |
| Esc_pai | -0,0196 | -0,0717 | -0,0723 | -0,1084** | -0,0594 | -0,1117** | -0,0102 | -0,0527 | 0,0009 | -0,05 | -0,1225* | -0,1625*** |
| Esc_mae | -0,2323*** | -0,0287 | -0,2905*** | -0,1510*** | -0,2627*** | -0,0612 | -0,268*** | -0,1323** | -0,2685*** | -0,1254*** | -0,2506*** | -0,0279 |
| Prof_Mat | 0,0044*** | -0,0006 | 0,004*** | 0,0005 | 0,004*** | -0,0007 | 0,0048*** | 0,0011* | 0,0049*** | 0 | 0,0033*** | -0,0003 |
| Prof_Port | 0,0063*** | 0,0007 | 0,005*** | 0,0013** | 0,004*** | 0,0016*** | 0,0078*** | 0,0005 | 0,0058*** | 0,0009 | 0,0055*** | 0,0007 |
| Raça | 0,0983 | -0,1919*** | -0,0285 | 0,0161 | 0,013 | -0,0864 | 0,0428 | -0,0377 | 0,1052 | 0,0035 | -0,0645 | -0,1737*** |
| ICE | 0,1241 | 0,1319 | 0,1952 | -0,0553 | 0,0042 | 0,001 | 0,5561** | 0,1358 | 0,2756* | 0,0289 | 0,0645 | 0,0468 |

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: p-valor entre parêntese. (*) estatisticamente significativa a 10%; (**) estatisticamente significativa a 5%; (***) estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 9: Probabilidade Observada e Predita de Cursar Superior e Trabalho por Gênero

| Categorias | Probabilidade Observada | | Probabilidade predita | | | |
|---------------------------------|-------------------------|--------|--------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Homem | Mulher | Mulher usando Eq. Mulher | Homem usando Eq. Homem | Mulher usando Eq. Homem | Homem usando Eq. Mulher |
| (1) Não Superior e Não Trabalho | 0,4140 | 0,5130 | 0,5156 | 0,4144 | 0,4208 | 0,5096 |
| (2) Não Superior e Trabalho | 0,3555 | 0,2493 | 0,2465 | 0,3541 | 0,3584 | 0,2438 |
| (3) = (1)+(2) Não Superior | 0,7695 | 0,7623 | 0,7621 | 0,7685 | 0,7792 | 0,7534 |
| (4) Superior e Não Trabalho | 0,1301 | 0,1484 | 0,1463 | 0,1292 | 0,1239 | 0,1495 |
| (5) Superior e Trabalho | 0,1002 | 0,0891 | 0,0915 | 0,1022 | 0,0967 | 0,0969 |
| (6) = (4)+(5) Superior | 0,2303 | 0,2375 | 0,2378 | 0,2314 | 0,2206 | 0,2464 |
| (7) Trabalhar (2)+(5) | 0,4557 | 0,3384 | 0,338 | 0,4563 | 0,4551 | 0,3407 |

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 10: Probabilidade Observada e Preditada de Cursar Superior e Trabalho por Tipo de Escola

| Categorias | Probabilidade Observada | | Probabilidade predita | | | |
|---------------------------------|-------------------------|---------|----------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|
| | EEEP | Regular | Regular usando Eq. Regular | EEEP usando Eq. EEEP | Regular usando Eq. EEEP | EEEP usando Eq. Regular |
| (1) Não Superior e Não Trabalho | 0,3650 | 0,6123 | 0,6137 | 0,3660 | 0,4660 | 0,5017 |
| (2) Não Superior e Trabalho | 0,3179 | 0,2674 | 0,2660 | 0,3156 | 0,3449 | 0,2483 |
| (3) = (1)+(2) Não Superior | 0,6829 | 0,8797 | 0,8797 | 0,6816 | 0,8109 | 0,75 |
| (4) Superior e Não Trabalho | 0,1783 | 0,0875 | 0,0857 | 0,1778 | 0,1129 | 0,1707 |
| (5) Superior e Trabalho | 0,1385 | 0,0325 | 0,0344 | 0,1404 | 0,0761 | 0,0791 |
| (6) = (4)+(5) Superior | 0,3168 | 0,12 | 0,1201 | 0,3182 | 0,189 | 0,2498 |
| (7) Trabalhar (2)+(5) | 0,4564 | 0,2999 | 0,3004 | 0,456 | 0,421 | 0,3274 |

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 11: Probabilidade Observada e Predita de Cursar Superior e Trabalho – Bolsa Família

| Categorias | Probabilidade Observada | | Probabilidade predita | | | |
|---------------------------------|-------------------------|--------|-----------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | BF* | NBF** | NBF usando Eq. NBF | BF usando Eq. BF | NBF usando Eq. BF | BF usando Eq. NBF |
| (1) Não Superior e Não Trabalho | 0,4997 | 0,4228 | 0,4243 | 0,5013 | 0,4441 | 0,4838 |
| (2) Não Superior e Trabalho | 0,3043 | 0,2855 | 0,2840 | 0,3017 | 0,3189 | 0,2748 |
| (3) = (1)+(2) Não Superior | 0,804 | 0,7083 | 0,7083 | 0,803 | 0,763 | 0,7586 |
| (4) Superior e Não Trabalho | 0,1143 | 0,1788 | 0,1773 | 0,1132 | 0,1289 | 0,1533 |
| (5) Superior e Trabalho | 0,0815 | 0,1127 | 0,1142 | 0,0836 | 0,1079 | 0,0879 |
| (6) =(4)+(5) Superior | 0,1958 | 0,2915 | 0,2915 | 0,1968 | 0,2368 | 0,2412 |
| (7) Trabalhar (2)+(5) | 0,3858 | 0,3982 | 0,3982 | 0,3853 | 0,4268 | 0,3627 |

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: (*) Famílias que recebem Bolsa Família; (**) Famílias que não recebem Bolsa Família.

estudar, e positivo de trabalhar, indica que as mulheres com os mesmos atributos observados que os homens têm maiores chances de estudar e menores chances de ingressarem no Mercado de trabalho. Esses resultados sugerem que, em relação à probabilidade de trabalhar, há um componente de discriminação de gênero.

Tendo em vista a relevância do tipo de escola cursada no período anterior à decisão entre estudar e/ou trabalhar, negligenciada pelos trabalhos presentes na literatura, tais como, [Leme e Wajnman \(2000\)](#), [Ciríaco e Monte \(2015\)](#) e [Shirasu e Arraes \(2019\)](#), optou-se por aplicar os mesmos procedimentos e encontrar a decomposição do diferencial total da probabilidade entre os alunos que concluíram nas escolas profissionalizantes e regulares. [Corseuil e Franca \(2015\)](#) sugerem checar o envolvimento do jovem que sai do emprego (ou que tenta entrar e não consegue) com a escola e afirmam que esse envolvimento é de extrema importância para a tomada de decisão. A Tabela 10 apresenta as probabilidades observadas e previstas de cursar e não cursar o ensino superior para os jovens das escolas profissionalizantes e regulares.

A probabilidade observada para os jovens que não estão no ensino superior e nem no mercado de trabalho formal é 0,3650 para alunos das EEEP e 0,6123 para os alunos das escolas regulares, enquanto a probabilidade prevista correspondente para as escolas profissionalizantes usando a equação das EEEP é 0,3660 e 0,6137 para as regulares usando os parâmetros estimados da equação das regulares. Todavia, se fosse utilizado os parâmetros das EEEP, a probabilidade dos jovens das regulares reduziria para 0,4660.

Quando se considera os jovens que estão cursando o ensino superior e estão trabalhando, a probabilidade prevista é 0,0344 para as regulares, usando os parâmetros da equação das regulares e 0,1404 para as escolas profissionalizantes, usando os parâmetros da equação das EEEP. Ao utilizar os parâmetros destas para a probabilidade cruzada das Regulares, a probabilidade prevista aumenta para 0,0761. O diferencial total da probabilidade prevista de cursar o ensino superior é 19,81%¹⁴ a favor dos alunos das EEEP, em que, 12,97% refere-se à parte explicada e 6,84% à parte não explicada. Já, o diferencial total da probabilidade prevista de trabalhar entre esses jovens é 0,1556¹⁵ beneficiando os alunos das escolas profissionalizantes, com 0,027 e 0,1286 referentes à parte explicada e não explicada, respectivamente.

Assim, percebe-se que os alunos que concluíram nas EEEP apresentam características observáveis e não observáveis que favorecem a ingressarem no ensino superior e/ou no mercado de trabalho, corroborando os resultados encontrados por [Escolano e Pazello \(2017\)](#), os quais afirmaram que uma educação voltada para o ensino profissionalizante durante o Ensino Médio pode ser a melhor opção para os jovens brasileiros.

[De Hoyos, Popova e Rogers \(2016\)](#) afirmaram que a condição de nem-nem para aqueles que já concluíram o ensino médio pode estar associada à qualidade da educação recebida nas escolas, em que, esta pode ter sido insuficiente para a inserção no mercado de trabalho.

A Tabela 11 apresenta as probabilidades atuais e previstas de cursar e ensino superior e trabalhar para jovens pertencentes às famílias beneficiárias do

¹⁴Parte explicada = $0,2498 - 0,1201 = 0,1297$; Parte não explicada = $0,3182 - 0,2498 = 0,0684$. Diferencial Total = $0,1297 + 0,0684 = 0,1981$.

¹⁵Parte explicada = $0,3274 - 0,3004 = 0,027$; Parte não explicada = $0,4556 - 0,3274 = 0,1286$. Diferencial Total = $0,027 + 0,1286 = 0,1556$

programa Bolsa Família, cuja correspondente variável se mostrou estatisticamente relevante na equação do probit bivariado. Cabe ressaltar que a variável referente ao recebimento do Bolsa Família foi utilizada neste trabalho como proxy para as condições socioeconômicas.

Ao considerar os jovens que não estão no ensino superior e nem no mercado de trabalho formal, a probabilidade atual é 0,4997 para os jovens cuja família recebe Bolsa Família (BF) e 0,4228 para aqueles que as famílias não recebem este benefício (NBF). A probabilidade predita correspondente para os jovens do BF usando a equação destes é 0,5013, e 0,4243 para os jovens NBF usando também as estimativas da própria equação. Se, contudo, fosse utilizado os parâmetros dos NBF, a probabilidade dos jovens do BF reduziria para 0,4838, enquanto que a probabilidade dos NBF aumentaria para 0,4441, se fossem utilizadas as estimativas da equação dos BF.

Quando se considera os jovens que estão cursando o ensino superior, mas não estão trabalhando, a probabilidade predita é 17,73% para aqueles que não possuem membro da família que recebe o Bolsa Família usando os parâmetros da equação dos NBF e 11,32% para os jovens do BF usando os parâmetros da equação destes. Ao utilizar os parâmetros da equação do NBF para a probabilidade predita dos beneficiários, esta aumenta para 15,33% e a probabilidade predita para os NBF usando a equação dos BF reduz para 12,89%.

O diferencial total da probabilidade predita de cursar o ensino superior entre jovens de famílias que recebem o bolsa família e jovens de famílias que não recebem é -0,0947¹⁶ a favor dos alunos dos que não recebem, em que, -0,0503 refere-se à parte explicada e -0,0444 a parte não explicada. Já, o diferencial total da probabilidade predita de trabalhar entre esses jovens é -0,0129¹⁷, beneficiando os alunos que não recebem o benefício, com -0,0355 e 0,0226 referentes à parte explicada e não explicada, respectivamente. Assim, percebe-se que os alunos pertencentes a famílias que recebem o benefício apresentam características observáveis que dificultam ingressarem no ensino superior, ao passo que apresentam fatores não observáveis que favorecem a entrarem no mercado de trabalho.

Dessa forma, os resultados fornecem indícios de que os jovens, cuja família seja beneficiária do programa, estão em condições de maior vulnerabilidade social e apresentam maiores probabilidades de estarem na condição de nem-nem pós-ensino médio, corroborando com os estudos de [Cabanas, Komatsu e Menezes Filho \(2013\)](#).

5 Conclusão

Com base nas informações revisadas na literatura, espera-se que este trabalho contribua com o debate que relaciona educação e trabalho de jovens, ao trazer novas evidências que identificam fatores associados às suas decisões pós-ensino médio quanto a ingressar no ensino superior e/ou no mercado de trabalho ou a escolha por nem estudar nem trabalhar. Isso é feito com procedimentos amostrais inéditos.

¹⁶Parte explicada = $0,2412 - 0,2915 = -0,0503$; Parte não explicada = $0,1968 - 0,2412 = -0,0444$. Diferencial Total = $-0,0503 + (-0,0444) = -0,0947$.

¹⁷Parte explicada = $0,3627 - 0,3982 = -0,0355$; Parte não explicada = $0,0226$. Diferencial Total = $-0,0355 + 0,0226 = -0,0129$.

Uma das contribuições deste estudo reside na base de dados utilizada em nível longitudinal, obtida a partir da junção de cinco diferentes fontes, conforme detalhada no texto. A abordagem metodológica foi aplicada com procedimento estatístico julgado mais apropriado aos dados longitudinais que permitiu identificar fatores relacionados aos jovens, durante o ensino médio, tais como, tipo da escola cursada e background educacional, consideradas importantes para sua tomada de decisão após a conclusão dessa fase, até então, não identificada terem sido abordadas na literatura.

O objetivo central foi verificar a trajetória dos jovens egressos das escolas estaduais de ensino médio no Ceará em 2011, identificando os fatores que influenciaram na decisão de ingressarem no ensino superior e/ou mercado de trabalho ou nenhum destes em 2013, considerando características pessoais, familiares, educacionais e escolares desses jovens. Ademais, buscou-se realizar diferentes cenários de decomposições para qualificações dos jovens, tais como: decomposições por gênero, tipo de escola e recebimento do benefício Bolsa Família, identificando o efeito de fatores observáveis e não observáveis sobre sua decisão de alocação do tempo.

Embora as variáveis presentes no censo de educação superior 2013 e nas RAIS 2013 não tenham sido utilizadas para a estimação do modelo de decisão, este trabalho buscou elaborar um panorama das características dos jovens concluintes presentes no ensino superior, de forma a observar o tipo da IES, o tipo do curso, a forma de ingresso, recebimento de bolsa ou financiamento, dentre outros fatores, assim como, verificar as características dos jovens que estão trabalhando, observando o tipo de vínculo, o tipo de admissão, a remuneração média, horas trabalhadas e o tipo de ocupação que esses jovens estão inseridos.

Ao considerar apenas os jovens egressos que estavam presentes no ensino superior em 2013, foi possível verificar que a maioria ingressou em instituições privadas, no turno noturno em cursos de bacharelados. Além, disso, 58,8% são do sexo feminino, 75,3% entraram via vestibular e 43,5% desses jovens recebem algum tipo de financiamento. Enquanto que, para os jovens presentes na RAIS 2013, observou-se que, em sua maioria, possuem vínculo ativo, são regidos pela CLT, estavam na categoria de primeiro emprego e são do sexo masculino. Em média, apresentam remuneração superior ao salário mínimo do período, trabalham 40 horas semanais e tem 20 anos de idade e se concentram principalmente, nas categorias socioocupacionais intermediárias, composto por pequenos proprietários, chefes e supervisores e empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços, dentre outros.

Referente aos resultados da estimação do probit bivariado verificou-se que existe correlação significativa entre as decisões de cursar o ensino superior e trabalhar, de forma que estimar essas equações de forma univariada forneceria resultados viesados. Destes, foi possível identificar variáveis relevantes que influenciam a tomada de decisão, tais como: sexo, tipo de escola cursada, benefício Bolsa Família, escolaridade da mãe, proficiência de português, dentre outras. Por outro lado, variáveis como, escolaridade do pai, raça e o índice comportamental dos estudantes na escola não foram significantes.

A partir das probabilidades observadas e preditas, é possível perceber que jovens do sexo feminino, advindos de escolas regulares e pertencentes às famílias que recebem o Bolsa Família apresentam probabilidades maiores de não ingressarem no ensino superior e não estarem no mercado de trabalho formal.

Ao encontrar o diferencial total da probabilidade de cursar o ensino superior e decompor em características observáveis e não observáveis por sexo, tipo de escola e recebimento do benefício, verificaram-se diferenciais negativos, a favor das mulheres, e positivos para os alunos das escolas profissionalizantes e para os jovens que não pertencem às famílias que recebem o benefício. Enquanto que, o diferencial total da probabilidade predita de trabalhar foi positivo para os homens e para os alunos das escolas profissionalizantes, e negativo a favor dos alunos cujas famílias não fazem parte do programa de transferência de renda, embora os que recebam apresentem fatores não observáveis que favorecem a entrada no mercado de trabalho.

Embora com algumas limitações decorrentes de não observar os jovens que podem estar no mercado de trabalho informal, este trabalho procurou mostrar que variáveis relacionadas ao ensino médio possuem impactos significativos sobre a tomada de decisão futura desses jovens. Esses resultados podem servir como uma alerta em relação aos fatores determinantes da escolha dos jovens pós-ensino médio e podem ter sido agravados pela pandemia da Covid-19.

Segundo [Silva e Vaz \(2020\)](#), se antes do cenário pandêmico, o Brasil já contava com um número considerável de jovens que não estudavam, não trabalhavam e não estavam em treinamento, as especificidades da crise Covid-19 agravam esse quadro, na medida em que contribuem para aumentar o contingente de jovens que interrompem seus estudos e param de buscar emprego, ampliando o grupo dos jovens nem-nem desengajados da força de trabalho.

Dentre os nem-nem, [Neri \(2021\)](#) destaca que as mulheres foram afetadas desproporcionalmente. Isso se explica pela inserção maior das mulheres nas tarefas de cuidado durante a pandemia, tanto o cuidado de outras pessoas, quanto o cuidado doméstico. Além disso, o autor afirma que os mais pobres foram ainda mais prejudicados, tendo seu tempo para os estudos reduzidos praticamente pela metade: de 4 horas para 2 horas para aqueles que recebem Bolsa Família.

Dessa forma, os resultados deste trabalho fornecem indícios que uma forma de tentar minimizar esses cenários para os jovens e que podem ter sido agravados pela pandemia seria fornecer um ensino médio de qualidade que capacite os concluintes a ingressarem no ensino superior e/ou no mercado de trabalho. Espera-se que políticas de ensino profissional sejam reforçadas no estado, principalmente, neste período pós-pandêmico, de forma a combater o problema dos nem-nem no estado do Ceará e que possa servir como exemplos para outros estados.

Referências

- ARAÚJO, Gláucia dos Santos; RIBEIRO, Rafael; NEDER, Henrique Dantas. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana em 2006. *Economia*, v. 11, n. 4, 2010.
- CABANAS, P.; KOMATSU, B. K.; MENEZES FILHO, N. A. Crescimento da Renda, Queda da Desigualdade e Pobreza no Brasil: uma Análise de Decomposição para os Anos de 2004 a 2014. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. *Anais do 42º Encontro Nacional de Economia*. [S. l.: s. n.], 2013.

- CAMARANO, Ana Amélia; KANSO, Solange. O Que estão Fazendo os Jovens que Não Estudam, Não Trabalham e Não Procuram Trabalho? *Boletim Mercado de Trabalho*, v. 53, 2012.
- CARDOSO, Ana. Juventude, Trabalho e Desenvolvimento: Elementos para uma Agenda de Investigação. *Caderno CRH*, v. 26, n. 68, p. 293–314, 2013.
- CIRÍACO, Janaína Santana; MONTE, Paulo Aguiar do. A Situação Ocupacional e Educacional dos Jovens no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 14., 2015, Campinas. *Anais*. Campinas: ABET, 2015.
- CORSEUIL, Carlos Henrique; SANTOS, Daniel Duque; FOGUEL, Miguel Nathan. *Decisões Críticas em Idades Críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina*. [S. l.], 2001. p. 1–51.
- CORSEUIL, Carlos Henrique L.; FRANCA, Marcia A. P. *Inserção dos Jovens no Mercado de Trabalho Brasileiro: evolução e desigualdades no período 2006-2013*. Brasília: OIT, 2015.
- COSTA, Marco Painho Canado; LAVINAS, Lena; SANTOS, Daniel Duque. Ambiente familiar e proficiência escolar: o papel das habilidades socioemocionais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 49., 2018, Rio de Janeiro. *Anais*. Rio de Janeiro: ANPEC, 2018.
- DE HOYOS, Rafael; POPOVA, Anna; ROGERS, Halsey. *Out of School and Out of Work: A Diagnostic of Ninis in Latin America*. 2016. Disponível em: <http://documents.worldbank.org/curated/pt/941721468195848625/pdf/WPS7548.pdf>. Acesso em: 18 abr. 2016.
- ESCOLANO, Anabela Jovchelovitch Martins; PAZELLO, Elaine Toldo. *Trabalhar e/ou Continuar Estudando? As Decisões dos Jovens que se Matriculam no Último Ano do Ensino Médio - Uma Análise a Partir da PME*. São Paulo, 2017.
- EYSENCK, Hans J. The Structure of Phenotypic Personality Traits: Comment. *American Psychologist*, v. 48, n. 12, p. 1299–1300, 1993.
- GOLDTHORPE, John H. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. New York: Oxford University Press, 1992.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 7. ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2012.
- GUIMARÃES, Alexandre Queiroz; ALMEIDA, Margareth Ester. Os Jovens e o Mercado de Trabalho: Evolução e Desafios da Política de Emprego no Brasil. *Temas de Administração Pública*, v. 8, n. 2, 2013.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA — IPEA. *Diagnostic of Youth Inclusion Policies in Brazil: a Decomposition Analysis*. 2015.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA — IPEA. *Diagnóstico da inserção dos jovens brasileiros no mercado de trabalho em um contexto de crise e maior flexi-*

- bilização. 2020. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/relatorio_institucional/200707_ri_diagnostico_de_insercao_de_jovens.pdf. Acesso em: ago. 2021.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. *Censo de Educação Superior: microdados do censo de educação superior*. Brasília, DF: INEP, 2013.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. *Censo Escolar da Educação Básica: microdados do censo escolar*. Brasília, DF: INEP, 2011.
- JANNUZZI, Paulo de Martino. *Indicadores sociais no Brasil*. 2. ed. Campinas: Alínea, 2003.
- JANNUZZI, Paulo de Martino. Status socioeconômico das ocupações brasileiras: medidas aproximativas para 1980, 1991 e anos 90. *Revista Brasileira de Estatística*, v. 61, n. 2, p. 47–74, 2001.
- LEME, Maria Carolina; WAJNMAN, Simone. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu. *Anais*. Belo Horizonte: ABEP, 2000.
- MENEZES-FILHO, Naercio Aquino. *Adolescents in Latin America and Caribbean: examining time allocation decisions with cross-country micro data*. São Paulo: FIPE/USP, 2012.
- MINISTÉRIO DA ECONOMIA. *RAIS - Relação Anual de Informações Sociais: microdados da rais*. Brasília, DF: Ministério da Economia, 2013.
- NERI, Marcelo. *Juventudes, Educação e Trabalho: Impactos da Pandemia nos Nem-Nem*. Rio de Janeiro: FGV Social, 2021. 24 p.
- NILSSON, Bjorn. The School-to-Work Transition in Developing Countries. *Journal of Development Studies*, v. 55, n. 5, p. 745–764, 2018.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO — OIT. *Emprego Juvenil 2017*. 2017. Disponível em: <http://www.ilo.org/brasil/temas/emprego/lang--pt/index.htm>. Acesso em: jun. 2018.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO — OIT. *ILO Monitor: COVID-19 and the world of work. Third edition, Updated estimates and analysis*. 2021. Disponível em: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/briefingnote/wcms_743146.pdf. Acesso em: ago. 2021.
- PAL, Sarmistha. How much of the Gender Difference in Child School Enrolment Rates can be explained? *Economics and Sociology*, v. 3, n. 1, p. 43–50, 2010.

- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRAS DE DOMICÍLIOS CONTÍNUA — PNAD. PNAD *Contínua – Educação 2019*. IBGE. 2020. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101736_informativo.pdf. Acesso em: ago. 2021.
- QUINTINI, Glenda; MARTIN, John P; MARTIN, Sebastián. The Changing Nature of the School-to-Work Transition Process in OECD Countries. *IZA Discussion Paper*, n. 2582, p. 1–45, 2007.
- REIS, Mauricio Cortez. Uma Análise da Transição dos Jovens Para o Primeiro Emprego no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 1, p. 125–143, 2015.
- REIS, Mauricio Cortez; CAMARGO, José Márcio. Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 49, n. 3, p. 523–545, 2019.
- REMY, Maria Alice Peixoto; VAZ, Daniela Verzola. Fora da Escola e do Mercado de Trabalho: O Jovem Nem-nem no Estado do Rio de Janeiro. *Revista ABET*, v. 16, n. 2, 2017.
- SECRETARIA DE EDUCAÇÃO DO ESTADO DO CEARÁ — SEDUC. *Lista de Concluintes*. Fortaleza, CE: SEDUC, 2011a.
- SECRETARIA DE EDUCAÇÃO DO ESTADO DO CEARÁ — SEDUC. *Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (SPAECE)*. Fortaleza, CE: SEDUC, 2011b.
- SHIRASU, Mayra Rocco; ARRAES, Ronaldo A. Decisão dos Jovens Brasileiros: trabalhar e/ou estudar ou nem-nem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 49, n. 2, p. 97–130, 2019.
- SILVA, E. R. A.; VAZ, F. M. Os Jovens que não Trabalham e não Estudam No Contexto Da Pandemia da Covid-19 no Brasil. *Mercado de Trabalho*, n. 70, 2020.
- SILVA, Nelson Valle. Uma proposta de classificação das ocupações brasileiras. LNCC, Mimeografado. [S. l.], 1992.
- TILLMANN, Elina Almeida; COMIM, Flávio. Os Determinantes da Decisão entre Estudo e Trabalho entre Jovens Brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 2, p. 377–398, 2016.

EFEITO DA EDUCAÇÃO DOS PAIS SOBRE O RENDIMENTO ESCOLAR DOS FILHOS VIA DEPENDÊNCIA ADMINISTRATIVA DA ESCOLA

NATANIELE DOS SANTOS ALENCAR *

EDWARD MARTINS COSTA †

AHMAD SAEED KHAN ‡

FRANCISCA ZILANIA MARIANO §

JAIR ANDRADE DE ARAUJO ¶

Resumo

O estudo busca mensurar o efeito indireto da escolaridade das mães e dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos que estudam no 5º ano do ensino fundamental das áreas urbanas brasileiras, por meio da mediação do tipo de escola que eles estudam. O método utilizado foi o de Efeito Mediação Causal; os dados são do SAEB para o ano de 2017. Os resultados apontam que o efeito é potencializado pelo tipo de escola que os filhos estudam, se são particulares ou públicas, principalmente quando o pai possui nível superior completo.

Palavras-chave: Efeito Mediação Causal; escolaridade dos pais; desempenho educacional.

Abstract

The study seeks to measure the indirect effect of the education of mothers and fathers on the school performance of children who attend the 5th year of elementary school in Brazilian urban areas, through the mediation of the type of school they attend. The method used was the Causal Mediation Effect; data are from SAEB for the year 2017. The results show that the effect is enhanced by the type of school the children attend, whether they are private or public, especially when the father has completed higher education.

Keywords: Causal Mediation Effect; parents' schooling; educational performance.

JEL classification: I21, I26, C21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184088>

* Doutoranda em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC). E-mail: nataniele-santos@hotmail.com

† Professor Associado do Programa de Pós-graduação em Economia Rural (PPGER/UFC). E-mail: edwardcosta@ufc.br

‡ Professor Emérito da Universidade Federal do Ceará (UFC) e Pesquisador Visitante do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: shaeed@ufc.br

§ Professora assistente da Universidade Federal do Ceará (UFC/Campus de Sobral). E-mail: zilania@ufc.br

¶ Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER/UFC). E-mail: jarajujoce@gmail.com

1 Introdução

A educação é um investimento em capital humano¹ e um direito do indivíduo. Relevantes são as contribuições do capital humano para o crescimento econômico (BLUNDELL *et al.*, 1999; SALGUEIRO; NAKABASHI; PRINCE, 2011; WHALLEY; ZHAO, 2013). No Brasil, as escolas são de responsabilidade pública e privada. Segundo os artigos 205, 208 e 209 da constituição federal, a educação é um direito de todos e dever do Estado e da família. O estado tem por obrigação garantir a oferta gratuita do ensino fundamental (SENADO FEDERAL, 1988). Mas, o ensino também é livre para as iniciativas privadas, desde que elas atendam as condições da constituição, ou seja, cumpram as normas gerais da educação nacional, além da autorização e avaliação de qualidade pelo Poder Público.

Os padrões educacionais entre escolas públicas e privadas são diferentes, pois as escolas privadas estão mais presentes em áreas urbanas e têm como público-alvo famílias com maior poder aquisitivo, que escolhem sair do sistema público. Em alguns casos, as classes de renda média e baixa também se esforçam para enviar seus filhos para a escola particular (GOUDA *et al.*, 2013) já que estudos como o de Alves *et al.* (2013) mostram que alunos de escolas privadas apresentam melhores desempenhos educacionais.

O tipo de escola que os alunos estudam dependem das decisões familiares. A escolha da escola onde o aluno vai estudar é influenciada pelas diferenças no nível de escolaridade dos pais. Espera-se que pais com maiores níveis de escolaridade tendem a ter maiores níveis de renda, resultado do retorno do capital humano, e conseqüentemente tendem a investir mais na educação dos filhos. Portanto, fortes são as determinações das origens sociais nas trajetórias escolares brasileiras, tendo em vista que mesmo a escolaridade sendo um critério importante na definição de prestígios e da renda no país, ela depende da posição social da família (SILVA; BARBOSA, 2012).

A educação dos pais está positivamente relacionada com a probabilidade de os filhos frequentarem escolas privadas e terem melhores resultados nas pontuações dos testes educacionais (GUIMARÃES; SAMPAIO, 2013). Sendo que os efeitos familiares e escolares são maiores para os alunos do 5º ano (LIMA; CARVALHO; SILVA, 2021). Os anos iniciais de ensino são fundamentais na alfabetização dos indivíduos, sendo o 5º ano do ensino fundamental o primeiro ano da educação básica que é avaliado nacionalmente. Os resultados do SAEB de 2017, revelam que os estudantes de escolas públicas urbanas do 5º ano do ensino fundamental estão atrasados em níveis da escala de proficiência em relação aos de escolas particulares². E a maioria dos alunos de escolas privadas tem pais e mães com nível superior completo. Como nem todos os pequenos municípios, distritos ou vilas brasileiras têm escolas com níveis mais elevados de educação, ao analisar o 5º ano tem-se a possibilidade de uma maior análise da realidade brasileira.

Muitas são as diferenças familiares e escolares entre alunos e os agentes envolvidos no sistema educacional, além disso, existem variáveis as quais se

¹A teoria do capital humano foi desenvolvida na década de 1960 e 1970, com as contribuições dos autores Schultz (1974), Becker (1964) e Mincer (1974), e tem como ideia principal, que a educação é um investimento no conhecimento e nas habilidades das pessoas (WOESSMANN; SCHUTZ, 2006; WOESSMANN, 2014).

²Em 2017, o desempenho médio dos estudantes de escolas particulares foi de 253,548 e 264,514 pontos em Língua Portuguesa e Matemática, respectivamente, que corresponde ao sexto nível na escala de proficiência. Já os de escolas públicas foram de 219,752 e 229,002, ficaram então nos níveis 4 e 5 da escala de proficiência.

relacionam e são importantes para determinar o rendimento escolar dos alunos, algumas delas são abordadas no presente estudo. Diante do exposto, este estudo tem por objetivo avaliar o efeito da educação dos pais via mediação do tipo de escola sobre o rendimento escolar dos filhos no Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), considerando os alunos do 5º ano do ensino fundamental no ano de 2017.

Para atingir o objetivo proposto, o método utilizado é o de Efeito Mediação Causal que foi desenvolvido por Imai, Keele e Tingley (2010). Assim, é possível capturar a parcela do efeito da educação dos pais, sobre o desempenho escolar dos filhos, explicado pelo efeito deles estudarem em escolas públicas municipais ou privadas. Os dados utilizados são do SAEB para o ano de 2017, disponibilizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

O estudo busca contribuir com a literatura ao abordar que o efeito causal do nível de educação dos pais não ocorre apenas de forma direta, mas também, de forma indireta via o tipo de escola que os filhos estudam. Espera-se que pais com maiores níveis de escolaridade tenham melhores níveis de renda e, invistam mais na educação dos seus filhos, já que tendem a ter mais condições para pagar os estudos destes. Outra contribuição é em relação ao modelo utilizado que se diferencia dos outros métodos de estimativas causais³. Segundo Imai, Keele, Tingley e Yamamoto (2011) esse método corrige erros comuns cometidos por outros métodos empíricos de quantificar mecanismos causais com modelos estatísticos não lineares. Hicks e Tingley (2011) destaca também, que esse método rompe com limitações de outros métodos ao fornecer funções para o cálculo correto dos efeitos da mediação causal, por diferentes tipos de modelos paramétricos, além de possibilitar o cálculo das análises de sensibilidade para violações da suposição de identificação, garantindo a robustez da interpretação dos resultados da mediação causalmente.

O artigo é composto por quatro seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta estudos sobre a relação do *background* familiar e escolar para o desempenho dos alunos; na terceira são expostos os procedimentos metodológicos utilizados no estudo; na quarta, os resultados e discussões e a quinta seção, as considerações finais.

2 A relação do *background* familiar e escolar para o desempenho dos alunos

O *background* familiar é importante para o desempenho acadêmico dos alunos, como é verificado por Palermo, Silva e Novellino (2014), Huang e Hwang (2014), Marbuah (2016) e Souza, Oliveira e Annegues (2018). Vários são os fatores que estão associados ao *background* familiar, como por exemplo, a maior participação da família na educação, que são mais importantes para os resultados educacionais do que as próprias características das escolas (ARAÚJO; ALMEIDA, 2013; AYODELE; OLADOKUN; GBADEGESIN, 2016).

Os desempenhos acadêmicos das crianças aumentaram com a melhoria da frequência de comunicação entre os pais e seus filhos, bem como a participação de ambos na escola (CIA; PAMPLIN; WILLIAMS, 2008). Souza (2009) destacam

³Propensity Score Matching; Entropia; Diferença em Diferença; Variáveis Instrumentais, dentre outros métodos.

que, para o melhor desempenho escolar das crianças é importante um bom relacionamento entre a família e a escola, pois o desempenho dos alunos pode ser modificado de forma positiva ou não, vai depender da influência familiar e das instituições escolares (LÓPEZ, 2002; PEREZ, 2009).

Tratando-se dos pais que colocam seus filhos em escolas públicas, eles apresentam dois tipos de perfis. Um dos perfis apresentado por Castro e Regattieri (2009), é o de pais que não têm a cultura, nem conhecimento de cobrar os seus direitos e exigir educação de qualidade para seus filhos. Nesse sentido, existe uma fragilidade quanto a esse tipo de relação estabelecida entre a família e a escola. Já o outro perfil é mostrado por Brandão, Canedo e Xavier (2012): de pais que colocam seus filhos para estudarem em escolas públicas, entretanto, acompanham a escolarização desde o momento em que buscam escolas que se destaquem, seja pelo ensino ou pelo engajamento de seus agentes escolares.

Portanto, são importantes os efeitos da mobilização das famílias em relação à escola, desde o momento da escolha da escola ao acompanhamento da escolarização. Tal mobilização ocorre na relação entre uma família, aluno e escola, inseridos em uma rede e mercado escolar que podem ser aptos ou não na estimulação dos esforços educativos das famílias atendidas por essas instituições (NOGUEIRA *et al.*, 2015).

Os estudantes que são de famílias mais ricas, são mais beneficiados com pais instruídos, disponibilidade de recursos educacionais e oportunidade de frequentar escolas particulares (GUIMARÃES; SAMPAIO, 2013). As escolas são opções de reprodução de classe social, espaços de competências profissionais, sociais e a base do conhecimento para toda a vida. É na escola onde os indivíduos aprendem a exercer a cidadania. As escolas privadas não possuem as mesmas características em todos os lugares, por isso a escolha por uma escola do setor privado e a sua eficácia, varia entre os países. Na Áustria, Brasil, Canadá, Grécia, Israel, Peru e Suíça, os alunos de escolas privadas ainda alcançam níveis mais altos do que os do setor público, assim, as escolas privadas são mais eficazes. Em países como o Japão, México, Taiwan e a Tailândia, os alunos das escolas privadas apresentam menores resultados no teste de leitura do que os das escolas públicas (DRONKERS; AVRAM, 2010).

As primeiras ações educacionais brasileiras foram iniciadas no período colonial e estiveram voltadas principalmente para a elite, enquanto, para o restante da população era mais uma forma de catequese que conduzia os indivíduos a vivência das regras sociais. Essas grandes diferenças existentes na sociedade brasileira permaneceram praticamente inalteradas até o final do século XIX, pois os filhos dos fazendeiros continuaram seus estudos na Europa e formaram a elite política e intelectual do país. Por outro lado, a maior parte da população era analfabeta (CASTRO; REGATTIERI, 2009).

A educação brasileira foi marcada por diferenças de tratamento quanto as classes sociais, sendo a população com maior nível de renda a mais beneficiada. Segundo Chiu e Khoo (2005), o baixo desempenho acadêmico médio do país é resultado das diferenças de riquezas existentes entre as famílias, que causa déficits de investimentos em educação.

Evidências para o Brasil quanto as diferenças existentes entre os desempenhos dos alunos de escolas públicas e privadas são apresentadas por Albernaz, Ferreira e Franco (2002) e Oliveira, Belluzzo e Pazello (2013), que destacam que o rendimento dos alunos de escolas públicas é menor que os de escolas particulares, além de ressaltarem a existência do efeito-escola associado

ao tipo de escola que o indivíduo estuda. [Alves et al. \(2013\)](#) demonstram o importante impacto do tipo de escola na proficiência e confirma as desigualdades internas do sistema escolar brasileiro, pois os alunos de escolas públicas apresentam piores desempenhos educacionais. Segundo [Ribeiro, Ciasca e Capelatto \(2016\)](#) os estímulos e motivações do ambiente familiar, aumentam as chances de as crianças terem desempenho escolar mais satisfatórios.

A literatura nos últimos anos vem buscando mensurar o desempenho escolar dos alunos em todos os níveis de escolaridade das escolas públicas e privadas. [Gonçalves e França \(2008\)](#) utilizam o modelo multinível para explicar o resultado do desempenho dos alunos por meio dos dados do SAEB do ano de 2003. Foi observado que grande é a diferença de desempenho entre os alunos matriculados na rede pública e privada. Os autores analisaram também os impactos regionais sobre o sistema educacional e destacaram que os estados com baixa participação política, têm os menores desempenhos, dado a menor capacidade de responsabilização pelas políticas educacionais. Dessa forma, são nos estados com as piores distribuições de renda que estão os mais desiguais sistemas educacionais.

Baseado no efeito mediação, é possível investigar as personalidades das crianças como uma variável mediadora entre o seu contexto social e o seu desempenho escolar. Porém, não são apenas as personalidades das crianças uma variável mediadora, mas também a inteligência e alguns outros traços de personalidade que funcionam como mediadores parciais dessa relação. Assim, o sucesso acadêmico das crianças depende não apenas da sua personalidade e inteligência, mas também do incentivo dos pais, que tende a ser maior conforme seus níveis de escolaridade ([STEINMAYR; DINGER; SPINATH, 2010](#)).

[Houston, Osborne e Rimmer \(2015\)](#) realizaram um estudo sobre a admissão à medicina no Reino Unido, de alunos que frequentaram escolas particulares e dos que não frequentaram. Por meio da análise de mediação causal, observaram que o fato do aluno estudar em escola particular aumenta a probabilidade de admissão no curso de medicina. Por meio da análise de sensibilidade, destacaram que é improvável que os resultados encontrados, possam ser eliminados pela influência de uma variável não observada.

[Santos, Mariano e Costa \(2019\)](#), utilizaram o método de Efeito Mediação Causal para avaliar os efeitos da educação dos pais, via condições socioeconômicas sobre o rendimento escolar dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede pública, no qual os dados utilizados foram do SAEB (2015). Segundo os autores, o efeito médio de mediação causal ganha força à medida que a educação dos pais aumenta. Portanto, pais com maiores níveis de escolaridade têm em média melhores condições socioeconômicas e transmite para seus filhos parcelas de vantagens educacionais, devido aos retornos privados do capital humano.

Segundo [Schaefer \(2014\)](#) e [Guimarães, Arraes e Costa \(2020\)](#) os filhos tendem a ter melhores rendas, via educação, quando têm pais com maiores condições socioeconômicas. [Guimarães, Arraes e Costa \(2020\)](#) analisaram o efeito indireto da transmissão da renda dos pais sobre a renda dos filhos, levando-se em consideração o nível de escolaridade dos filhos, por meio dos dados da PNAD de 2014. Os resultados apresentam que o efeito mediação da renda dos pais via educação dos filhos foram positivos, além do efeito mediação da educação aumentar com os níveis de renda dos pais. Portanto, o *background* familiar afeta diretamente a educação dos filhos e proporciona maiores níveis de renda.

3 Metodologia

3.1 Base de dados e variáveis utilizadas no modelo

Para mensurar o efeito da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos que estudam em escolas públicas ou privadas brasileiras, serão utilizadas informações relacionadas às características individuais dos alunos, dos familiares e das escolas. Essas informações foram obtidas por meio dos microdados do SAEB, disponíveis no INEP, para o ano de 2017. O software utilizado foi o RStudio (TINGLEY *et al.*, 2014) e as variáveis utilizadas no modelo econométrico são apresentadas na Tabela 1.

Baseando-se nos anexos disponíveis na base de dados do SAEB, é possível afirmar que é uma pesquisa realizada periodicamente pelo INEP, por meio da aplicação de testes e questionários. Os testes avaliam o desempenho escolar em Língua Portuguesa com foco em leitura e Matemática com ênfase na resolução de problemas. Os testes são compostos por questões, elaboradas para avaliar as habilidades por meio das Matrizes de Referência das áreas dos conhecimentos e anos de ensino avaliados.

As variáveis dependentes do presente estudo são os resultados dos alunos nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática (Prof), disciplinas que os alunos são avaliados nos testes do SAEB. Segundo a escala de proficiência do SAEB, os níveis de proficiência de Língua Portuguesa, dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, são classificados do nível 0, para os que têm desempenho menor que 125, até o nível 9 quando o aluno tem desempenho maior ou igual a 325. Já em matemática os níveis vão de 0, quando o desempenho é menor que 125, até o nível 10 quando for maior ou igual a 350.

Como o método utilizado é o de Efeito Mediação Causal, a variável de tratamento é o nível de escolaridade das mães e dos pais, assim, foram criados os grupos de tratado e de controle. Logo, o grupo de tratados é caracterizado por filhos de mães ou pais com nível superior completo e o grupo de controle, formado pelos alunos cujos pais têm níveis superior incompleto.

A variável mediadora utilizada é o tipo de escola que o aluno estuda, se é pública municipal ou privada, pois, espera-se que pais com maiores níveis de instrução coloquem seus filhos para estudar em escolas privadas, devido ao aumento das disponibilidades financeiras para investir na educação dos filhos.

3.2 Efeitos da educação dos pais via mediação do tipo de escola que os filhos estudam

O estudo tem por objetivo apresentar como o nível de escolaridade dos pais influencia causalmente o desempenho educacional dos filhos (medido pela proficiência nas disciplinas de Língua Portuguesa e Matemática), por meio de uma variável mediadora, afetada pela variável de tratamento. Tal variável mediadora utilizada é o tipo de escola que os filhos estudam, pois, espera-se que, pais com os maiores níveis de educação invistam mais na qualificação dos filhos, optando então para colocá-los nas melhores escolas.

O método utilizado no estudo foi o desenvolvido pelos autores Imai, Keele e Tingley (2010) que contribui na identificação de variáveis intermediárias (ou mediadores), que se encontram no caminho causal entre o tratamento e o resultado, ou seja, possibilita avaliar se essa variável explica a relação entre a variável dependente e independente.

Tabela 1: Descrição das Variáveis

| Variáveis | Descrição |
|---|--|
| Dependentes | |
| Desempenho em Língua Portuguesa (Prof) | Proficiência em Língua Portuguesa |
| Desempenho em Matemática (Prof) | Proficiência em Matemática |
| Características dos Alunos | |
| Sexo | 1= Masculino; 0= Caso contrário |
| Cor | 1= Branco; 0=Caso contrário |
| Idade Certa ^(a) | 1= Sim; 0= Não |
| Reprovou | 1= Sim; 0= Não |
| Faz o dever de casa | 1= Sim; 0= Não |
| Trabalha | 1= Sim; 0= Não |
| Características da Família | |
| Mora com a mãe/ pai | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Responsáveis incentivam a estudar | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Responsáveis incentivam a ler | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Responsáveis incentivam a ir à escola | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Características da Escola | |
| Índice socioeconômico familiar (INSE) ^(b) | 1= Muito Baixo; 2= Baixo; 3= Médio Baixo; 4= Médio; 5= Médio Alto; 6= Alto |
| Indicador de Adequação da Formação Docente ^(c) (Prof_for_ad) | |
| Tem biblioteca (Tem bibli.) | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Tem sala de leitura (Tem bibli.) | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Tem laboratório de informática (Tem bibli.) | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Regiões | |
| Norte | Variável Omitida |
| Nordeste | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Sudeste | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Sul | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Centro-Oeste | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Tratamento | |
| Pai com ensino superior completo (PSC) | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Mãe com ensino superior completo (MSC) | 1= Sim; 0= Caso contrário |
| Mediação | |
| Escola | 1= Particular; 0= Pública Municipal |

Fonte: Elaboração própria.

^(a) Trabalha-se com a idade certa para o aluno frequentar o 5º ano, assumindo valor um se o estudante tiver 9, 10 ou 11 anos de idade e zero para os casos contrários. ^(b) INSE representa o padrão de vida do público atendido pela escola, está disponível na base de dados das escolas. É um indicador que é calculado a partir do nível de escolaridade dos pais, da posse de bens e contratação de serviços pela família dos alunos. ^(c) O Indicador analisa a formação dos docentes que lecionam no ensino médio da escola, apresentando o percentual de disciplinas, que são ministradas por professores com formação superior de Licenciatura ou Bacharelado com complementação pedagógica na mesma disciplina que leciona.

A estimação de causalidade tem como objetivo mensurar o impacto causal do tratamento sobre o resultado potencial, estimando como o valor do resultado (Y) é afetado pelo tratamento (T) de forma causal, via a mediação de uma variável intermediária (M) que se encontra entre o tratamento e a variável de resultado, os mediadores podem ser contínuos ou discretos.

Como na literatura os efeitos de mediação causal são definidos por meio da estrutura e notação contrafatuais, baseando-se nessa estrutura foram criados grupos de tratados e controle, para a obtenção da estimativa causal da educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos, de uma amostra composta por n observações que foram retiradas de uma população N , onde $n \leq N$. O grupo de tratados engloba os alunos com pai (mãe) que tem nível superior completo, e o de controle os alunos que têm pai (mãe) com ensino superior incompleto.

Levando em consideração que a variável dependente não é impactada unicamente e diretamente pela variável independente, mas também pelo efeito indireto, utiliza-se a mediação causal, onde a variável de resultado (Y_i) é função não apenas da condição de tratamento (T_i), mas também, da variável mediadora (M_i), ou seja, $Y_i(T_i, M_i)$.

O Efeito Mediação Causal (efeito indireto) foi definido por Imai, Keele e Tingley (2010), como:

$$\delta_i(t) \equiv Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0)) \quad (1)$$

No efeito indireto, $\delta_i(1)$ é o resultado e corresponde à diferença de desempenho acadêmico da criança que tem tratamento, de pai ou mãe com determinado nível de escolaridade. Assim, $Y_i(1, M_i(1))$ é o rendimento escolar dos filhos que tenham pais com tratamentos definidos no estudo. Quanto ao rendimento escolar dos filhos tratados, mas que estudam em escolas públicas, são representados por e, $Y_i(1, M_i(0))$. Ocorre então a variação do mediador, porém, o tratamento mantém-se constante. Assim, é possível responder qual o efeito no rendimento acadêmico dos alunos que têm pais (mães) com o mesmo nível de escolaridade, mas que estudam em escolas diferentes?

Já no efeito causal direto ocorre o contrário, ou seja, apenas a variável de tratamento varia e o mediador é constante (o tipo de escola que os alunos estudam), seja pública ou particular. Que é representado por:

$$\zeta_i(t) \equiv Y_i(1, M_i(t)) - Y_i(0, M_i(t)) \quad (2)$$

Por exemplo, dado que $Y_i(1, M_i(1))$ é o rendimento escolar dos filhos que têm pais com níveis superiores e estudam em escolas privadas, e $Y_i(0, M_i(1))$ é o desempenho dos alunos cujos pais têm níveis de escolaridade abaixo do superior, mas que estudam no mesmo tipo de escola, nesse caso escolas particulares, logo a diferença entre os dois é o efeito direto. Assim é possível responder qual o efeito no rendimento acadêmico dos alunos que têm pais (mães) com níveis de escolaridades diferentes, mas que estudam no mesmo tipo de escolas?

A equação (3) apresenta o efeito total do tratamento que é obtido por meio da mediação causal e dos efeitos diretos.

$$\tau_i \equiv Y_i(1, M_i(1)) - Y_i(0, M_i(0)) = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^1 [\delta_i(t) + \zeta_i(t)] \quad (3)$$

3.3 Hipótese de Ignorabilidade Sequencial

A ignorabilidade é feita de forma sequencial, por isso a hipótese é chamada de ignorabilidade sequencial, na qual o tratamento independe dos resultados potenciais, que é uma diferença comparada a literatura de efeitos de mediação com equações estruturais (IMAI; KEELE; YAMAMOTO, 2010). A hipótese de ignorabilidade é sustentada por outras duas hipóteses de independência condicionadas, as quais assumem que os resultados potenciais independem do tratamento, dado as covariadas. Como é apresentado na equação:

$$\begin{aligned} [Y_i(t', m), M_{i(t)}] \perp T_i \mid X_i = x_i \\ Y_i(t', m) \perp M_{i(t)} \mid T_i = t, X_i = x_i \end{aligned} \quad (4)$$

Sendo que a $Pr(T_i = t \mid X_i = x) > 0$ e $p(M_i(t) = m \mid T_i = t \mid X_i = x) > 0$ com $t = 0$ ou 1 , e para $x \in \mathcal{X}$ e $m \in \mathcal{M}$. Logo, condicionado à condição de tratamento e às covariadas de pré-tratamento, o mediador independe dos resultados. Assim, X_i representa as características das crianças, dos familiares e das escolas, ou seja, é o vetor de variáveis de pré-tratamento para cada unidade i , e \mathcal{X} é o suporte para a distribuição das variáveis de pré-tratamento.

A identificação não paramétrica sob ignorabilidade sequencial permite que os resultados empíricos sejam mais robustos, dada a chance de haver uma possível violação do pressuposto de ignorância sequencial, diante do problema dos não observáveis, essa possível solução foi desenvolvida por Imai, Keele e Yamamoto (2010) como análise de sensibilidade.

3.4 Identificação não paramétrica sob Ignorabilidade Sequencial

A consistência das estimativas causais da análise de mediação é garantida e possibilitada pela identificação não paramétrica. Assim, por meio da Ignorabilidade sequencial, é possível ter a distribuição do resultado potencial (desempenho em Português ou Matemática), que pode ser apresentado pela função das distribuições dos dados observados, ou seja, a distribuição condicional de M_i dado (T_i, X_i) e de Y_i dados (M_i, T_i, X_i) . Como é demonstrado pelo teorema da identificação não paramétrica, apresentado na equação:

$$f(Y_i(t, M_{i(t)}) \mid X_i = x) = \int_{\mathcal{M}} f(Y_i \mid M_i = m, T_i = t, X_i = x_i) dF_{M_i}(m \mid T_i = t', X_i = x) \quad (5)$$

Assim, é possível fazer inferências sobre quantidades contrafactuais não observadas. Onde para qualquer $x \in X$ e $t, t' = 0, 1$.

3.5 Análise de sensibilidade para efeitos de mediação causal

A análise de sensibilidade possibilita a investigação da robustez dos resultados, sendo que a sua forma de análise de sensibilidade depende dos tipos de modelos paramétricos usados para o mediador e os modelos de resultados. Como o presente estudo o mediador é binário e a variável de resultado é contínua, o mediador é modelado por uma regressão *probit* onde a variável dependente é a de mediação e o resultado é modelado por uma regressão de

mínimos quadrados ordinários onde a variável dependente é a proficiência⁴ (IMAI; KEELE; TINGLEY; YAMAMOTO, 2011; HICKS; TINGLEY, 2011; TINGLEY *et al.*, 2014).

Tal análise pode ser realizada em termos de dois parâmetros de sensibilidade alternativos, que quantificam o grau de violação da suposição de ignorabilidade sequencial. O primeiro parâmetro ρ representa a correlação entre os dois termos de erro dos modelos lineares para as variáveis mediador e de resultado. O segundo parâmetro é o efeito de mediação causal médio em função de R^2 , o qual possibilita obter a importância do fator de confusão na explicação do mediador ou da variável de resultado.

A suposição sequencial de ignorabilidade é satisfeita quando $\rho = 0$, pois o valor estimado nesse momento será igual à estimativa retornada pelo mediador e é violada se $\rho \neq 0$. Portanto, se o valor for alto, indica a existência de preditores comuns não observados para o mediador e o resultado, ou seja, a violação sequencial da ignorabilidade enquanto um valor próximo de zero indica que não existem tais fatores de confusão.

Já a relação entre os parâmetros ACME e R^2 pode ser expressa como o produto dos parâmetros R^2 para as variáveis mediadoras e de resultado. Se o valor for positivo, presume-se que o fator de confusão afeta o mediador e o resultado na mesma direção, se negativo, o efeito está em direções opostas (KEELE; TINGLEY; YAMAMOTO, 2015).

O valor previsto da variável mediadora latente para a regressão *probit* é representado por, \widehat{M}_i^* na fórmula a seguir, $\widehat{R}_M^2 = [1 - Var(\epsilon_{i2})]/[Var(\widehat{M}_i^*) + 1]$ e $R_M^2 = [Var(\widehat{M}_i^*)]/[Var(\widehat{M}_i^*) + 1]$ (KEELE; TINGLEY; YAMAMOTO, 2015). Para variáveis mediadoras ou resultados binários, usa-se o pseudo- R^2 de McKelvey e Zavoina (1975).

Vale destacar que a análise de sensibilidade é baseada na proporção da variação original, explicada pelo fator de confusão não observado nas regressões do mediador e dos resultados.

4 Resultados e Discussões

Na presente seção, é feita uma análise descritiva e empírica das variáveis utilizadas no presente estudo para alcançar o objetivo proposto.

4.1 Análise Descritiva

Na Tabela 2 são apresentados os resultados das estatísticas descritivas das variáveis características individuais, familiares, escolares e regionais, condicionadas aos níveis de escolaridade das mães e dos pais. Para as características condicionadas à escolaridade das mães, o número de observações com tratamento foi de 81 796 e 253 035 para o controle. Já para as condicionadas, a escolaridade dos pais, os tratados foram de 77 481 e controle, 257 350.

A um nível de significância de 5%, é possível observar que o desempenho em Língua Portuguesa e Matemática é maior para alunos que as mães ou pais têm nível superior, ou seja, a proficiências dos estudantes do grupo de tratado é maior que os alunos do grupo de controle, nas duas disciplinas. Com base

⁴Os resultados da regressão *probit* são apresentados na Tabela 3 e os de mínimos quadrados ordinários na Tabela 4.

Tabela 2: Estatística descritiva das variáveis condicionadas aos níveis de escolaridade das mães e dos pais

| | Mães | | | Pais | | |
|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| | Trat. | Cont. | Dif. | Trat. | Cont. | Dif. |
| Prof. LP | 227,34 (0,17) | 217,75 (0,097) | 9,59** (0,19) | 226,46 (0,17) | 218,18 (0,09) | 8,26** (0,19) |
| Prof. MT | 237,12 (0,16) | 226,86 (0,093) | 10,26** (0,19) | 235,79 (0,17) | 227,43 (0,09) | 8,36** (0,20) |
| Masculino | 0,548 (0,002) | 0,504 (0,001) | 0,044** (0,002) | 0,53 (0,001) | 0,51 (0,001) | 0,02** (0,002) |
| Branco | 0,41 (0,002) | 0,33 (0,001) | 0,08** (0,002) | 0,40 (0,002) | 0,34 (0,001) | 0,06** (0,002) |
| Idade Certa | 0,91 (0,001) | 0,84 (0,001) | 0,07** (0,001) | 0,90 (0,001) | 0,84 (0,001) | 0,06** (0,001) |
| Reprovou | 0,13 (0,001) | 0,21 (0,001) | -0,08 (0,001) | 0,14 (0,001) | 0,21 (0,001) | -0,07 (0,002) |
| Dever LP | 0,83 (0,001) | 0,79 (0,001) | 0,04** (0,001) | 0,82 (0,001) | 0,79 (0,001) | 0,04** (0,001) |
| Dever MT | 0,85 (0,001) | 0,81 (0,001) | 0,04** (0,001) | 0,85 (0,001) | 0,81 (0,001) | 0,04** (0,002) |
| Trabalha | 0,11 (0,001) | 0,12 (0,001) | -0,01 (0,001) | 0,11 (0,001) | 0,12 (0,001) | -0,01 (0,001) |
| Mora Mãe | 0,944 (0,001) | 0,941 (0,001) | 0,003** (0,001) | 0,944 (0,001) | 0,941 (0,0004) | 0,003** (0,0004) |
| Mora Pai | 0,76 (0,001) | 0,75 (0,001) | 0,01** (0,001) | 0,73 (0,001) | 0,76 (0,001) | -0,03** (0,002) |
| Ins est | 0,99 (0,0003) | 0,98 (0,0002) | 0,01** (0,001) | 0,99 (0,0003) | 0,98 (0,0003) | 0,01** (0,001) |
| Ins ler | 0,96 (0,001) | 0,95 (0,0004) | 0,01** (0,001) | 0,96 (0,001) | 0,95 (0,0004) | 0,01** (0,001) |
| Ins esc | 0,97 (0,0005) | 0,96 (0,0003) | 0,01** (0,001) | 0,97 (0,001) | 0,96 (0,0003) | 0,01** (0,001) |
| Escola particular | 0,03 (0,001) | 0,003 (0,0001) | 0,027** (0,0004) | 0,03 (0,0006) | 0,004 (0,0001) | 0,027** (0,0004) |
| Prof_for_ad | 69,97 (0,08) | 68,15 (0,04) | 1,82** (0,09) | 69,94 (0,08) | 68,19 (0,05) | 1,75** (0,09) |
| INSE | 3,66 (0,003) | 3,34 (0,001) | 0,32** (0,003) | 3,66 (0,003) | 3,35 (0,001) | 0,31** (0,003) |
| Tem bibli. | 0,73 (0,001) | 0,71 (0,001) | 0,02** (0,001) | 0,73 (0,001) | 0,71 (0,001) | 0,02** (0,001) |
| Tem sal. lei. | 0,62 (0,002) | 0,60 (0,001) | 0,02** (0,002) | 0,62 (0,001) | 0,60 (0,001) | 0,02** (0,002) |
| Tem lab inf. | 0,73 (0,001) | 0,70 (0,001) | 0,03** (0,001) | 0,73 (0,001) | 0,70 (0,001) | 0,03** (0,001) |
| Norte | 0,10 (0,001) | 0,09 (0,001) | 0,01** (0,001) | 0,11 (0,001) | 0,10 (0,001) | 0,01** (0,001) |
| Nordeste | 0,19 (0,001) | 0,28 (0,001) | -0,9 (0,001) | 0,19 (0,001) | 0,27 (0,001) | -0,08 (0,001) |
| Sudeste | 0,46 (0,002) | 0,40 (0,001) | 0,06** (0,002) | 0,47 (0,001) | 0,40 (0,001) | 0,07** (0,002) |
| Sul | 0,16 (0,001) | 0,15 (0,001) | 0,01** (0,001) | 0,16 (0,001) | 0,157 (0,001) | 0,003** (0,001) |
| Cent-Oeste | 0,08 (0,001) | 0,07 (0,001) | 0,01** (0,001) | 0,072 (0,001) | 0,07 (0,001) | 0,002** (0,001) |
| N. Obs. | 81796 | 253035 | | 77481 | 257350 | |

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil-SAEB (2017).

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$, **** $p < 0,001$.

na escala de proficiência dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, é possível ressaltar que as diferenças de médias em Língua Portuguesa mostram que alunos com mães ou pais sem o nível superior completo estão em níveis diferentes na escala de proficiência do SAEB, em relação aos estudantes que as mães e os pais têm nível superior, ou seja, nos níveis 4 e 5 respectivamente. Os alunos do nível 4 tendem a não conseguir desenvolver nos testes de Língua Portuguesa a identificação de assunto e opinião em reportagens e contos, assunto comum a cartas e poemas; informação explícita em letras de música e contos; além de não reconhecer assunto em poemas e tirinhas; sentido de conjunções e de locuções adverbiais em verbetes, lendas e contos; finalidade de reportagens e cartazes; relação de causa e consequência e relação entre pronomes e seu referente em tirinhas, contos e reportagens; elementos da narrativa em fábulas, contos e cartas; finalidade e efeito de sentido decorrente do uso de pontuação e assunto em fábulas; informação em poemas, reportagens e cartas; diferenciar opinião de fato em reportagens; interpretar efeito de humor e sentido de palavra em piadas e tirinhas. Já na disciplina de matemática, apesar da diferença de pontuação, os estudantes estão na mesma escala de proficiência de nível 5.

A maioria dos alunos do presente estudo não são brancos e têm aproximadamente entre 9 e 11 anos de idade. Os indivíduos cujas mães ou os pais têm níveis superiores, apresentam uma proporção maior dos que fazem o dever de casa, que não reprovaram, não trabalham e são incentivados a estudarem, lerem e irem à escola.

Tratando-se dos indivíduos que estudam em escolas privadas, em média, a maior proporção tem mães ou pais com nível superior. Portanto, a relação entre a educação dos pais e o tipo de escola que os filhos estudam é positiva, pois quanto maior a escolaridade dos pais maior é o percentual dos alunos que estudam em escolas privadas, dada a probabilidade de adquirirem maiores níveis de renda e investirem mais na educação dos filhos.

Dos alunos que têm mães ou pais com o ensino superior completo ou não, 94% moram com a mãe. Enquanto 76% moram com os pais, quando as mães têm nível superior e 75% quando não têm. Já para os estudantes cujos pais possuem o ensino superior completo, 73% moram com os pais e maior é a proporção dos que moram com os pais que não possuem o ensino superior completo.

Por meio do Indicador de Nível Socioeconômico (INSE), é possível observar que os filhos de mães ou pais com nível superior completo têm padrões de vida melhores que os indivíduos cujas mães ou os pais não têm o ensino superior. Esses alunos estudam em escolas com maiores proporções da adequação da formação docente, com bibliotecas, salas de leitura e laboratórios de informática. É na região Sudeste que está a maior proporção de alunos que têm mães ou pais com nível superior completo.

Os resultados da estatística descritiva corroboram com os achados da literatura como por exemplo, os autores [León e Valdivia \(2015\)](#) destacam que as distribuições de recursos entre as escolas brasileiras não são homogêneas e que a escolha da escola pode estar baseada no nível socioeconômico e na preferência das famílias, onde pais com maior poder aquisitivo tendem a colocar seus filhos em escolas com maiores recursos.

Por meio do teste t de diferenças de médias entre os grupos de estudantes de escolas privadas e públicas, observou-se que as diferenças entre as caracte-

rísticas foram estatisticamente significantes ao nível de 5%, com exceção das variáveis se o indivíduo já reprovou, se trabalha e se é da região Nordeste.

4.2 Análise Empírica

Na presente seção são apresentados os resultados empíricos obtidos no estudo. Para o mediador foi utilizado o modelo *probit* por se tratar de uma variável binária, incluindo o tratamento e o conjunto de covariáveis listadas na descrição das variáveis, seus resultados estão na Tabela 3.

Como os resultados das proficiências nas disciplinas são variáveis contínua, modelou-se por mínimos quadrados ordinários com o mediador, tratamento e o mesmo conjunto de covariáveis, os resultados das estimações de MQO estão na Tabela 4.

A Tabela 5 apresenta os coeficientes dos efeitos total e direto do nível de educação das mães e dos pais sobre o desempenho educacional dos filhos em Língua Portuguesa e Matemática, respectivamente. Como também, os coeficientes do efeito mediação do nível de educação das mães e dos pais sobre o desempenho educacional dos filhos, por meio da variável mediadora que é o tipo de escola que eles estudam, se são públicas ou privadas. Para cada situação, têm-se os coeficientes das estimativas e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%. Todos os efeitos são positivos e estatisticamente significantes a um nível de 5%, ou seja, há uma correlação positiva entre as variáveis: nível de escolaridade das mães e dos pais, quando têm ensino superior completo; o tipo de escola que os filhos estudam e o desempenho educacional dos filhos nas duas disciplinas que foram avaliados.

O efeito mediação representa a escolaridade das mães e dos pais via escola que os filhos estudam, se é privada ou pública, sobre o desempenho nas proficiências dos filhos. Assim, dado o mesmo nível de escolaridade das mães ou dos pais, a análise é feita levando em consideração que os filhos estudam em escolas particulares ou públicas. Já o efeito direto, é o efeito do nível de escolaridade das mães ou dos pais no desempenho dos alunos que estudam no mesmo tipo de escola, que têm mães ou pais com o ensino superior completo ou não. E o efeito total médio é equivalente ao efeito médio do tratamento. Tem-se também a proporção do efeito mediação do efeito total.

Em todas as situações, o efeito direto é superior ao efeito mediação, ou seja, o efeito obtido pelos níveis de escolaridade das mães e dos pais no rendimento escolar dos filhos foi maior no efeito direto do que no indireto. Logo, os resultados encontrados no presente estudo são semelhantes aos da literatura, ao mostrarem que filhos de pais com maiores níveis de educação tendem a ter melhores desempenhos educacionais (BARROS *et al.*, 2001; MACHADO; GONZAGA, 2007; CHEN, 2009; JERRIM; MICKLEWRIGHT, 2011; DAROS; POTMTEIER; WESSLING, 2012). Os autores Araujo e Almeida (2013) também mostraram que o *background* familiar influencia mais os resultados acadêmicos dos alunos do que as escolas.

Observa-se que nas duas disciplinas o efeito médio da mediação causal é maior quando o pai tem o nível superior completo. Vale destacar ainda que o maior impacto desse efeito ocorre no desempenho da disciplina de Matemática. Assim, os filhos que estudavam em escolas particulares, tiveram um resultado na proficiência de Matemática de aproximadamente 17,6% a mais do que os que estudavam em escolas públicas, ou seja, 0,137 pontos no teste dos alunos são de responsabilidade do tipo de escola particular. Portanto, os

Tabela 3: Resultado das estimativas do modelo probit para o tipo de escola, no ano de 2017

| | MSC | | PSC | |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | LP | MT | LP | MT |
| SC | 0,576*** (0,02) | 0,579*** (0,02) | 0,565*** (0,02) | 0,566*** (0,02) |
| Mora Mãe | 0,136** (0,054) | 0,135** (0,05) | 0,145*** (0,05) | 0,145*** (0,054) |
| Mora Pai | 0,116*** (0,03) | 0,121*** (0,026) | 0,135*** (0,026) | 0,14*** (0,026) |
| Ins est | 0,387** (0,139) | 0,399** (0,139) | 0,38*** (0,14) | 0,393*** (0,14) |
| Ins ler | -0,158** (0,053) | -0,145*** (0,053) | -0,156*** (0,053) | -0,14*** (0,05) |
| Ins esc | 0,155* (0,08) | 0,159** (0,08) | 0,156* (0,08) | 0,161** (0,079) |
| Sexo | 0,016 (0,02) | 0,006 (0,02) | 0,03* (0,02) | 0,024 (0,02) |
| Raça Al | 0,105*** (0,021) | 0,106*** (0,02) | 0,107*** (0,02) | 0,108*** (0,02) |
| Idade Certa | 0,47*** (0,064) | 0,48*** (0,06) | 0,485*** (0,06) | 0,494*** (0,063) |
| Reprovado | -0,119* (0,042) | -0,126*** (0,04) | -0,125*** (0,04) | -0,133*** (0,042) |
| Dever de casa | 0,258*** (0,034) | 0,113*** (0,03) | 0,267*** (0,034) | 0,109*** (0,032) |
| Trabalha | -0,279*** (0,047) | -0,285*** (0,047) | -0,28*** (0,047) | -0,287*** (0,047) |
| Prof_for_ad | -0,012*** (0,0004) | -0,012*** (0,0005) | -0,012*** (0,0005) | -0,012*** (0,0004) |
| INSE | 1,46*** (0,02) | 1,463*** (0,019) | 1,464*** (0,019) | 1,467*** (0,019) |
| Tem bibli. | 0,559*** (0,034) | 0,559*** (0,03) | 0,548*** (0,03) | 0,549*** (0,034) |
| Tem sal lei. | 0,483*** (0,028) | 0,483*** (0,026) | 0,478*** (0,03) | 0,478*** (0,025) |
| Tem lab inf. | 0,211*** (0,028) | 0,211*** (0,028) | 0,206*** (0,03) | 0,207*** (0,028) |
| Nordeste | 0,305*** (0,034) | 0,311*** (0,034) | 0,304*** (0,03) | 0,311*** (0,034) |
| Sudeste | -2,253*** (0,037) | -2,25*** (0,037) | -2,268*** (0,037) | -2,265*** (0,037) |
| Sul | -2,33*** (0,041) | -2,326*** (0,041) | -2,33*** (0,04) | -2,325*** (0,041) |
| Cent-Oeste | -0,908*** (0,039) | -0,907*** (0,039) | -0,89*** (0,04) | -0,889*** (0,039) |
| Constante | -8,808*** (0,19) | -8,731*** (0,189) | -8,844*** (0,19) | -8,759*** (0,19) |

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil-SAEB (2017).

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$, **** $p < 0,001$.

Tabela 4: Resultado das estimativas por mínimos quadrados ordinários do desempenho dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, no ano de 2017

| | MSC | | PSC | |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | LP | MT | LP | MT |
| Escola | 11,274**** (0,758) | 14,89**** (0,736) | 11,517*** (0,758) | 15,239**** (0,736) |
| SC | 1,636**** (0,174) | 1,644**** (0,169) | 0,958*** (0,177) | 0,658**** (0,12) |
| Mora Mãe | 6,266**** (0,317) | 6,155**** (0,308) | 6,246*** (0,317) | 6,132**** (0,172) |
| Mora Pai | 3,428**** (0,173) | 4,047**** (0,168) | 3,449*** (0,17) | 4,052**** (0,168) |
| Ins est | 14,546**** (0,569) | 7,978**** (0,552) | 14,548**** (0,571) | 9,992**** (0,552) |
| Ins ler | 0,054 (0,369) | -1,77*** (0,358) | 0,09*** (0,369) | -1,719**** (0,358) |
| Ins esc | 22,66**** (0,416) | 18,843**** (0,404) | 22,668*** (0,416) | 18,854**** (0,404) |
| Sexo | -7,001**** (0,15) | 6,463**** (0,145) | -6,95*** (0,15) | 6,519**** (0,145) |
| Raça Al | 3,725**** (0,16) | 3,886**** (0,155) | 3,757*** (0,16) | 3,928**** (0,155) |
| Idade Certa | 10,63**** (0,269) | 10,605**** (0,261) | 10,68**** (0,27) | 10,665**** (0,261) |
| Reprovado | -21,957**** (0,238) | -20,867**** (0,232) | -22,004**** (0,238) | -20,928**** (0,231) |
| Dever de casa | 12,887**** (0,187) | 14,738**** (0,19) | 12,91*** (0,187) | 14,767**** (0,19) |
| Trabalha | -24,087**** (0,236) | -18,51**** (0,229) | -24,076**** (0,236) | -18,496**** (0,229) |
| Prof_for_ad | 0,07**** (0,003) | 0,082**** (0,003) | 0,069*** (0,003) | 0,082**** (0,003) |
| INSE | 9,537**** (0,12) | 9,565**** (0,117) | 9,592*** (0,12) | 9,644**** (0,117) |
| Tem bibli. | 1,09**** (0,17) | 1,047**** (0,166) | 1,088**** (0,17) | 1,044**** (0,166) |
| Tem sal lei. | 0,734**** (0,156) | 0,862**** (0,151) | 0,729**** (0,156) | 0,858**** (0,151) |
| Tem lab inf. | 1,515**** (0,17) | 1,936**** (0,166) | 1,507**** (0,17) | 1,925**** (0,166) |
| Nordeste | 3,26**** (0,279) | 2,959**** (0,271) | 3,229**** (0,279) | 2,914**** (0,271) |
| Sudeste | 9,22**** (0,28) | 11,184**** (0,273) | 9,18**** (0,28) | 11,127**** (0,273) |
| Sul | 5,867**** (0,33) | 9,685**** (0,322) | 5,807**** (0,332) | 9,594**** (0,322) |
| CentOeste | 6,457**** (0,332) | 5,315**** (0,356) | 6,46**** (0,367) | 5,302**** (0,322) |
| Constante | 119,252**** (0,834) | 125,801**** (0,81) | 119,168**** (0,83) | 125,698**** (0,605) |
| R2 | 0,256 | 0,247 | 0,256 | 0,247 |

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil-SAEB (2017).

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$, **** $p < 0,001$.

Tabela 5: Efeitos da escolaridade das mães e dos pais no desempenho dos alunos

| Efeitos | MSC | PSC |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Língua Portuguesa | | |
| Efeito Mediação ¹ | 0,099 [0,08;0,11] | 0,102 [0,087;0,12] |
| Efeito Direto ² | 1,64 [1,39;1,94] | 0,942 [0,66;1,34] |
| Efeito Total ³ | 1,74 [1,49;2,05] | 1,04 [0,769;1,44] |
| Prop. Med ⁴ | 0,058 [0,045;0,07] | 0,099 [0,068;0,14] |
| Matemática | | |
| Efeito Mediação ¹ | 0,133 [0,115;0,15] | 0,137 [0,121;0,15] |
| Efeito Direto ² | 1,62 [1,32;1,95] | 0,624 [0,34;0,89] |
| Efeito Total ³ | 1,75 [1,47;2,08] | 0,76 [0,47;1,03] |
| Prop. Med ⁴ | 0,076 [0,06;0,10] | 0,176 [0,128;0,29] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SAEB (2017).

Nota: Os termos entre chaves são os intervalos de confiança a 95%, através dos quais se tem a significância dos coeficientes a 5%.

¹ Efeito no rendimento acadêmico dos alunos que tem pais (mães) com o mesmo nível de escolaridade, mas que estudam em escolas diferentes.

² Efeito no rendimento acadêmico dos alunos que tem pais (mães) com níveis de escolaridades diferentes, mas que estudam no mesmo tipo de escolas.

³ Efeito total do tratamento obtido por meio da mediação causal e do efeito direto.

⁴ Proporção no efeito total da mediação.

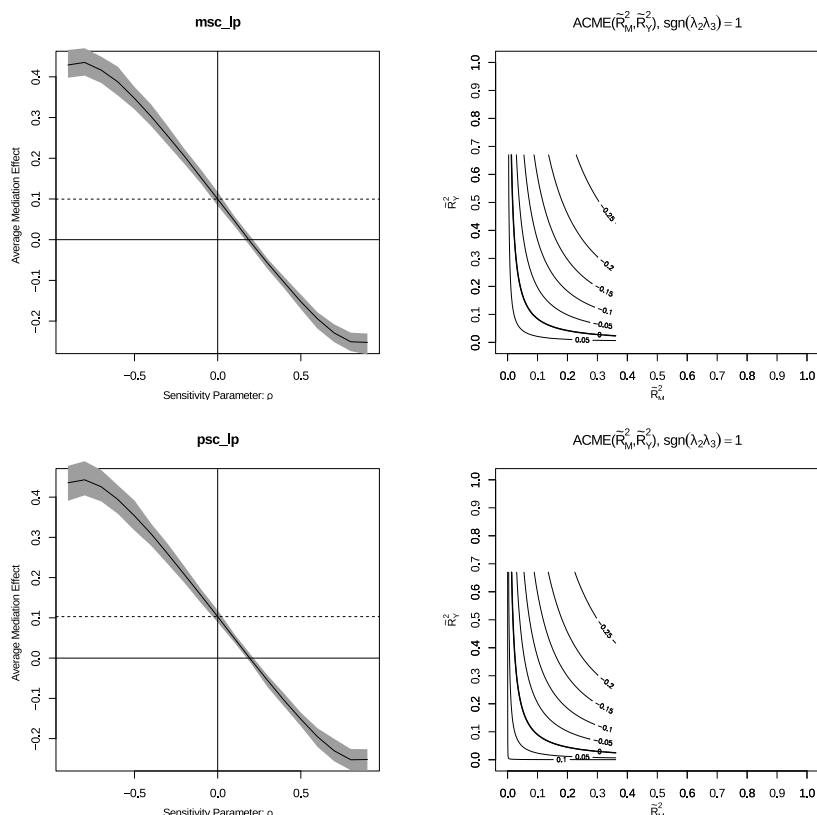
alunos apresentaram maiores reações para o efeito da educação dos pais via o tipo de escola que estudam, enquanto o menor efeito ocorreu no desempenho de Língua Portuguesa quando a mãe tem o nível superior completo.

Tratando-se da heterogeneidade existente entre os efeitos do pai e da mãe, é importante observar que assim como o trabalho de Santos, Mariano e Costa (2019), os resultados obtidos mostram que o efeito total da educação da mãe é maior que o efeito total da educação do pai, assim é possível ressaltar que a educação da mãe possui maior influência sobre os resultados escolares dos filhos, para ambas as disciplinas, quando se observa o efeito total ou o efeito direto, já que apenas no efeito indireto a educação do pai é a que tem maior influência.

Os resultados obtidos confirmam a hipótese do estudo, já que se espera que mães ou pais mais escolarizados invistam mais na educação dos seus filhos, o que potencializa o efeito indireto da educação deles sobre o rendimento escolar dos filhos via o tipo de escola que estudam. Observou-se que os pais com nível superior completo influenciaram mais no aumento do desempenho dos filhos do que as mães. Esses efeitos são ainda maiores quando os alunos estudam em escolas particulares.

Para garantir a robustez dos resultados, é necessário levar em consideração a existência de fatores não observados. Porém, vale ressaltar que o tipo de escola que o aluno estuda pode afetar o seu desempenho, mas não o nível de

Figura 1: Análise de sensibilidade do resultado da proficiência na disciplina de Língua Portuguesa, para o mediador binário escola particular ou pública no ano de 2017



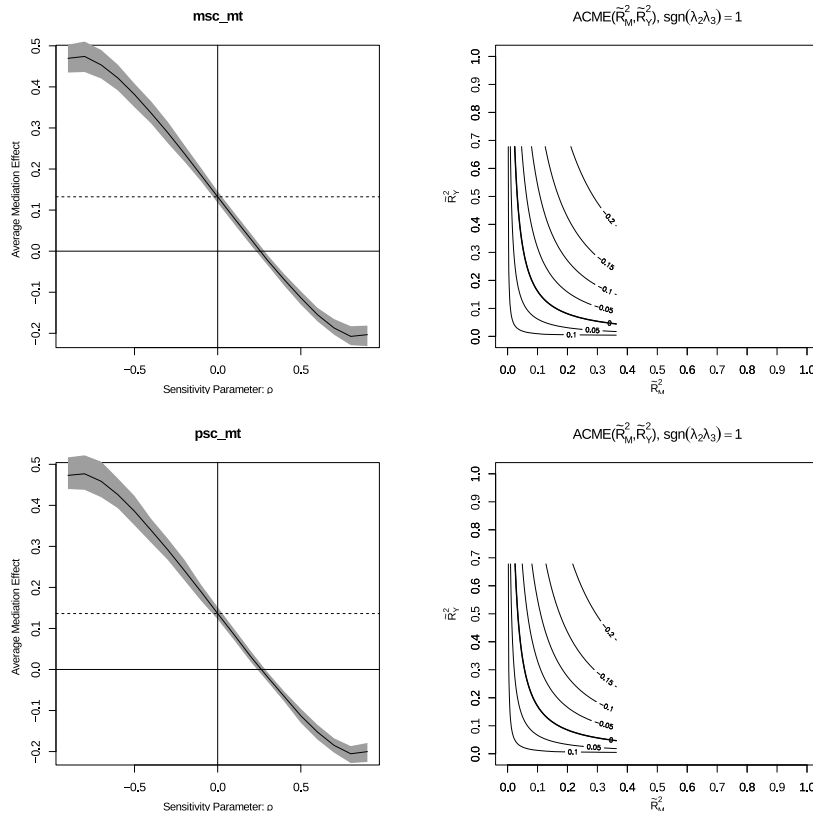
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SAEB (2017).

escolaridade dos pais. Assim, faz-se necessário a análise de sensibilidade para que não haja confusão dos fatores não observado do mediador e do resultado.

Na Figura 1 é possível observar os gráficos resultantes da análise de sensibilidade realizada com base no trabalho dos autores Keele, Tingley e Yamamoto (2015), do resultado da proficiência em Língua Portuguesa para o mediador binário tipo de escola, dos alunos que estudam em escolas particulares e públicas, além de quanto das variações observadas nas variáveis mediadoras e de resultados são explicadas por um fator de confusão omitido. As figuras do lado esquerdo para cada disciplina possibilitam realizar a análise com base no parâmetro ρ e as do lado direito expressam o grau de sensibilidade em termos dos parâmetros do R^2 . O mesmo é apresentado na Figura 2, mas para disciplina de Matemática.

Tratando-se da análise de sensibilidade do efeito indireto em função de ρ , representa a correlação entre os termos de erro dos modelos de mediação e resultado. O efeito médio estimado da mediação em diferentes níveis de ρ é representado pela linha curva e o intervalo de confiança de 95% para o efeito de mediação médio em diferentes níveis de ρ pela região cinza. A linha tracejada representa o efeito de mediação estimado, que para Língua Portuguesa, ρ foi igual a 0 quando as mães e pais têm o ensino superior completo e o ACME

Figura 2: Análise de sensibilidade do resultado da proficiência na disciplina de Matemática, para o mediador binário escola particular ou pública no ano de 2017



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SAEB (2017).

foi de 0,099 e 0,102, respectivamente. Enquanto em Matemática também ρ foi igual a 0, quando o ACME para mães e pais com o ensino superior completo foi de 0,133 e 0,137, respectivamente. Portanto, nas situações analisadas não houve variáveis não observadas que confundiram a relação entre o mediador e o resultado. Para esses resultados, o ACME estimado é igual a 0 quando ρ é igual a 0,2 ou 0,3, respectivamente, para língua portuguesa e matemática.

A hipótese adotada no presente estudo é verificar se o fator de confusão não observado afeta o mediador e o resultado na mesma direção (IMAI; KE-ELE; TINGLEY; YAMAMOTO, 2011). As linhas mais escuras dos gráficos representam combinações dos valores dos R^2 da Mediação e do Resultado para os quais o ACME seria 0. Para que essa conclusão seja diferente, é necessário que os valores de \widehat{R}_M^2 e \widehat{R}_Y^2 sejam relativamente altos. Logo, observa-se que o ACME verdadeiro é representado pelas linhas de contorno em relação aos dois parâmetros de sensibilidade, \widehat{R}_M^2 e \widehat{R}_Y^2 , ou seja, representam as proporções de variações originais explicadas pelo fator de confusão não observado para o mediador e o resultado, respectivamente. O R^2 do eixo horizontal, da mediação (escola particular e pública) equivale à proporção da variância no mediador e R^2 do resultado (proficiência dos alunos em Língua Portuguesa e Matemática) do eixo vertical, a proporção da variância para o resultado, expli-

cada pelo fator não observado. A análise de sensibilidade sugere, que o efeito de mediação positiva do tipo de escola para o efeito das escolaridades dos pais (mãe) na proficiência é moderadamente robusto para possíveis confusões não observadas do pré-tratamento.

5 Considerações Finais

Diante da heterogeneidade existente na educação das áreas urbanas brasileiras, o estudo buscou analisar os efeitos do nível de escolaridade das mães e dos pais sobre o desempenho escolar de alunos do 5º ano do ensino fundamental do ensino público e privado brasileiro, a partir dos dados do SAEB de 2017.

Estão presente na literatura, estudos sobre desempenho escolar e evidências que maiores níveis de escolaridade dos pais estão relacionados aos melhores resultados escolares dos seus filhos, tanto no contexto nacional [Barros et al. \(2001\)](#), [Machado e Gonzaga \(2007\)](#), [Daros, Potmteier e Wessling \(2012\)](#) e [Santos, Mariano e Costa \(2019\)](#), como internacional [Chen \(2009\)](#), [Jerrim e Micklewright \(2011\)](#) e [Marbuah \(2016\)](#). Entretanto, a contribuição da educação dos pais não ocorre apenas de forma direta, mas também de forma indireta, via o tipo de escola que os filhos estudam, até então, não levada em consideração pelos estudos empíricos.

Logo, na busca por alcançar o objetivo proposto, foi utilizado o método de Efeito Mediação Causal, que possibilitou obter a parcela do efeito das variáveis de tratamento sobre a variável de resultado que pode ser explicado pelo efeito do tipo de escola que os alunos estudam, assim, o efeito médio total do nível de escolaridade dos pais foi dividido nos efeitos direto e indireto (mediação).

Os resultados obtidos permitem destacar, que as proficiências dos estudantes do grupo de tratado são maiores que os alunos do grupo de controle, nas duas disciplinas. A maior proporção dos indivíduos que estudam em escolas privadas, em média, tem mães ou pais com nível superior. Portanto, a relação entre a educação dos pais e o tipo de escola que os filhos estudam é positiva, pois quanto maior a escolaridade dos pais, maior é o percentual dos alunos que estudam em escolas privadas, dada a probabilidade de adquirirem maiores níveis de renda e investirem mais na educação dos filhos. São os indivíduos que estudam em escolas privadas que apresentaram uma proporção maior dos que fazem o dever de casa e têm computador em casa. Os filhos de mães ou pais com nível superior completo têm padrões de vida melhores que os indivíduos com as mães ou os pais sem o ensino superior. Esses alunos estudam em escolas com maiores proporções de adequação da formação docente, com bibliotecas e laboratórios de informática. Tratando-se do contexto regional, é na região Sudeste que está a maior proporção de alunos que possuem mães ou pais com nível superior completo.

Com os resultados encontrados, observou-se que o efeito direto predominou sobre o indireto, quanto ao rendimento escolar dos filhos, pois a escolaridade das mães e dos pais possui maior influência diretamente do que indiretamente via o tipo de escola que o aluno estuda. O efeito total e direto da educação das mães, foram maiores que os efeitos dos pais. Assim, é possível ressaltar que mães com maiores níveis de educação possuem maiores influências sobre os resultados escolares dos filhos do que os pais, para ambas as

disciplinas, quando se observa o efeito total ou o efeito direto, já que apenas no efeito indireto a educação do pai é a que tem maior influência. No presente estudo, foi aplicada também a análise de sensibilidade que permitiu garantir a robustez dos resultados encontrados.

Assim, é possível afirmar que, mesmo os pais mais escolarizados conseguindo investir melhor na educação dos filhos, com o retorno do seu capital humano, as parcelas de vantagens educacionais por meio do tipo de escola que os filhos estudam são menores que o efeito direto, mesmo as parcelas de contribuição do efeito indireto sendo menores que o efeito direto, o estudo corrobora com a literatura que aborda escolas públicas e privadas, visto que apresenta uma metodologia ainda não utilizada e que permite captar tais efeitos de maneira mais precisa, pois, se apenas o efeito direto fosse analisado, como base em análises tradicionais, o impacto da escolaridade dos pais sobre o desempenho educacional dos filhos poderia ter sido superestimado.

Referências

- ALBERNAZ, Ângela; FERREIRA, Francisco H. G.; FRANCO, Creso. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 453–476, 2002.
- ALVES, Maria Teresa Gonzaga *et al.* Fatores familiares e desempenho escolar: uma abordagem multidimensional. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 56, n. 3, p. 571–603, 2013.
- ARAÚJO, Evelynne Suellen de Pontes; ALMEIDA, Aléssio Tony Cavalcanti. Avaliação dos resultados educacionais dos alunos das escolas municipais de João Pessoa-PB. *MPGOA, João Pessoa*, v. 2, n. 2, p. 46–63, 2013.
- AYODELE, Timothy Oluwafemi; OLADOKUN, Timothy Tunde; GBADEGESIN, Job Taiwo. Factors influencing academic performance of real estate students in Nigeria. *Property Management*, v. 34, n. 5, p. 396–414, 2016.
- BARROS, Ricardo Paes de *et al.* Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1–42, 2001.
- BECKER, G. S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. 3. ed. Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- BLUNDELL, Richard *et al.* Human capital investment: the returns from education and training to the individual, the firm and the economy. *Fiscal Studies*, v. 20, n. 1, p. 1–23, 1999.
- BRANDÃO, Zaia; CANEDO, Maria Luiza; XAVIER, Alice. Construção solidária do habitus escolar: resultados de uma investigação nos setores público e privado. *Revista Brasileira de Educação*, v. 17, n. 49, p. 193–218, 2012.
- CASTRO, Jane Margareth; REGATTIERI, Marilza. *Interação escola-família: subsídios para práticas escolares*. Brasília: UNESCO e Ministério da Educação, 2009.

- CHEN, Qihui. *Family Background, Ability and Student Achievement in Rural China—Identifying the Effects of Unobservable Ability Using Famine-Generated Instruments*. [S. l.]: Gansu Survey of Children e Families, 2009.
- CHIU, Ming Ming; KHOO, Lawrence. Effects of resources, inequality, and privilege bias on achievement: Country, school, and student level analyses. *American Educational Research Journal*, v. 42, n. 4, p. 575–603, 2005.
- CIA, Fabiana; PAMPLIN, Renata Christian de Oliveira; WILLIAMS, Lúcia Cavalcanti de Albuquerque. O impacto do envolvimento parental no desempenho acadêmico de crianças escolares. *Psicologia em Estudo*, v. 13, p. 351–360, 2008.
- DAROS, F; POTMTEIER, S; WESSLING, L. A estrutura familiar e a educação. *Revista Técnica Científica (IFSC)*, v. 3, n. 1, 2012.
- DRONKERS, Jaap; AVRAM, Silvia. A cross-national analysis of the relations of school choice and effectiveness differences between private-dependent and public schools. *Educational Research and Evaluation*, v. 16, n. 2, p. 151–175, 2010.
- GONÇALVES, Flávio de Oliveira; FRANÇA, Marco Túlio Aniceto. Transmissão intergeracional de desigualdade e qualidade educacional: avaliando o sistema educacional brasileiro a partir do SAEB 2003. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 16, p. 639–662, 2008.
- GOUDA, Jitendra *et al.* Government versus private primary schools in India: An assessment of physical infrastructure, schooling costs and performance. *International Journal of Sociology and Social Policy*, v. 33, n. 11/12, p. 708–724, 2013.
- GUIMARÃES, Daniel Barboza; ARRAES, Ronaldo de Albuquerque; COSTA, Edward Martins. Efeitos do background familiar sobre os rendimentos via mediação da educação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 50, n. 1, p. 99–125, 2020.
- GUIMARÃES, Juliana; SAMPAIO, Breno. Family background and students' achievement on a university entrance exam in Brazil. *Education Economics*, v. 21, n. 1, p. 38–59, 2013.
- HICKS, Raymond; TINGLEY, Dustin. Causal mediation analysis. *Stata Journal*, v. 11, n. 4, p. 605–619, 2011.
- HOUSTON, Muir; OSBORNE, Michael; RIMMER, Russell. Private schooling and admission to medicine: a case study using matched samples and causal mediation analysis. *BMC medical education*, v. 15, n. 1, p. 1–7, 2015.
- HUANG, Ming-Fu; HWANG, Yih-Jyh. Correlation Among Students' Family Background, Academic Performance in Junior High School, and Senior High School Tracking in Taiwan. *Journal of Educational Practice and Research*, v. 27, n. 2, p. 67, 2014.

- IMAI, Kosuke; KEELE, Luke; TINGLEY, Dustin. A general approach to causal mediation analysis. *Psychological Methods*, v. 15, n. 4, p. 309–334, 2010.
- IMAI, Kosuke; KEELE, Luke; TINGLEY, Dustin; YAMAMOTO, Teppei. Unpacking the black box of causality: Learning about causal mechanisms from experimental and observational studies. *American Political Science Review*, v. 105, n. 4, p. 765–789, 2011.
- IMAI, Kosuke; KEELE, Luke; YAMAMOTO, Teppei. Identification, inference and sensitivity analysis for causal mediation effects. *Statistical Science*, v. 25, n. 1, p. 51–71, 2010.
- JERRIM, John; MICKLEWRIGHT, John. *Children's cognitive ability and parents' education: distinguishing the impact of mothers and fathers*. London: Institute of Education, University of London., 2011.
- KEELE, Luke; TINGLEY, Dustin; YAMAMOTO, Teppei. Identifying mechanisms behind policy interventions via causal mediation analysis. *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 34, n. 4, p. 937–963, 2015.
- LEÓN, Gianmarco; VALDIVIA, Martín. Inequality in school resources and academic achievement: Evidence from Peru. *International Journal of Educational Development*, v. 40, p. 71–84, 2015.
- LIMA, Larissa de Eleterio; CARVALHO, Angelita Alves de; SILVA, Denise Britz do Nascimento. Arranjos familiares e desempenho escolar de alunos do 5º e 9º anos no Brasil em 2015. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 38, p. 1–23, 2021.
- LÓPEZ, Jaime Sarramona. *La educación en la familia y en la escuela*. São Paulo: Edicoes Loyola, 2002. v. 23.
- MACHADO, Danielle Carusi; GONZAGA, Gustavo. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 81, n. 4, p. 449–476, 2007.
- MARBUAH, Dina Ani-Asamoah. *Influence of Parental Income and Educational Attainment on Children's Years of Schooling: Case of Ghana*. 2016. Master's thesis in Sociology of Education – Department of Education, Uppsala Universitet.
- MCKELVEY, Richard D; ZAVOINA, William. A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, v. 4, n. 1, p. 103–120, 1975.
- MINCER, J. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- NOGUEIRA, Cláudio et al. Escolha do estabelecimento de ensino, mobilização familiar e desempenho escolar. *Revista Brasileira de Educação*, v. 20, p. 749–772, 2015.

- OLIVEIRA, Pedro Rodrigues; BELLUZZO, Walter; PAZELLO, Elaine Toldo. The public-private test score gap in Brazil. *Economics of Education Review*, v. 35, p. 120–133, 2013.
- PALERMO, Gabrielle A; SILVA, Denise Britz do Nascimento; NOVELLINO, Maria Salet Ferreira. Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 31, n. 2, p. 367–394, 2014.
- PEREZ, Marcia Cristina Argenti. Família e escola na contemporaneidade: fenômeno social. *Revista Ibero-Americana de Estudos em Educação*, v. 4, n. 3, p. 372–387, 2009.
- RIBEIRO, Renata; CIASCA, Sylvia Maria; CAPELATTO, Iuri Victor. Relação entre recursos familiares e desempenho escolar de alunos do 5º ano do ensino fundamental de escola pública. *Revista Psicopedagogia*, v. 33, n. 101, p. 164–174, 2016.
- SALGUEIRO, Ariene da Silva; NAKABASHI, Luciano; PRINCE, Diogo de. O papel do capital humano no crescimento: Uma análise espacial para o Brasil. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 7, n. 4, 2011.
- SANTOS, Mateus Mota dos; MARIANO, Francisca Zilania; COSTA, Edward Martins. Efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via mediação das condições socioeconômicas. *Economia Aplicada*, v. 23, n. 2, p. 145–182, 2019.
- SCHAEFER, Richard T. *Fundamentos de Sociologia-6ª Edição*. 6. ed. Porto Alegre: McGraw Hill Brasil, 2014. 512 p.
- SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. *American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1–17, 1974.
- SENADO FEDERAL. Constituição. *Brasília (DF)*, 1988.
- SILVA, Nelson do Valle; BARBOSA, Maria Ligia de Oliveira. Desempenho individual e organização escolar na realização educacional. *Sociologia & Antropologia*, v. 2, n. 4, p. 159–184, 2012.
- SOUZA, Maria Ester do Prado. Família/escola: a importância dessa relação no desempenho escolar. Santo Antônio da Platina, 2009.
- SOUZA, Wallace Patrick Santos de Farias; OLIVEIRA, Victor Rodrigues de; ANNEGUES, Ana Cláudia. Background familiar e desempenho escolar: uma abordagem não paramétrica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 48, n. 2, 2018.
- STEINMAYR, Ricarda; DINGER, Felix C; SPINATH, Birgit. Parents' education and children's achievement: The role of personality. *European Journal of Personality*, v. 24, n. 6, p. 535–550, 2010.

TINGLEY, Dustin *et al.* Mediation: R package for causal mediation analysis. *Journal of Statistical Software*, v. 59, n. 5, 2014.

WHALLEY, John; ZHAO, Xiliang. The contribution of human capital to China's economic growth. *China Economic Policy Review*, v. 2, n. 01, 2013.

WOESSMANN, L. *The Economic Case for Education*. European Expert Network on Economics of Education (EENEE). EENEE Analytical Report. 2014.

WOESSMANN, L.; SCHUTZ, G. *Efficiency and Equity in European Education and Training Systems*. Analytical Report for the European Commission, European Expert Network on Economics of Education (EENEE). 2006.

QUANTO MAIS PROJETOS, MELHOR? UMA ANÁLISE DO NÍVEL DE TRATAMENTO DO PROGRAMA JOVEM DE FUTURO

JOSÉ MARIA DA CUNHA JÚNIOR *
RICARDO BRITO SOARES †

Resumo

Este estudo tem como objetivo investigar a intensidade do tratamento a que as escolas foram expostas, representada pela adesão quantitativa das metodologias ofertadas pelo Programa Jovem de Futuro. Para tal, analisaremos a atuação do Programa em seu 2º ciclo no estado do Ceará, no período de 2013 e 2015. Seguindo a metodologia proposta por Cerulli (2015), estimamos uma Função Dose Resposta que leva em consideração o problema do viés de seleção, ocasionado pelo caráter não aleatório da nossa variável de tratamento contínuo. Nossos achados confirmam a efetividade do programa, porém, acerca da intensidade do tratamento, encontramos heterogeneidade nos resultados.

Palavras-chave: Programa Jovem de Futuro; Dose Resposta; endogeneidade; intensidade do tratamento; Ceará.

Abstract

This study aims to investigate the intensity of the treatment to which the schools were exposed, represented by the quantitative adherence to the methodologies offered by the Youth of the Future Program. To this end, we will analyze the performance of the Program in its 2nd cycle in the state of Ceará, in the period of 2013 and 2015. Following the methodology proposed by Cerulli (2015), we estimate a Dose Response Function that takes into account the problem of selection bias, caused by the non-random character of our continuous treatment variable. Our findings confirm the effectiveness of the program, however, regarding the intensity of the treatment, we found heterogeneity in the results.

Keywords: Youth of the Future Program; Dose-Response; endogeneity; intensity of the treatment; Ceará.

JEL classification: I2, I28

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea185805>

* Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: junio.rj@hotmail.com

† Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: ricardosoares@caen.ufc.br

1 Introdução

Devido à relevância do setor educacional para toda e qualquer sociedade, os agentes políticos passaram a despender grande atenção para essa área. Mesmo sendo um consenso sobre tal relevância, o Brasil, continua aparecendo entre os piores países em rankings internacionais de testes padronizados, como, por exemplo, o *Programme for International Student Assessment* (PISA).

Em 2018, o Brasil apresentou, novamente, baixo índice de proficiência nas disciplinas analisadas, nas quais 50% dos estudantes brasileiros, com 15 anos de idade, não possuíam nível básico em leitura, e alcançando a marca de 68,1% em matemática e 55% em ciência. Desde 2009 o Brasil aparece estagnado entre as piores posições quando comparado aos outros 78 países participantes da avaliação do PISA (Língua Portuguesa: 55º e 59º; Matemática: 69º e 72º).

Logo, independentemente do tipo de metodologia adotada, as políticas educacionais focadas exclusivamente em quantidades de recursos e insumos escolares, não são efetivas para aumentar o desempenho escolar, se não houver melhorias nas eficiências dos sistemas escolares, programas de incentivo e direcionamento de recursos para as áreas pertinentes (HANUSHEK, 2006).

Logo, é de comum entendimento que, tornar a educação de qualidade a um maior número de pessoas, acaba por ser um desafio constante para o Brasil. Diante desse contexto, entra o Projeto Jovem de Futuro. Em 2008, o Instituto Unibanco implementou o Programa Jovem de Futuro (PJF), cujo objetivo principal é auxiliar as gestões escolares a elaborarem estratégias a fim de produzir uma maior eficiência nos resultados de ensino e aprendizagem.

Silva (2010), analisou o primeiro ano do PJF nos estados do Rio Grande do Sul e Minas Gerais. Em resumo, para o ano de 2008, foram encontrados efeitos significativos do programa sobre a nota do aluno (maior em Minas Gerais quando comparado ao Rio Grande do Sul), em que os maiores impactos se deram sobre os alunos com notas mais baixas.

Além disso, mostrou-se eficaz no combate à desigualdade (redução no índice de Gini e Theil) das notas. Ressalta-se que os três tipos de investimentos (infra-estrutura, professores e alunos) se mostraram significativos, e a metodologia adotada se deu por meio de uma estimação do efeito médio do projeto sobre as notas dos alunos, dos efeitos heterogêneos e do efeito na dispersão das suas notas.

Motivado pela importância do tema, este estudo investiga o impacto da intensidade do tratamento, sobre as notas dos estudantes nas disciplinas de Língua Portuguesa e Matemática. Para isso, utilizaremos uma base de dados formada por informações retiradas do Censo Escolar, do SPAECE, do Instituto Unibanco, da Secretaria de Educação do Ceará (SEDUC) e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), para o ano 2015.

O diferencial deste artigo é complementar uma lacuna da literatura, através da análise da intensidade do tratamento do Programa Jovem de Futuro, estimando a Função Dose Resposta sob a hipótese de Endogeneidade. Assim, seu uso justifica-se pela adequação do modelo sobre as seguintes condições:

- i O número de metodologias se caracterizará como o grau de intensidade do tratamento (variável contínua);

- ii Possibilidade de avaliar a distribuição completa da variável de tratamento, incluindo as unidades que não beneficiadas, as quais não precisam ser excluídas do modelo (como em Hirano e Imbens, 2004);
- iii Pode explicar a endogeneidade do tratamento, explorando uma estimativa de variáveis instrumentais (robustez frente à transgressão).

Com o intuito de atingir os objetivos propostos, o artigo foi particionado em cinco seções: além dessa parte introdutória, haverá *a posteriori* a revisão de literatura. Na seção seguinte serão apresentadas as técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A quarta seção dedicar-se-á a apresentação da base de dados, bem como os resultados obtidos e, por fim, teremos as considerações finais.

2 Revisão de Literatura

A literatura econômica mostra que o sucesso econômico de um país passa, obrigatoriamente, pela qualificação do seu capital humano. A Teoria do Capital Humano teve como precursor: Theodore W. Schultz, que é considerado o pioneiro do assunto.

Em Schultz (1964), é elucidado que a abordagem clássica dos modelos de crescimento econômico, que incorporava os fatores de produção, era insuficiente para explicar a evolução da produtividade e do desenvolvimento que ocorria em alguns países.

Posteriormente e complementar as ideias de Becker (1975), elucida uma correlação entre o nível de capital humano e o desenvolvimento econômico dos países, na qual entende-se que os gastos em educação devem ser entendidos como investimento em capital humano.

E, assim como investimentos em capital físico, é um fator fundamental para o crescimento econômico. Vale ressaltar que a qualidade do capital humano pode ser entendida como uma série de fatores, como habilidades individuais inatas, anos de escolaridade, entre outros.

Empiricamente, diversos estudos como em Haveman e Wolfe (1984), Barros e Mendonça (1997), Lochner (2004) e Devereux e Fan (2011), têm mostrado que a educação é uma variável de grande impacto no desempenho da economia de um país.

Em resumo, nesses estudos são encontrados evidências sobre a relação do incremento na escolaridade com a elevação nos salários, com o aumento na expectativa de vida (via a utilização mais eficiente dos recursos das famílias) e na redução na probabilidade de o indivíduo cometer um crime.

Logo, em razão dessa capacidade de gerar externalidade positiva, a educação passou a ter grande importância para os agentes políticos. Diante disso, os debates em torno do papel da educação sobre o desenvolvimento e crescimento econômico concentraram-se em análises sobre a eficiência das políticas desenvolvidas e nos procedimentos implementados nas escolas, que se traduzam em maior qualidade educacional.

Neste ponto, podemos citar Hanushek (2003), o qual argumenta que os escores dos testes padronizados são a melhor ferramenta a ser utilizada como proxy da qualidade educacional, pois tendem a elucidar melhor as habilidades cognitivas dos indivíduos.

A literatura econômica que aborda este tema é ampla, desde as análises de eficiência dos gastos públicos em educação, quanto as alterações nos sistemas educacionais, nas quais implementam-se novas formas de organização e incentivos que visem impactar positivamente sobre os alunos, professores e os demais agentes escolares.

2.1 Detalhamento do Programa

O Instituto Unibanco implementou, em 2007, o Programa Jovem de Futuro (PJF). O projeto tem por objetivo principal o estímulo para manter os alunos na escola e proporcionar a conclusão qualificada do nível médio, fornecendo requisitos para a inserção no mercado de trabalho, através de gestão educacional voltada para o avanço contínuo da educação pública.

Em parceria com as secretarias estaduais de educação, o PJF oferece para as escolas um conjunto de metodologias e instrumentos que servem como apoio a esse trabalho de gestão. Assim, o projeto oferece suporte técnico e financeiro às escolas participantes com o objetivo centrado em otimizar o interesse e o aprendizado dos alunos.

Uma vez selecionado as escolas, todas participam durante um período de 3 anos, onde seus desempenhos escolares serão acompanhados através do sistema SAEB (Sistema de Avaliação do Ensino Básico), na qual a proficiência em Língua Portuguesa e Matemática será avaliada por aluno.

É produzido um planejamento, elaborado pelos gestores, onde é descrito toda a situação da escola, suas demandas e seus principais problemas. Assim, são formulados os chamados “Planos de Melhoria de Qualidade”, no qual as escolas devem assumir o compromisso do alcance de metas e resultados. Ainda nesta fase, o PJF fornece ferramentas e metodologias, além de suporte de capacitação aos professores, coordenadores e diretores, para otimizar as novas estratégias calcadas em busca por resultados.

Logo, a implementação dessas metodologias visa fomentar ações e trabalhos, corrigindo possíveis dificuldades dentro do ambiente escolar, articulando com a comunidade interna e externa, almejando principalmente a obtenção dos resultados propostos e potencializando ações já presentes na escola. Tais metodologias dividem-se em duas categorias e objetivam resultados específicos:

1. Metodologias Pedagógicas: Recursos didáticos oferecidos ao educador que contribuem para o processo de ensino-aprendizagem.
 - i Entre Jovens: Visa resgatar conteúdos e habilidades em Matemática e Língua Portuguesa do Ensino Fundamental e Médio que os alunos não aprenderam na fase apropriada.
 - ii Agente Jovem: Apresenta ao professor um guia de formação em pesquisa, planejamento e comunicação dos jovens, com objetivo de torná-los líderes em uma ambiente escolar.
 - iii Valor do Amanhã na Educação: Metodologia que estimula o jovem a pensar no seu futuro e no seu papel como cidadão.
 - iv Jovem Cientista: Permite ao professor incentivar seus alunos na busca por conhecimento a partir de pesquisas científicas.

- v Introdução ao Mundo do Trabalho: Estímulo a aquisição de uma visão ampla do mercado de trabalho e sobre sua inserção profissional de forma mais qualificada.
 - vi Entendendo o Meio Ambiente Urbano: Educação ambiental por meio de pesquisas de campo e criação de propostas acerca de minimizações de problemas ambientais.
2. Métodos de Mobilização e Articulação: ferramentas para o Grupo Gestor que almejam intensificar a interação entre a participação comunitária e a escola.
- i Superação na Escola: Mobiliza a comunidade escolar com intuito de promover melhorias estruturais e reflexões acerca de demandas coletivas.
 - ii Campanha Estudar Vale a Pena: Mobilização da escola para reforçar a importância de concluir os estudos.
 - iii Fundos Concursáveis: Professores e alunos podem apresentar projetos que contribuam para a melhoria do desempenho e da frequência escolar.
 - iv Sistemas de Reconhecimento: Mobiliza a participação da comunidade escolar em torno de boas práticas desenvolvidas na escola, por alunos funcionários e professores.
 - v Monitoria: Propõe a identificação de alunos com habilidades e condição para auxiliar outros em dificuldades de aprendizagem ou para oferecer apoio noutras áreas, como laboratório de informática, biblioteca, etc.
3. Resultados esperados:
- i RE1 – Melhora na proficiência dos alunos em Língua Portuguesa e Matemática;
 - ii RE2 – Maximização do índice de frequência dos alunos;
 - iii RE3 – Maximização do índice de frequência dos professores;
 - iv RE4 – Otimização das Práticas Pedagógicas;
 - v RE5 – Gestão escolar voltada para resultados;
 - vi RE6 – Melhoria da infraestrutura escolar.

2.2 Estudos Empíricos

Ao analisar o PJF, Barros, Carvalho *et al.* (2012), investiga os resultados da implementação do programa, como seu custo-benefício e o impacto sobre as notas dos alunos na escala SAEB, para os estados de Minas Gerais e Rio Grande do Sul (2008 e 2009).

Utilizando a diferença entre as médias das escolas de cada grupo (controle e tratamento) e regressões para efeitos dos recursos do projeto por eixo de investimento, os autores estimaram que os alunos das escolas que aderiram ao PJF aprenderam cerca de 57% a mais que os alunos correspondentes nas escolas que não aderiram ao projeto, tendo aproximadamente o mesmo impacto sobre as notas de Língua Portuguesa e Matemática.

Por fim, o impacto do programa se mostrou mais relevante sobre os alunos que inicialmente tinham as maiores médias nas disciplinas analisadas, intensificando a ideia de que o programa parece ter maior impacto sobre os alunos que possuem um nível mais avançado de proficiência.

Com o objetivo de verificar o impacto sobre a intervenção do PJJ em São Paulo, Vale do Paraíba, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Porto Alegre, Rosa (2015), analisou as escolas participantes em diferentes níveis, através do uso de Diferenças em Diferenças (*Diff-in-Diff*) e um modelo binário Probit para evasão e repetência. Seus achados apontam para impactos positivos e significativos sobre as notas dos alunos em quatro das cinco regiões analisadas (exceto Belo Horizonte), e com magnitudes parecidas nas duas disciplinas analisadas (mínimo de 0,158 em língua portuguesa e 0,176 em matemática).

Em um estudo também recente, Macedo (2017) utiliza modelos de efeito de tratamento quantílico não-condicionados para averiguar o impacto do Programa Jovem de Futuro para o caso do Ceará em 123 escolas públicas beneficiadas, no período de 2013 a 2015.

Seus achados direcionam para uma contribuição positiva, e heterogênea, sobre o as habilidades cognitivas dos alunos, corroborando com a literatura em questão. A autora também sugere que pode haver a necessidade de ter uma atenção a mais nas metodologias voltadas para otimização dos recursos de aprendizagem e incentivos sobre as disciplinas avaliadas, no sentido de intensificar esses tipos de intervenções, as quais apresentaram uma sensibilidade maior sobre as notas dos alunos.

3 Metodologia

Considerando dois diferentes, e exclusivos, potenciais resultados: um referente a unidade i quando tiver aderido ao Programa Jovem de Futuro (tratamento), y_{1i} , e um referente a mesma unidade quando não aderiu (controle), y_{0i} . Assumiremos w como um indicador de tratamento, onde assume valor 1 para unidades tratadas e 0 para as não tratadas, e definimos $X_i = (x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, x_{4i}, \dots, x_{Mi})$ como um vetor linha de M características observáveis e exógenas por unidade $i = 1, 2, 3, 4, \dots, N$.

Tais características referem-se as variáveis explicativas utilizadas no modelo, como ao turno das aulas, experiência do diretor, se o estudante recebe auxílio do governo (bolsa família), nível de escolaridade da mãe e dos professores, se o estudante frequenta uma escola localizada em Fortaleza, dentre outras. Onde N corresponde ao número total de unidades, N_1 é o número de unidades tratadas e N_0 o número de unidades não tratadas, com $N = N_1 + N_0 = 8.098 + 1.186 = 10.284$. Dado a existência de variáveis que influenciam tanto a variável dependente como a variável explicativa, faremos $g_1(x)$ e $g_0(x)$ as unidades responsáveis pelo vetor dessas variáveis x quando a unidade é tratada ou não-tratada. Adicionalmente, supomos μ_1 e μ_0 como dois escalares e, e_1 e e_0 como duas variáveis aleatórias com média incondicional igual a zero e variância constante.

Por fim, definiremos t_i , que assume valores dentro de um intervalo contínuo $[0, 100]$, como o indicador de tratamento contínuo, e $h(t_i)$ como uma função derivável de t_i .

Com o intuito de simplificar as notações, iremos dispensar o uso do subscrito i quando formos definir quantidades e relações populacionais.

O modelo assume, então, a seguinte forma:

$$\begin{cases} w = 1 \rightarrow y_1 = \mu_1 + g_1(x) + h(t) + e_1 \\ w = 0 \rightarrow y_0 = \mu_0 + g_0(x) + e_0 \end{cases} \quad (1)$$

Onde:

$$\begin{cases} h(t) = 0 \text{ se } w = 0 \\ h(t) \neq 0 \text{ se } w = 1 \end{cases}$$

Ou seja, a função $h(t)$ é diferente de 0 apenas quando a escola fizer parte do grupo de tratadas, ou seja, tenha aderido pelo menos uma das metodologias ofertadas pelo Projeto Jovem de Futuro. Assim, podemos definir os parâmetros causais de interesse. Logo, definindo o Efeito do Tratamento (TE) como $TE = (y_1 - y_0)$, e definimos os parâmetros causais de interesse como os Efeitos Médios de Tratamento (ATE 's) da população condicionais a x e t , ou seja:

$$\begin{aligned} ATE(X, t) &= E(y_1 - y_0 | X, t) \\ ATET(X, t > 0) &= E(y_1 - y_0 | X, t > 0) \\ ATENT(X, t = 0) &= E(y_1 - y_0 | X, t = 0) \end{aligned} \quad (2)$$

onde:

ATE = média global de TE ;

$ATET$ = média de TE em unidades tratadas; e

$ATENT$ = média de TE em unidades não tratadas.

Logo, pela Lei das Expectativas Iteradas podemos encontrar os ATE 's incondicionais da população:

$$\begin{aligned} ATE &= E_{(x,t)}\{ATE(X, t)\} \\ ATE &= E_{(x,t>0)}\{ATE(X, t > 0)\} \\ ATE &= E_{(x,t=0)}\{ATE(X, t = 0)\} \end{aligned} \quad (3)$$

onde $E_z(\cdot)$ identifica o operador média que foi assumido pelo suporte de um vetor genérico de variáveis z . Assumindo uma forma paramétrica linear nos parâmetros como $g_0 = x\delta_0$ e $g_1(x) = x\delta_1$ definimos o Efeito Médio do Tratamento (*Average Treatment Effect* - ATE) condicional a x e t como:

$$ATE(x; t) = \begin{cases} E(y_1 - y_0) + (\delta_1 - \delta_0) + h(t) \text{ se } t > 0 \\ E(y_1 - y_0) + (\delta_1 - \delta_0) \text{ se } t = 0 \end{cases} = \begin{cases} \mu + x\delta + h(t) \text{ se } t > 0 \\ \mu + x\delta \text{ se } t = 0 \end{cases}$$

Assim, teremos:

$$\begin{aligned} ATE(x, t, w) &= \begin{cases} ATE(x, t > 0) \text{ se } w = 1 \\ ATE(x, t = 0) \text{ se } w = 0 \end{cases} \\ &= I(t > 0)[\mu + x\delta + h(t)]I(t = 0)[\mu + x\delta] \\ &= w \cdot [\mu + x\delta + h(t)] + (1 - w) \cdot [\mu + x\delta] \end{aligned}$$

onde $\mu = (\mu_1 - \mu_0)$ e $\delta = (\delta_1 - \delta_0)$. O Efeito Médio do Tratamento não condicionado relativo ao modelo (1) pode ser encontrado pela média em (x, t, w) , logo:

$$ATE = p(w = 1)(\mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0}) + p(w = 0)(\mu + \bar{x}_{t=0}\delta)$$

onde $p(\cdot)$ é a probabilidade e $\bar{h}_{t>0}$ é a média da função resposta com $t > 0$. Pela Lei das Expectativas Iteradas, $ATE = p(w = 1) \cdot ATET + p(w = 0) \cdot ATENT$, nós podemos obter a última linha da fórmula anterior:

$$\begin{cases} ATE = p(w = 1)(\mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0}) + p(w = 0)(\mu + \bar{x}_{t=0}\delta) \\ ATET = \mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0} \\ ATENT = \mu + \bar{x}_{t=0}\delta \end{cases} \quad (4)$$

Após algumas manipulações algébricas, teremos:

$$ATE(x, t, w) = w \cdot [ATE + (x_{t>0} - \bar{x}_{t>0})\delta + (h(t) - \bar{h}_{t>0})] + (1-w) \cdot [ATENT + (x_{t=0} - \bar{x}_{t=0})\delta]$$

$$\begin{cases} ATET(x, t) = ATE(x, t, w = 1) = ATET + (x_{t>0} - \bar{x}_{t>0})\delta + (h(t) - \bar{h}_{t>0}) \\ ATE(x, t) = ATE(x, t, w = 0) = ATENT + (x_{t=0} - \bar{x}_{t=0})\delta \end{cases}$$

$$\begin{cases} ATET = \mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0} \\ ATENT = \mu + \bar{x}_{t=0}\delta \end{cases}$$

Nós podemos definir a Função Dose-Resposta (FDR) através da média $ATE(x, t)$ em x :

$$ATE(t, w) = E_x\{ATE(x, t, w)\} = w \cdot [ATET + h(t) - \bar{h}_{t>0}] + (1-w) \cdot ATENT$$

Logo:

$$ATE(t) = \begin{cases} ATET + (h(t) - \bar{h}_{t>0}) & \text{se } t > 0 \\ ATENT & \text{se } t = 0 \end{cases} \quad (5)$$

A estimação de (5) é a principal proposta de [Cerulli \(2015\)](#). Como a DRF é modelada como uma função do tratamento e das covariáveis observadas usando abordagens de regressão, logo, a função Dose-Resposta é aproximada por regressão linear ou regressões polinomiais.

Estimação da Função Dose-Resposta sob a hipótese de Endogeneidade

O objetivo aqui é exatamente a de mitigar um problema comum em avaliações de políticas, que é a presença do viés de seleção ocasionado pelo fato das escolhas das metodologias aderidas não serem feitas de maneira aleatória. Então, quando w (e por conseguinte t) são endógenos (a hipótese da Independência da Média Condicional não se sustenta) o MQO torna-se enviesado.

No entanto, um procedimento de estimativa com o uso de variáveis instrumentais (*Instrumental Variables – IV*) pode ser implementado para restaurar a consistência. Em nosso estudo, utilizaremos a variável que representa o nível de complexidade de gestão da escola (indicador INEP - range 1 a 6).

$$y = \mu_0 + x\delta_0 + wATE + w[x - \bar{x}]\delta + b[t^2 - E(t^2)]w + c[t^3 - E(t^3)]w_3 + \epsilon$$

$$w = \begin{cases} 1 & \text{se } w^* > 0 \\ 0 & \text{se } w^* \leq 0 \end{cases}$$

$$t = \begin{cases} t' & \text{se } w^* > 0 \\ t^* & \text{se } w^* \leq 0 \end{cases}$$

Como definimos, $T_1 = t - E(t)$, $T_2 = t^2 - E(t^2)$ e $T_3 = t^3 - E(t^3)$, o modelo anterior pode ser reescrito como:

$$y = \mu_0 + X_i \delta_0 + w_i ATE + w_i [x_i - \bar{x}] \delta + w_i T_{1i} + b w_i T_{2i} + c w_i T_{3i} + \eta_i \quad (6)$$

$$w_i^* = X_{w,i} \beta_w + \epsilon_{w,i} \quad (7)$$

$$t_i' = X_{t,i} \beta_t + \epsilon_{t,i} \quad (8)$$

Onde: w_i^* representa a contraparte latente não observável da variável binária w_i ; t é totalmente observado somente quando $w = 1$; caso contrário, não será observado (e será igual a zero). $X_{w,i}$ e $X_{t,i}$ são dois conjuntos de regressores exógenos; $\epsilon_{w,i}$, $\epsilon_{t,i}$ e η_i são os termos de erro e devem ser livremente correlacionados entre si com média incondicional igual a zero.

A equação de seleção, (7), define a regressão que explica o indicador do benefício. O vetor de covariáveis $X_{w,i}$ define o critério de seleção usado para definir os grupos tratados e não tratados.

No caso específico da adesão das metodologias, temos a experiência do diretor/gestor da escola na hora de decidir quais metodologias aderir de acordo com suas principais demandas; O vetor de covariáveis $X_{t,i}$ compreende as variáveis exógenas consideradas como determinantes no nível de tratamento.

Por fim, temos em (8) a equação do nível de tratamento (número de metodologias aderidas), que define como o nível de tratamento é decidido e, então, considera apenas as unidades elegíveis para o tratamento.

4 Base de Dados

Com o objetivo de analisar a intensidade do tratamento sobre o desempenho dos estudantes, utilizou-se a junção de duas base de dados, SPAECE e o Censo Escolar, e foi coletada, em seguida, algumas informações junto a coordenação do Programa Jovem de Futuro (Instituto Unibanco), a Secretaria de Educação do Ceará (SEDUC) e ao INEP.

Sobre os testes de proficiência, nossos dados contemplam os anos de 2013 e 2015. Já para a pesquisa contextual, nos restringimos ao ano de 2015, focando somente nos alunos do 3º ano do ensino médio, cujos tratados completaram todo um ciclo de intervenção da política.

Assim, avaliaremos o coorte de alunos considerados participantes do experimento, ou seja, os estudantes do grupo de avaliação que realizaram os testes de proficiência no SPAECE da 3ª série do ensino médio em 2015, e que cursaram as escolas do mesmo grupo (tratados ou controle) com resultados de desempenho no SPAECE 2013, representando os participantes dos três anos de intervenção do Ciclo 2 (MACEDO, 2017).

Vale ressaltar que a aleatorização foi realizada em clusters, ou seja, em nível de escola, e não de aluno. Desta forma, construímos nosso modelo com as variáveis que seguem na Tabela 1.

Considerando o programa, formamos dois grupos: os que receberam e os que não receberam o tratamento. A variável de tratamento é representada por uma dummy (chamada “tratamento”) em que 1 indica se a escola faz parte do programa e 0 (zero) caso contrário.

Tabela 1: Variáveis do modelo

| Variável | Descrição | Fonte |
|---------------------------------|--|--------------------|
| Variáveis Dependentes | | |
| nota_LP2015 | Nota de Língua Portuguesa do aluno i em 2015 | SPAECE 2015 |
| nota_MT2015 | Nota de Matemática do aluno i em 2015 | SPAECE 2015 |
| Variável de Tratamento Binário | | |
| Tratamento | Dummy: indica se o aluno faz parte do grupo de tratamento (1), caso contrário (0) | IU/SEDUC |
| Variável de Tratamento Contínuo | | |
| trat_c | Indica o número de metodologias que a escola aderiu, variando de 0 a 11. | IU/SEDUC |
| Variáveis Explicativas | | |
| nota_LP_2013 | Nota de Língua Portuguesa do aluno i em 2013 | SPAECE 2013 |
| nota_mat_2013 | Nota de Matemática do aluno i em 2013 | SPAECE 2013 |
| noturno15 | Dummy: turno das aulas em 2015 igual a 1 se noturno e igual a 0 se for outros | SPAECE 2015 |
| turma15 | Tempo de aula por dia (em minutos) | Censo Escolar 2015 |
| mae_fundamental | Dummy: indica se a mãe estudou acima do ensino fundamental (1), caso contrário (0), em 2015. | SPAECE 2015 |
| complex15 | Indica o nível de complexidade de gestão da escola (indicador INEP - range 1 a 6) | INEP 2015 |
| diretor5 | Dummy: indica se o diretor tem mais de 5 anos de experiência na função de diretor (1) ou não (0) | Censo Escolar 2015 |
| homem15 | Dummy: indica se o aluno é do sexo masculino (1) ou feminino (0). | SPAECE 2015 |
| bolsa_familia | Dummy: indica se a família do aluno recebe Bolsa Família (1) ou não (0) | SPAECE 2015 |
| fortaleza15 | Dummy: indica se a escola se localiza no município de Fortaleza (1) ou não (=0) | Censo Escolar 2015 |
| posnenhum_mt | Dummy: indica se o professor de Matemática ou Língua Portuguesa da turma do aluno não tem nenhuma pós-graduação (1) e se tem (0) | Censo Escolar 2015 |
| prof10_mt | Dummy: indica que o professor de Matemática (mt) ou de Língua Portuguesa | Censo Escolar 2015 |
| prof10_lp | (lp) da turma do aluno tem mais de 10 anos de graduação (1) ou não (0) | |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 2: Estatística descritiva do tratamento contínuo

| Variável | N | Média | Desv. Pad. | Min | Max |
|---------------------|--------|--------|------------|-----|-----|
| Tratamento_Contínuo | 10,284 | 44.127 | 27.361 | 0 | 100 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas Gerais

| Variável | Tratados | | | Controle | | |
|-------------------------------|----------|---------|------------|----------|---------|------------|
| | N | Média | Desv. Pad. | N | Média | Desv. Pad. |
| Nota Língua Portuguesa (2015) | 8,098 | 258,184 | (45,597) | 2,186 | 255,521 | (48,961) |
| Nota Matemática (2015) | 8,098 | 259,263 | (46,031) | 2,186 | 256,002 | (46,008) |
| Nota Língua Portuguesa (2013) | 8,098 | 253,224 | (40,638) | 2,186 | 255,071 | (41,846) |
| Nota Matemática (2013) | 8,098 | 252,078 | (45,741) | 2,186 | 252,037 | (45,796) |
| Turma | 8,098 | 254,812 | (35,702) | 2,186 | 272,394 | (83,863) |
| Noturno | 8,098 | 0,194 | (0,396) | 2,186 | 0,169 | (0,375) |
| Escolaridade da Mãe | 8,098 | 0,250 | (0,433) | 2,186 | 0,235 | (0,424) |
| Complexidade Gestão Escolar | 8,098 | 4,270 | (0,629) | 2,186 | 4,361 | (0,754) |
| Experiência do Diretor | 8,098 | 0,586 | (0,492) | 2,186 | 0,370 | (0,483) |
| Masculino | 8,098 | 0,446 | (0,497) | 2,186 | 0,417 | (0,493) |
| Beneficiário Bolsa Família | 8,098 | 0,620 | (0,485) | 2,186 | 0,601 | (0,489) |
| Fortaleza | 8,098 | 0,200 | (0,400) | 2,186 | 0,239 | (0,426) |
| Experiência do Professor (LP) | 8,098 | 0,411 | (0,492) | 2,186 | 0,386 | (0,487) |
| Experiência do Professor (MT) | 8,098 | 0,414 | (0,492) | 2,186 | 0,363 | (0,481) |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Definido o grupo de controle e o grupo de tratamento, utilizaremos a estratégia seguida por [Cerulli \(2015\)](#), onde é criada uma variável contínua que represente o diferente nível de exposição ao tratamento, variando de 0 (ausência de tratamento) a 100 (nível máximo de tratamento):

$$T_{Contnuo} = \left[\frac{N_{metod} - Min_{metod}}{Max_{metod} - Min_{metod}} \right] \cdot 100$$

Onde

N_{metod} representa o número total de metodologia que a escola pode aderir;

Min_{metod} é o número mínimo de metodologias que foi aderida e

Max_{metod} é o número máximo de metologia aderidas.

A amostra de dados levantada para o presente estudo é composta por 10 284 estudantes de escolas situadas no estado do Ceará (2013 – 2015), dentre as quais 8.098 tiveram acesso ao programa, restando, portanto, 2186 estudantes que não receberam o tratamento. Vale ressaltar, que um dos fatores diferenciais na metodologia, aqui assumida, é que diferentemente da proposta por [Hirano e Imbens \(2004\)](#), não se faz necessária a exclusão das unidades não-tratadas, o que pode gerar uma perda relevante de informações.

Ressalta-se que, maiores detalhes sobre estas bases de dados podem ser encontrados em [Macedo \(2017\)](#) tendo em vista que o presente estudo fez uso da mesma base de dados, neste caso, utilizando-se uma diferente abordagem econométrica.

5 Resultados

Primeiro, com a finalidade de avaliar o impacto do Programa Jovem de Futuro sobre as notas de proficiência em Matemática e Língua Portuguesa (2015), via a utilização do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os impactos das variáveis independentes encontram-se na Tabela 4. Nossos resultados apontam para a mesma direção dos encontrados em Barros, Mendonça *et al.* (2016) e Macedo (2017), na qual encontramos impactos positivos e significantes de magnitudes de 4,78 pontos na nota de Língua Portuguesa e 4,4 pontos em Matemática, para os estudantes que receberam o tratamento.

Para avaliar a intervenção política, o status do tratamento binário não parece ser suficiente, dado que as escolas receberam níveis diferentes de exposição ao tratamento, logo esse nível deve ser levado em consideração (HIRANO; IMBENS, 2004). Além da análise feita por MQO, exploramos também os dados fazendo a utilização de um modelo de tratamento contínuo.

Como dito, utilizamos o modelo proposto por Cerulli (2015) que estima o efeito causal do tratamento em um resultado dentro da amostra observada e assume que as unidades respondem, provavelmente, de formas distintas ao nível de tratamento exposto e a fatores específicos observáveis. Assim, estimamos o impacto da adesão de metodologias (variável de tratamento) sobre a nota dos alunos nas duas disciplinas analisadas.

Nossa estimativa calcula o Efeito de Tratamento Médio (ATE) dado o nível de tratamento para a estimativa da função dose-resposta. Como exposto, este modelo precisa definir o nível de tratamento ou dose em uma faixa de valores entre 0 e 100, na qual o valor 0 especifica o nível de tratamento em unidades não tratadas e a dose máxima é 100. Durante o estudo, foram testadas formas funcionais para o nosso tratamento, como linear, quadrática e de quarta ordem, porém a forma cúbica foi a que apresentou melhores resultados (TAHMOORESNEJAD; BEAUDRY, 2019).

Por fim, é crucial ressaltar a presença de uma fase de planejamento, na qual é apresentada e ofertada essas metodologias, que objetivam a adequação ao método de gestão por resultados. Assim, uma vez que a escola é sorteada para receber o programa, ela fica responsável por alocar os recursos financeiros recebidos e escolher as metodologias que deseja aderir, baseadas em suas necessidades.

Portanto, embora o sorteio das escolas se caracterize por um processo experimental, as metodologias que as escolas aderem, não possuem esse caráter aleatório, o que vem a caracterizar uma problema econométrico conhecido como Endogeneidade. Assim, um dos fatores que motivam este estudo é que grande parte dos estudos tendem a negligenciar o problema de endogeneidade que há neste tipo de política.

A estratégia econométrica deste estudo propõe que seja feito o uso de variável instrumental para correção do problema de endogeneidade. Assim, precisamos escolher uma variável para ser o nosso instrumento, que seja relacionada à escolha das metodologias (intensidade do tratamento), com a exigência que não seja correlacionada à variável resposta, objetivando tornar a especificação robusta à presença de endogeneidade.

Optamos por utilizar a variável que corresponde ao nível de complexidade de gestão da escola (indicador INEP - range 1 a 6), tanto a análise de robustez desta variável, quanto os nossos resultados podem ser vistos a seguir, nas Tabelas 5 e 6 e no Gráficos 1 e 2.

Tabela 4: Impacto do Programa Jovem de Futuro sobre os testes de Proficiência

| nota_MT2015 | Coefficiente | Std. Err. | T | $P > t$ | [95% Conf. Interval] | |
|-----------------|--------------|-----------|-------|---------|----------------------|--------|
| Tratamento | 4,410 | 0,888 | 4,96 | 0,000 | 2,668 | 6,151 |
| nota_LP_2013 | 0,206 | 0,011 | 17,96 | 0,000 | 0,184 | 0,229 |
| nota_ma~2013 | 0,467 | 0,010 | 45,55 | 0,000 | 0,447 | 0,487 |
| turma15 | 0,065 | 0,009 | 6,58 | 0,000 | 0,045 | 0,084 |
| noturno15 | -4,933 | 1,154 | -4,27 | 0,000 | -7,195 | -2,670 |
| mae_fundamental | 0,630 | 0,883 | 0,71 | 0,475 | -1,101 | 2,362 |
| homem15 | 3,684 | 0,752 | 4,90 | 0,000 | 2,209 | 5,158 |
| diretor5 | 0,222 | 0,733 | 0,30 | 0,762 | -1,215 | 1,659 |
| bolsa_familia | 1,486 | 0,753 | 1,97 | 0,048 | 0,102 | 2,962 |
| fortaleza15 | -5,313 | 0,935 | -5,68 | 0,000 | -7,146 | -3,480 |
| prof10_mt | 0,4370633 | 0,731 | 0,60 | 0,550 | -0,996 | 1,871 |
| complex15 | -0,7750061 | 0,553 | -1,40 | 0,161 | -1,859 | 0,309 |
| _cons | 70,36747 | 4,571 | 15,39 | 0,000 | 61,406 | 79,328 |
| R ² | 0,383 | | | | | |
| N | 10,284 | | | | | |
| Nota_LP2015 | Coefficiente | Std. Err. | T | $P > t$ | [95% Conf. Interval] | |
| Tratamento | 4,789 | 0,885 | 5,41 | 0,000 | 3,053 | 6,524 |
| nota_LP_2013 | 0,552 | 0,011 | 48,99 | 0,000 | 0,530 | 0,574 |
| nota_ma~2013 | 0,212 | 0,009 | 22,08 | 0,000 | 0,194 | 0,231 |
| turma15 | 0,043 | 0,008 | 4,90 | 0,000 | 0,026 | 0,061 |
| noturno15 | -8,891 | 1,117 | -7,95 | 0,000 | -11,082 | -6,700 |
| mae_fundamental | 1,426 | 0,855 | 1,67 | 0,095 | -0,249 | 3,103 |
| homem15 | -7,521 | 0,723 | -10,4 | 0,000 | -8,939 | -6,103 |
| diretor5 | -0,833 | 0,699 | -1,19 | 0,233 | -2,203 | 0,537 |
| bolsa_familia | 0,613 | 0,719 | 0,85 | 0,394 | -0,796 | 2,023 |
| fortaleza15 | -4,035 | 0,938 | -4,30 | 0,000 | -5,875 | -2,196 |
| prof10_lp | 1,163 | 0,692 | 1,68 | 0,093 | -0,194 | 2,520 |
| complex15 | -0,660 | 0,524 | -1,26 | 0,209 | -1,689 | 0,368 |
| _cons | 56,605 | 4,271 | 13,25 | 0,000 | 48,232 | 64,977 |
| R ² | 0,449 | | | | | |
| N | 10,284 | | | | | |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 5: Teste de endogeneidade e força dos instrumentos

| Durbin_Wu_Hausman | Teste de endogeneidade (Língua Portuguesa) | | Teste de endogeneidade (Matemática) | |
|---|---|---------|--|---------|
| | Estatística | p-valor | Estatística | p-valor |
| Robust score χ^2 | 6,0732 | 0,0137 | 5,0417 | 0,0247 |
| Robust regression F | 6,0945 | 0,0136 | 5,0539 | 0,0246 |
| Teste de força dos instrumentos | | | | |
| Eq. 1º estágio | | | | |
| Partial R-sq. | 0,0027 | | 0,0026 | |
| Prob > F | 25,244 | 0,0000 | 24,794 | 0,0000 |
| Teste Montiel-Pflueger robusto de instrumentos fracos | | | | |
| F calculado a 10% | | 25,245 | | 24,794 |
| Valor crítico 10% | | 23,418 | | 23,109 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

A saber, essa variável representa um indicador que mensura o nível de complexidade de gestão das escolas de acordo com quatro características da escola: porte, número de etapas/modalidades oferecidas, complexidade destas etapas e número de turnos oferecidos. Logo, essa variável relaciona-se, em sentido genérico, à habilidade do Diretor em gerir a dinâmica da unidade educacional, de forma participativa e compartilhada, almejando garantir o avanço dos processos educativos de sua unidade ou ainda à ideia de liderança eficaz (REYNOLDS; TEDDLIE, 2002).

O teste de endogeneidade Durbin-Wu-Hausman tem como hipótese nula a exogeneidade do número de metodologias aderidas pela escola. Para avaliar a força do instrumento “complexidade da escola”, realizam-se ainda os testes de R quadrado parcial, significância F da regressão parcial de primeiro estágio, e o teste robusto Weakivtest com hipótese nula de instrumentos fracos de Pflueger e Wang (2015), como mostra a Tabela 5.

O teste de Durbin-Wu-Hausman rejeita a hipótese de exogeneidade da quantidade de metodologias aderidas a 5% de significância para as duas disciplinas analisadas. O teste de primeiro estágio rejeita a hipótese de que o instrumento teria efeito nulo. A estatística robusta do teste Weakivtest confirma a consistência das variáveis no modelo. O resultado rejeita a hipótese de instrumentos fracos a 10% de significância, em ambos os casos. Os testes validam a variável instrumental e a força dos instrumentos para níveis aceitáveis de significância estatística.

Nossos resultados não se mostram significativos, do ponto de vista estatístico, sobre a intensidade do tratamento, não apresentando um padrão de intensidade, onde, por exemplo, um número maior de metodologias apontaria para um maior impacto sobre as notas dos alunos.

Acerca dessa heterogeneidade da intensidade do impacto, vale destacar que alguns fatores podem estar influenciando, como: a) volume de recursos financeiros recebidos pelas escolas ao aderirem ao Programa, tal qual sua distribuição de gastos; (b) diferentes níveis de engajamento entre as metodologias e (c) má gestão das metodologias, devido a adesão exagerada das mesmas (BARROS; MENDONÇA *et al.*, 2016; MACEDO, 2017).

Essa heterogeneidade do impacto da intensidade do tratamento assemelha-se aos resultados de Turk (2019), onde é investigado a relação entre o número de matrículas nos cursos de desenvolvimento com a conclusão do período universitário que o estudante se encontra. Ao fazer uso do modelo

Tabela 6: Resultados Regressão sobre as nota de Matemática e Língua Portuguesa (Variável Instrumental: Nível de Complexidade da Escola)

| nota_MT2015 | Coefficiente | Std. Err. | t | P > t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------------|--------------|-----------|-------|-------|----------------------|---------|
| tratamento | 102,251 | 39,219 | 2,61 | 0,009 | 25,374 | 179,128 |
| Tw_1 | -18,706 | 8,918 | -2,10 | 0,036 | -36,189 | -1,223 |
| Tw_2 | 0,287 | 0,149 | 1,93 | 0,054 | -0,004 | 0,579 |
| Tw_3 | -0,001 | 0,000 | -1,74 | 0,082 | -0,002 | 0,000 |
| nota_mat_2013 | 0,593 | 0,013 | 44,99 | 0,000 | 0,567 | 0,619 |
| turma15 | 0,116 | 0,017 | 6,85 | 0,000 | 0,083 | 0,149 |
| mae_fundamental | 0,564 | 1,119 | 0,50 | 0,614 | -1,630 | 2,758 |
| homem15 | 0,099 | 0,892 | 0,11 | 0,911 | -1,650 | 1,849 |
| bolsa_familia | -0,440 | 1,239 | -0,36 | 0,722 | -2,870 | 1,989 |
| fortaleza15 | -5,841 | 4,451 | -1,31 | 0,189 | -14,567 | 2,884 |
| prof10_lp | 4,609 | 2,034 | 2,27 | 0,024 | 0,620 | 8,597 |
| prof10_mt | -3,507 | 2,833 | -1,24 | 0,216 | -9,061 | 2,047 |
| _cons | 62,004 | 10,601 | 5,85 | 0,000 | 41,224 | 82,785 |
| nota_LP2015 | Coefficiente | Std. Err. | t | P > t | [95% Conf. Interval] | |
| tratamento | 74,531 | 34,042 | 2,19 | 0,029 | 7,801 | 141,261 |
| Tw_1 | -9,389 | 8,542 | -1,10 | 0,272 | -26,133 | 7,354 |
| Tw_2 | 0,146 | 0,146 | 1,00 | 0,318 | -0,141 | 0,434 |
| Tw_3 | 0,000 | 0,000 | -0,83 | 0,406 | -0,002 | 0,000 |
| nota_LP_2013 | 0,705 | 0,012 | 54,82 | 0,000 | 0,679 | 0,730 |
| turma15 | 0,121 | 0,017 | 7,05 | 0,000 | 0,087 | 0,154 |
| mae_fundamental | 0,988 | 0,999 | 0,99 | 0,323 | -0,970 | 2,947 |
| homem15 | -4,256 | 0,834 | -5,10 | 0,000 | -5,893 | -2,619 |
| bolsa_familia | -0,109 | 1,027 | -0,11 | 0,915 | -2,123 | 1,905 |
| fortaleza15 | -0,449 | 4,512 | -0,10 | 0,921 | -9,295 | 8,397 |
| prof10_lp | 2,291 | 1,922 | 1,19 | 0,233 | -1,477 | 6,060 |
| prof10_mt | -2,882 | 2,377 | -1,21 | 0,225 | -7,543 | 1,777 |
| _cons | 19,545 | 9,606 | 2,03 | 0,042 | 0,714 | 38,376 |
| N | 10,284 | | | | | |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 1: Função Dose-Resposta e Estimativa Dose-Resposta para nota em Matemática (variável instrumental: Complexidade da Escola)

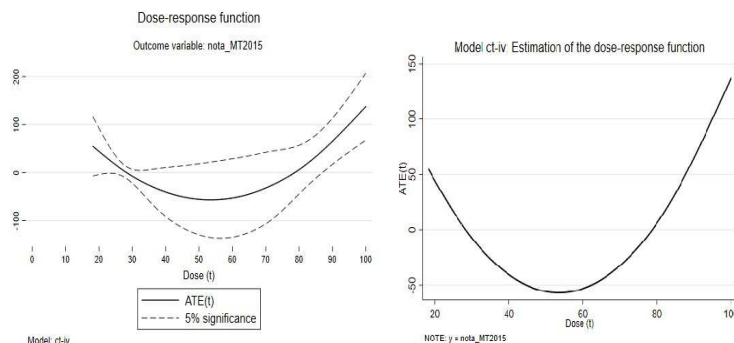
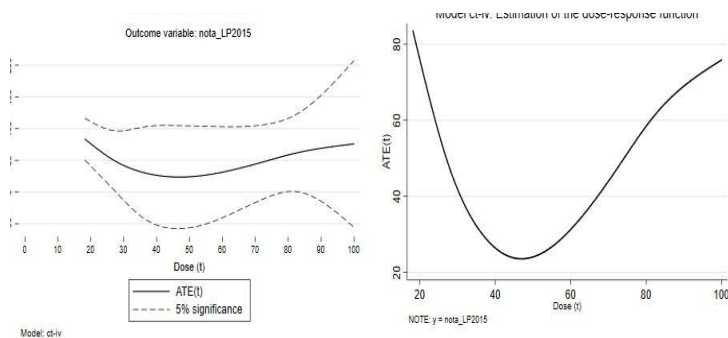


Figura 2: Função Dose-Resposta e Estimativa Dose-Resposta para nota em Língua Portuguesa (variável instrumental: Complexidade da Escola)



Dose-Resposta, o autor encontrou uma relação não estritamente linear entre o número de cursos de desenvolvimento que o estudante se matriculou e a conclusão do período letivo atual. Ademais, ele mostra que o aumento na probabilidade marginal de concluir o período atual, estando inscrito em um ou dois cursos, foi perdido ao se inscrever no terceiro curso.

Uma das explicações do autor é que o excesso de matrículas poderia atrapalhar ou afetar a decisão de postergar o curso de graduação. Vale ressaltar que o autor fez a utilização do modelo de propensity score e a utilização da base de dados advinda do Education Longitudinal Study of 2002 (ELS) e o acompanhamento do Postsecondary Education Transcript Study (PETS). A saber, curso de desenvolvimento é um modelo educacional que é ofertado em muitas instituições de ensino superior, na qual se caracteriza por buscar a capacitação dos alunos para que alcancem crescimento intelectual, social e emocional. Tal modelo é ofertado via palestras, cursos, tutorias, aconselhamento vocacional, dentre outras estratégias.

Nosso estudo possui algumas limitações, como, por exemplo a impossibilidade de identificação do peso de cada metodologia e, principalmente, a pouca variabilidade da variável de tratamento.

Em relação a primeira, existem diferenças significativas entre essas metodologias, na qual intervenções baseadas em premiações e investimentos em

professores, ou que foquem na melhoria da atratividade, da capacitação de ensino e dos recursos de aprendizagem podem parecer mais relevantes sobre as notas dos alunos tratados.

Logo, o ideal seria haver a possibilidade de identificar cada metodologia aderida pela escola para, assim, poder ordená-las do ponto de vista de mais ou menos relevante sobre a nota do aluno, dando pesos diferentes a cada uma. Sobre a principal limitação, é um problema que também ocorre em [Filippetti e Cerulli \(2018\)](#), no qual, também, é utilizado a abordagem dose-resposta, proposta por [Cerulli \(2015\)](#).

Os autores expõem algumas das limitações do estudo, dentre elas, o fato da variável de tratamento utilizada (o índice raireg) ser bastante limitada, enquanto as abordagens dose-respostas seriam mais confiáveis com uma maior variabilidade na variável de tratamento. Ademais, seus resultados mostram uma relação entre autonomia regional e prestação de serviços em formato de U, ou seja, apontam para a ausência de um nível ótimo de autonomia, na qual diferentes configurações institucionais podem ser economicamente viáveis e eficientes.

6 Considerações Finais

O presente artigo complementa uma lacuna nesse tipo de análise de intervenções, na qual leva-se em consideração um problema comum nesses tipos de estudos, o viés de seleção. Ressalta-se a utilização da base de dados utilizada por [Macedo \(2017\)](#), mas sob uma abordagem econométrica proposta por [Cerulli \(2015\)](#).

Assim, o foco do nosso estudo é a análise da intensidade do tratamento, na qual estimamos uma Função Dose Resposta que leva em consideração o problema de endogeneidade da variável de tratamento contínua que, por sua vez, advém do caráter não aleatório na escolha das metodologias que as escolas aderem.

Nossos achados corroboram para os achados sobre o impactos positivos da implementação do PJF sobre as notas dos estudantes, confirmando a efetividade do programa.

Quando analisamos a intensidade do tratamento, expresso pelo número de metodologias aderidas pela escola, não encontramos diferenciais por número de metodologias. Uma das possíveis causas é a baixa dispersão na intensidade do tratamento, na qual varia apenas de 0 a 11.

Uma outra hipótese, não excludente, seria a de que estamos analisando o quantitativo das metodologias sem poder mensurar a qualidade individual de cada uma, onde haveria uma espécie de hierarquia de relevâncias.

Destacamos, também, a presença de diferentes níveis de implementação (heterogeneidade do impacto) por parte das escolas beneficiadas, assim como o acúmulo de muitas metodologias poderiam acarretar uma má organização e gestão das mesmas, alterando os resultados esperados.

Referências

BARROS, Ricardo Paes de; CARVALHO, Mirela de *et al.* Impacto Do Projeto Jovem de Futuro. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 23, n. 51, p. 214–226, 2012.

- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane *et al.* *Impacto Do Projeto Jovem de Futuro Sobre a Aprendizagem Em Escolas Públicas*. São Paulo: Instituto Unibanco, 2016.
- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. Investimentos em educação e desenvolvimento econômico. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*, Rio de Janeiro, nov. 1997.
- BECKER, Gary S. Investment in Human Capital: Effects on Earnings. *In: HUMAN Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Second Edition. 2. ed. Chicago: Univ. of Chicago Press, 1975. p. 13–44.
- CERULLI, Giovanni. Ctreatreg: Command for Fitting Dose–Response Models under Exogenous and Endogenous Treatment. *The Stata Journal*, v. 15, n. 4, p. 1019–1045, 2015.
- DEVEREUX, Paul J.; FAN, Wen. Earnings Returns to the British Education Expansion. *Economics of Education Review*, v. 30, n. 6, p. 1153–1166, 2011.
- FILIPPETTI, Andrea; CERULLI, Giovanni. Are Local Public Services Better Delivered in More Autonomous Regions? Evidence from European Regions Using a Dose–Response Approach: Quality of Public Services and Regional Autonomy. *Papers in Regional Science*, v. 97, n. 3, p. 801–826, 2018.
- HANUSHEK, Eric A. School resources. *In: HANUSHEK, Eric A.; WELCH, F. Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: North Holland, 2006. v. 2.
- HANUSHEK, Eric A. The Failure of Input-Based Schooling Policies. *Economic Journal*, v. 113, n. 485, p. 64–98, 2003.
- HAVEMAN, Robert H.; WOLFE, Barbara L. Schooling and Economic Well-Being: The Role of Nonmarket Effects. *Journal of Human Resources*, v. 19, n. 3, p. 377–407, 1984.
- HIRANO, Keisuke; IMBENS, Guido W. The Propensity Score with Continuous Treatments. *In: ANDREW, Gelman; MENG, Xiao-Li (ed.). Applied Bayesian modeling and causal inference from incomplete-data perspectives*. Nova Iorque: Wiley, 2004. p. 73–84.
- LOCHNER, Lance. Education, Work, and Crime: A Human Capital Approach. *International Economic Review*, v. 45, n. 3, p. 811–843, 2004.
- MACEDO, Sandra Valeria Araújo. *Avaliação de Impacto do Projeto Jovem de Futuro no Ceará*. 2017. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- PFLUEGER, Carolin E.; WANG, Su. A Robust Test for Weak Instruments in Stata. *Stata Journal*, v. 15, n. 1, p. 216–225, 2015.

- REYNOLDS, David; TEDDLIE, Charles. The Processes of School Effectiveness.
In: TEDDLIE, Charles; REYNOLDS, David (ed.). The International Handbook of School Effectiveness Research. 1. ed. London: Routledge, 2002. p. 134–159.
- ROSA, Leonardo Santana Nunes. *Avaliação de impacto do Programa Jovem de Futuro*. 2015. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Universidade de São Paulo, São Paulo.
- SCHULTZ, Theodore W. *O Valor Econômico Da Educação*. 1. ed. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.
- SILVA, Samara Paladino Noriz. *Análise dos Efeitos de Programas Educacionais: O caso Projeto Jovem de Futuro do Instituto Unibanco*. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- TAHMOORESNEJAD, Leila; BEAUDRY, Catherine. Citation Impact of Public and Private Funding on Nanotechnology-Related Publications. *International Journal of Technology Management*, v. 79, n. 1, p. 21–59, 2019.
- TURK, Jonathan M. Estimating the Impact of Developmental Education on Associate Degree Completion: A Dose–Response Approach. *Research in Higher Education*, v. 60, n. 8, p. 1090–1112, 2019.

IMPACTO DE LAS CLÁUSULAS DE TRANSFERENCIA TECNOLÓGICA E INNOVACIÓN EN LOS ACUERDOS COMERCIALES REGIONALES

ALAN FAIRLIE REINOSO *
JESSICA PORTOCARRERO TORRES †
TANIA PAREDES ZEGARRA ‡

Resumen

El comercio internacional es uno de los principales vehículos para la transferencia tecnológica, pues contribuye a la generación de nuevos productos con mayor valor agregado, ampliando las oportunidades de exportación y la diversificación, así como la inserción de las empresas domésticas en las cadenas globales de valor. Este artículo busca determinar el impacto que tienen las cláusulas de transferencia tecnológica establecidas en los principales acuerdos comerciales firmados por los países de América Latina y el Caribe durante los últimos 20 años sobre el nivel de exportaciones, particularmente sobre la exportación de bienes en sectores intensivos en tecnología. Posteriormente, se intenta analizar si dicho efecto varía entre los acuerdos comerciales Norte-Sur y Sur-Sur, especialmente en el caso de la Alianza del Pacífico.

Palabras clave: cláusulas de tecnología; acuerdos comerciales; Alianza del Pacífico; exportaciones.

Abstract

International trade is one of the main vehicles to promote the technology transfer as it contributes to the generation of new products with greater added value, expanding export opportunities and diversification, as well as the insertion of domestic companies in global value chains. This article seeks to determine the impact of the technology related provisions in the main trade agreements that are signed by Latin America and the Caribbean countries in the last 20 years on the level of exports, particularly on the export of goods in technology-intensive sectors. It attempts to analyze whether this effect varies between North-South and South-South trade agreements, especially in the case of the Pacific Alliance.

Keywords: technology provisions; trade agreements; Pacific Alliance; exports.

JEL classification: F13, F14, F15, O33

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea188330>

* Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP). E-mail: afairli@pucp.edu.pe

† Universidad San Martín de Porres (USMP). E-mail: jessica_portocarrero@usmp.pe

‡ Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP). E-mail: tania.paredes@pucp.edu.pe

1 Introducción

La Pandemia ha visibilizado la gran importancia que tiene la ciencia, tecnología e innovación (CTI) para el desarrollo económico y social de nuestras economías, pero al mismo tiempo ha mostrado los problemas estructurales existente en este sector, por lo cual resulta fundamental el establecimiento de estrategias de desarrollo productivo a largo plazo, que promuevan la incorporación de innovaciones, absorción de nuevas tecnologías y la generación de mayor valor agregado en nuestros productos, que genere a su vez una mayor diversificación de nuestra oferta exportable y amplíe el acceso a nuevos mercados.

La evidencia empírica sugiere al comercio internacional como uno de los principales canales para la difusión tecnológica (HOPPE, 2005; MASKUS, 2018), la cual ha ido aumentando con el nivel de integración en el mundo, siendo más importante para los países pequeños o en desarrollo.

Este artículo buscará determinar si los acuerdos comerciales con disposiciones en CTI tienen una influencia positiva sobre las exportaciones y, en particular, sobre las exportaciones de bienes en sectores económicos intensivos en tecnología. También, se analizará si existen diferencias de dichos efectos entre los acuerdos comerciales Norte-Sur y Sur-Sur, y entre los bloques de integración tomando para ello a los países de la Alianza del Pacífico¹. Se hará una breve revisión de la importancia de la CTI en el comercio, para luego analizar el efecto de las cláusulas de transferencia tecnológica y cooperación técnica en estos tratados.

Finalmente, se buscará comprobar la hipótesis planteada, para lo cual se estimará un modelo econométrico siguiendo el modelo de Chelala y Zarzoso-Martínez (2017) para identificar el impacto de la inclusión de disposiciones referentes a CTI en los acuerdos comerciales suscritos por la región, durante el periodo 2000-2019. Se aplicará una metodología basada en un modelo de gravedad aumentado. Se procederá a realizar la estimación a nivel de América Latina, para posteriormente enfocarnos en la Alianza del Pacífico.

2 Transferencia de tecnología e innovación y la política comercial

Los países de América Latina y el Caribe han venido implementando una política comercial de apertura y liberalización orientada a impulsar el crecimiento económico de sus países, y su inserción en los mercados globales a través de la suscripción de acuerdos comerciales con los principales socios comerciales, firmando para ello tratados de libre comercio Norte-Sur, y Sur-Sur.

En la OMC se entiende por ACR cualquier acuerdo comercial recíproco entre dos o más partes, que no tienen por qué pertenecer a una misma región. Los arreglos comerciales preferenciales (ACP), en cambio, establecen privilegios comerciales unilaterales, por ejemplo, sistemas generalizados de preferencias (SGP) y programas preferenciales no recíprocos que algunos Miembros de la OMC aplican respecto de los productos procedentes de países en desarrollo y países menos adelantados.

¹Los países que son considerados dentro de la Alianza del Pacífico son Chile, Colombia, México y Perú

En los acuerdos Norte-Sur, los países en desarrollo buscan acceso a mercados y atracción de inversión directa, mientras que los países desarrollados obtienen concesiones OMC-plus en disciplinas (servicios, inversiones, propiedad intelectual, compras públicas, por ejemplo). Aquí están los Tratados de libre comercio, impulsado sobre todo por EEUU y la Unión Europea. Los acuerdos Sur-Sur, entre países en desarrollo, aunque tienen menos asimetrías, no logran muchas veces mayor profundidad del proceso, y tienen además un bajo comercio intrarregional (GLOBAL ECONOMIC PROSPECTS, 2005; OMC, 2011).

También se diferenció entre el “viejo regionalismo” (principalmente acuerdos sur-sur, proteccionistas, cerrados), y el “nuevo regionalismo” (que consolidaban las políticas de liberalización y apertura y la adecuación a la normativa multilateral, especialmente con los acuerdos Norte-Sur) (DEVLIN Y ESTEVA-DEORDAL, 2001). Más recientemente se ha difundido la noción de “integración profunda” (MATTOO; ROCHA Y RUTA, 2020), a la que hacemos referencia más adelante.

La adopción y transferencia tecnológica, así como los procesos de innovación tienen impacto directo en el comercio. Por un lado, las tecnologías de información y comunicación constituyen un elemento clave para el éxito de las iniciativas y medidas de facilitación del comercio, pues reducen los costos y tiempos asociados a la actividad exportadora, además de simplificar los procedimientos de comercio exterior. Y por otro, las cláusulas de transferencia de tecnología y de propiedad intelectual establecidas en los tratados de comercio impulsan el desarrollo y absorción de la innovación tecnológica, lo cual impacta el mejoramiento de los productos, mayores exportaciones con generación de valor agregado y contenido tecnológico en nuestras exportaciones.

En ese sentido, existe una relación significativa entre niveles de exportación y la innovación y la transferencia tecnológica. Autores como Sagasti (2010), sostienen que la participación en los mercados internacionales lleva a un mayor aumento de actividades innovadoras al interior de las empresas, los mismos que se dan a través de la especialización productiva y mejoras en la capacidad de absorción de tecnologías importadas. Asimismo, destaca que “tanto las políticas comerciales y de innovación deben de apoyarse mutuamente, con el fin de iniciar un círculo virtuoso de innovación-productividad-exportaciones-innovación, y así sucesivamente” (SAGASTI, 2010, p. 04).

Por su parte, Figal y Maffioli (2018) sostienen que al exportar las empresas aprenden e innovan, lo que les genera mayores niveles de eficiencia. El comercio internacional genera incentivos para la inversión en actividades asociadas a la difusión tecnológica.

Hoppe (2005) considera que el comercio por sí mismo genera transferencia de tecnología entre países, ya que este habilita la transferencia tecnológica mediante la importación de productos de capital, y la apertura a mercados de exportación que permiten el “learning by doing”, lo cual impacta en la productividad total de los factores (TFP), puesto que el comercio multiplica el stock de tecnologías asequibles.

En esa misma línea, Moreira y Stein (2019) sostienen que la liberalización del comercio ya sea a través de importaciones o exportaciones, ha tenido un impacto positivo en la adquisición de conocimientos, y resaltan que la evidencia empírica muestra que existe una relación entre comercio y acumulación de conocimiento en la región.

Sin embargo, Moreira y Stein (2019) señalan que una de las principales limitantes para que una mayor liberalización o apertura comercial, no gene-

Tabla 1: Evidencia empírica del impacto del comercio en la innovación en América Latina

| Autoría | País y período | Canal | Resultados | Conclusión |
|------------------------------------|-----------------------------|---|---|--|
| Álvarez y Robertson (2004) | Chile 1995, México 1993-95 | Exportaciones (México, Chile), insumos (México) | Productos nuevos, herramientas, empaquetado, organización, diseño, lab I+D, transferencia de tecnología | Positivo en la mayoría de las medidas, particularmente en las empresas grandes |
| Verhoogen (2008) | México, 1984-2001 | Exportaciones | Mejora de la calidad | Positivo |
| Teshima (2009) | México, 2000-03 | Competencia de las importaciones | Gastos I+D, innovación de procesos y productos | Positivo en I+D y en innovación de procesos, insignificante en innovación de productos |
| Bustos (2011) | Argentina, 1992-96 | Exportaciones (Mercosur) | Gasto en tecnología, innovación de productos y procesos | Positivo para las empresas medianas y grandes |
| Acovone, Keller y Rauch (2011) | México, 1998-2004 | Competencia de las importaciones chinas | Control de calidad, técnicas de gestión, rotación del empleo | Impacto positivo pequeño, particularmente en las empresas más innovadoras |
| Fernandes y Paunov (2013) | Chile, 1997-2003 | Competencia de las importaciones, insumos | Mejora de calidad | Positivo |
| De Elejalde, Ponce y Roldán (2018) | Uruguay, 2004-15 | Competencia de las importaciones | Gastos en I+D, eficiencia de I+D | Negativo en gastos en I+D, positivo en eficiencia I+D |
| Medina (2018) | Perú (indumentaria) 2000-12 | Competencia de las importaciones chinas | Mejora de calidad | Positivo, particularmente para las empresas grandes |

Fuente: Extraído de Moreira y Stein (2019).

re un crecimiento robusto y sostenible en los países latinoamericanos, es el bajo nivel de capital humano que se observa. Este es un factor, que explicaría la heterogeneidad en el impacto que puede tener la adopción de nuevas tecnologías en los niveles de comercio y desarrollo.

Además, la estructura productiva de los países de la región está caracterizada por producir bienes de bajo contenido tecnológico. Asimismo, los sistemas de innovación a nivel nacional carecen de una adecuada articulación, y el financiamiento de las actividades de Ciencia, Tecnología e Innovación es desarrollado principalmente los gobiernos. Es así como, la inversión en I+D apenas llega a 0.7% del PBI (BANCO MUNDIAL, 2021), lo cual nos ubica por debajo del promedio que invierten países desarrollados como los Estados Unidos (2.7% del PBI). De otro lado, los países de América Latina y el Caribe han tenido un acceso parcial y tardío a las nuevas tecnologías de información y comunicaciones (TIC), que se han visto reflejados en el nivel de conectividad y el escaso acceso a internet y a banda ancha. Para Navarro (2018), “este retraso es particularmente importante al analizar los efectos de la innovación en la productividad, puesto que las TIC son tecnologías multipropósito que tienen un impacto transversal en todos los sectores económicos” (p.13).

Lamentablemente, los países de la región han incorporado débilmente la relación entre CTI y la interacción entre los agentes, y sus sistemas productivos, que sumados a los escasos recursos humanos con los que cuenta, han ocasionado que el ecosistema de CTI no se logre desarrollar adecuadamente y que los problemas estructurales persistan en el tiempo.

Para Navarro, Benavente y Crespi (2016), la CTI permite alcanzar niveles constantes de productividad; no obstante, para lograr tal fin es necesario que los países de la región impulsen una mayor diversificación productiva y sofisticación de sus competencias y procesos, a través de mayores niveles de cooperación en temas de innovación y transferencia tecnológica, y es allí donde los acuerdos comerciales constituyen una herramienta para lograr tal fin.

De acuerdo con Chelala (2018), el comercio en sí mismo se constituye como un canal de intercambio de conocimiento y desarrollo. Sin embargo, ello está en función de la capacidad de los países para adaptarse a nuevas tecnologías y en particular, al nivel de esfuerzo puesto para lograr dicho objetivo. Por tanto, nos encontramos en un punto de inflexión y de cambio estructural, en el cual los países de la región deben posicionarse para aprovechar las ventajas del progreso tecnológico y, a la vez, adecuar sus políticas comerciales, industriales, y la formación de sus recursos humanos ante un contexto aún más desafiante como es la post pandemia.

En ese sentido, es importante resaltar que cada vez más acuerdos comerciales vienen contemplando en sus negociaciones, aspectos que van más allá del ámbito comercial, incorporando capítulos o títulos sobre transferencias tecnológicas, inversiones, y aspectos de desarrollo sostenible (BAUMANN, 2016). Este tipo de acuerdos son denominados “Acuerdos Comerciales Profundos”², pues son acuerdos recíprocos entre países que cubren no solo el comercio, sino

²Los acuerdos comerciales profundos (DTA) cubren no solo el comercio, sino áreas de políticas adicionales, como los flujos internacionales de inversión y mano de obra, y la protección de los derechos de propiedad intelectual y el medio ambiente. Su objetivo es la integración más allá del comercio o una integración profunda. Las reglas de DTA influyen en la forma en que los países realizan transacciones, invierten, trabajan y, en última instancia, se desarrollan. Las reglas y los compromisos de los DTA deben basarse en pruebas y deben basarse en las prioridades de desarrollo en lugar del poder internacional o la política nacional (MATTOO; ROCHA Y RUTA, 2020).

también políticas adicionales destinadas a profundizar la integración económica entre los socios comerciales, abordando aspectos como protección de los derechos de propiedad intelectual, innovación, transferencia de tecnología, inversiones, trabajo decente y medio ambiente, entre otros (MATTOO; ROCHA y RUTA, 2020).

Para Wu (2021) uno de los elementos centrales de un acuerdo comercial de integración profunda son los derechos de propiedad intelectual (DPI), que han impulsado la innovación. Chen y Puttitanun (2005) muestran que una mayor protección de los DPI tiene un impacto positivo en la innovación de los países en desarrollo, argumento que fue corroborado a partir del número solicitudes de patentes, mostrando que las empresas nacionales pueden robustecerse y nutrirse del sector importador, siempre y cuando el sector importador vea garantizados los DPI.

Sin embargo, para Campi y Dueñas (2019), si bien las cláusulas de propiedad intelectual afectan el comercio tanto para productos que son intensivos en propiedad intelectual o no, estas tienden a beneficiar en mayor proporción a los flujos comerciales entre países desarrollados, ya que el beneficio para los países en desarrollo no es tan significativo.

Hay evidencia empírica que muestra que aquellos Tratados de Libre Comercio que incorporan cláusulas para fomentar la transferencia de tecnología y la innovación (TTI), tienen un impacto positivo en su nivel de exportaciones de bienes intensivos en tecnología. Según, Chelala y Zarzoso-Martínez (2017):

Los países miembros de acuerdos con cláusulas TTI comercian un 25% más después del acuerdo en comparación con países que no son miembros de dichos acuerdos. El efecto se incrementa hasta un 29% en el segmento de exportaciones en alto contenido tecnológico (p.156)³.

De otro lado, Chelala (2018), sostiene que los tratados que incluyen cláusulas de transferencia tecnológica poseen diferentes criterios y que estos difieren entre ellas diferenciándolas en 4 categorías, las mismas que pueden complementarse. Incluso, existen acuerdos que contemplan todas las categorías, como es el caso de los acuerdos firmados por la Unión Europea, Estados Unidos o Australia con países en vías de desarrollo. De otro lado, también existen acuerdos que no desarrollan ninguna de las categorías, cuando son dos países en vías de desarrollo o dos países desarrollados, donde el énfasis del acuerdo está puesto exclusivamente en materia arancelaria.

En ese sentido, los acuerdos comerciales son elementos impulsores del desarrollo de la innovación y de transferencia tecnología en los países en desarrollo, siempre que:

El esfuerzo directo de los países emergentes a que la transferencia tecnológica se cumpla y exista cierta capacidad de adoptar nue-

³Como países exportadores, el estudio de Chelala y Zarzoso-Martínez (2017) considera a: Argentina, Belice, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Surinam, Uruguay, Venezuela. Y como importadores: Argentina, Guatemala, Polonia, Australia, Austria, Honduras, Corea, Bélgica, Hungría, Rusia, Belice, Islandia, Eslovaquia, Bolivia, Brasil, Irlanda, Sudáfrica, Canadá, Israel, España, Chile, Italia, Surinam, China, Japón, Suecia, Colombia, Letonia, Suiza, Costa Rica, Luxemburgo, Turquía, Dinamarca, México, Estados Unidos, Ecuador, Países Bajos, Reino Unido, El Salvador, Nueva Zelanda, Uruguay, Estonia, Nicaragua, Venezuela, Finlandia, Noruega, Francia, Panamá, Alemania, Paraguay, Grecia, Perú.

Tabla 2: Tipos de cláusulas de transferencia tecnológica en los acuerdos comerciales

| CARACTERÍSTICA | DESCRIPCIÓN | EJEMPLO |
|--------------------------------------|---|--|
| Grado de enforcement | Estas cláusulas mencionan la necesidad de generar acuerdos de segunda generación que expliciten el detalle de la implementación efectiva de la cooperación técnica o la creación de comités o agencias gubernamentales que garanticen su seguimiento. Otro mecanismo para garantizar la aplicación de las cláusulas puede ser el de intensificar la participación en acuerdos preexistentes | <i>TLC entre la Unión Europea y Ucrania</i> especifica que la cooperación en ciencia y tecnología debe desarrollar a través del fortalecimiento del acuerdo preexistente entre ambas partes |
| Peso y trascendencia | Son cláusulas específicas de transferencia tecnológica pero la trascendencia de estas regulaciones dentro del acuerdo marco puede variar significativamente. Se pueden destinar capítulos, o artículos específicos al desarrollo de la cooperación técnica entre las partes, u apenas se la mencionan brevemente | <i>TLC China y Costa Rica</i> Cuenta con artículos y capítulos específicos de cooperación técnica, innovación y transferencia de tecnología; y DPI. <i>TLC entre Chile y Canadá</i> Refiere únicamente a la cooperación técnica como una de las áreas que un Consejo compuesto por funcionarios de ambas partes debe alentar |
| Especificidad industrial | Los acuerdos enfatizan explícitamente el interés mutuo que este tipo de cláusulas se desarrolló en sectores productivos específicos. | <i>TLC Guatemala - China</i> establece cooperación técnica en el sector energético |
| Foco en la pequeña y mediana empresa | Las cláusulas tienen énfasis en incentivar la transferencia tecnológica a la pequeña y mediana empresa, o hacia el sector privado de una manera más general | <i>TLC México - Unión Europea</i> impulsa la innovación para el desarrollo de PYMES (Art.17). <i>TLC entre Perú y China</i> (Art. 155) <i>TLC Chile - Unión Europea</i> (Art. 36) |

Fuente: Elaboración propia en base a [Chelala \(2018\)](#).

vas tecnológicas. Mientras que exista un compromiso deliberado de aprender y alcanzar los estándares internacionales, los países de ingresos medios o bajos pueden verse beneficiados de la importación de productos de alto contenido tecnológico ([CHELALA, 2018](#), p. 09).

Asimismo, el impacto de las cláusulas relacionadas a la transferencia tecnológica, como la innovación, tienden a tener un efecto diferente sobre las exportaciones según la dirección del flujo comercial y el grado de desarrollo de los países suscriptores del tratado.

Los acuerdos de Sur - Sur tienen efectos positivos sobre las exportaciones de alto, medio y bajo contenido tecnológico, siendo de mayor magnitud para las exportaciones de bajo nivel tecnológico; este hallazgo refleja su nivel relativamente bajo de desarrollo tecnológico. En el caso de los acuerdos comerciales entre países con

diferentes niveles de desarrollo, la incorporación de disposiciones relacionadas con la tecnología podría tener efectos perjudiciales sobre las exportaciones a corto plazo, pero esto depende de la profundidad de los acuerdos comerciales (MARTÍNEZ-ZARZOSO Y CHE-LALA, 2021, p. 21).

De otro lado, al encontrarnos en medio de la pandemia del Covid-19, es necesario que los países replanteen sus modelos económicos, mucho más ahora que el brote del coronavirus ha visibilizado sus fragilidades, así como la vulnerabilidad ante choques externos.

Uno de los principales efectos de esta pandemia ha sido la aceleración en la digitalización o virtualización, lo cual ha tenido implicancias significativas en los patrones de comercio y consumo, pues se observó que el comercio de servicios basados en las TIC y tecnología digital presentó mejoras como consecuencia de las medidas de confinamiento tomadas por los países de la región, que llevó a que, tanto las empresas como los consumidores, migren hacia canales de venta o compra digitales.

Sin embargo, la adopción de nuevas tecnologías sigue siendo escasa en toda la región. En términos de bloques económicos, se observa diferencias de marcos regulatorios para el comercio digital transfronterizo. La Alianza del Pacífico, ha adoptado el mayor número de disposiciones sobre comercio electrónico y busca establecer un protocolo adicional para el comercio digital transfronterizo y el comercio electrónico, incluidas disposiciones sobre el reconocimiento mutuo de la firma digital y electrónica, la protección del consumidor en línea y los productos transmitidos digitalmente, como software, videojuegos, video y sonido.

Asimismo, viene impulsando nuevas modalidades de promoción de exportaciones que apalancan la tecnología digital, tales como ferias virtuales o rondas de negocios, otro punto a favor de este bloque económico es que al ser Chile suscriptor del Acuerdo de Asociación de Economía Digital⁴, existen debates activos entre los países de la Alianza del Pacífico sobre los temas asociadas a la adopción de tecnologías y digitalización. En cambio, el MERCOSUR ha participado en pocas negociaciones fuera del bloque, y se encuentra llevando a cabo negociaciones para establecer un protocolo para el comercio electrónico (CEPAL, 2021).

Por su parte, la Comunidad Andina viene implementado la Agenda digital andina, la cual está orientada a promover la transformación digital, conectividad, innovación, y tecnologías de la información y comunicaciones en beneficio de la población (CAN, 2019).

Mejorar la estructura productiva de la región requiere de una mayor transferencia tecnológica, así como la promoción de la innovación en los acuerdos comerciales, no solo para aumentar nuestras exportaciones, sino para generar y acortar las brechas digitales y lograr un crecimiento inclusivo y sostenible.

En la siguiente, sección haremos una estimación econométrica para evaluar la importancia que los tratados comerciales cuenten con este tipo de cláu-

⁴El Acuerdo de Asociación de Economía Digital (DEPA, por su sigla en inglés) nació del interés común de Chile, Nueva Zelanda y Singapur por aprovechar el potencial de la Economía Digital para beneficiar a las economías más pequeñas y proporcionar más oportunidades para incluir a más personas y MIPYMES en la economía global. DEPA aborda el trato nacional y la no discriminación de los productos, facturación electrónica y pagos electrónicos, datos personales y protección del consumidor en línea, ciberseguridad, flujos de datos libres y compromisos para compartir las mejores prácticas para promover y desarrollar nuevas tecnologías.

sulas o capítulos de transferencia tecnológica, a fin de aumentar los niveles de exportación.

3 Evidencia Empírica

3.1 Especificaciones del modelo

El análisis de flujos comerciales y sus determinantes han sido desarrollados, principalmente, a partir del Modelo de Gravedad que propuso [Tinbergen \(1962\)](#). Este modelo propone como determinantes del comercio tanto al producto bruto interno (PBI) de los países i y j involucrados, así como también a la distancia entre ambos países por D_{ij} , y una constante gravitacional g como se expresa en la siguiente expresión.

$$Y_{ij} = g \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}} \quad (1)$$

Por otro lado, sobre este modelo gravitacional se han hecho diferentes análisis que han permitido extender el análisis sobre la base de las políticas públicas relacionadas al comercio como se ha desarrollado por diferentes autores. [Anderson y Van Wincoop \(2003\)](#) desarrollan otra estructura alternativa respecto de lo propuesto inicialmente con la finalidad de identificar cómo es la en un mundo con N países y la existencia de bienes diferencias por país se origen pueden afectar al comercio.

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y} \left(\frac{t_{ij}}{P_{it} P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

En la expresión anterior se puede distinguir que los flujos comerciales estarán sujetos no solo a lo que se refiere al producto bruto interno los países i y j , sino a la proporción que este valor representa en términos del producto mundial. Por otro lado, se tomará en cuenta los costos asociados al comercio t_{ij} , que representan las tarifas existentes entre los países que intercambian, σ es la elasticidad de sustitución y P_{it} y P_{jt} representan la facilidad de acceso al mercado o términos de resistencia multilateral del país i hacia el exterior y del país j hacia el interior.

La especificación de la log-linealización del modelo de gravedad corresponde a la siguiente expresión:

$$\ln X_{ij} = \delta_t + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + (1 - \sigma) \ln t_{ij} - (1 - \sigma) \ln P_{it} - (1 - \sigma) \ln P_{jt} + \epsilon_t \quad (3)$$

A partir del modelo de [Anderson y Van Wincoop \(2003\)](#) se extenderá el desarrollo del análisis para evaluar cuál es el impacto de la presencia de acuerdos regionales bilaterales con cláusulas tecnológicas sobre el flujo de exportaciones del país i y j . En este sentido, siguiendo también lo planteado por [Martínez-Zarzoso y Chelala \(2021\)](#), que realizan un análisis similar, el modelo se puede reescribir de la siguiente manera:

$$\ln X_{ijt} = \delta_{ij} + \tau_{it} + \varphi_{jt} + \gamma T P_{ij} + \sum_k \beta_k R T A_{kijt} + \epsilon_t \quad (4)$$

Donde X_{ijt} son las exportaciones del país i al país j en el periodo t en dólares corrientes. Los efectos fijos asociados al comercio (bilaterales) son representados por δ_{ij} , los cuales especifican la relación comercial en el tiempo entre i y j , y se incluyen para evitar sesgos debido a factores no observables que afecten el comercio⁵. Por otro lado, τ_{it} y φ_{jt} representan los efectos fijos respectivos sobre el país exportador e importador en el tiempo, es decir, todo tipo de barreras comerciales que son específicas de cada país y varían lentamente con el tiempo⁶. Adicionalmente, RTA_{ijk} indica si existe una cláusula de cooperación en Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI) entre los países en un determinado momento en el tiempo. Finalmente, TP_{ijt} representa factores bilaterales variantes en el tiempo.

Siguiendo a Chelala y Zarzoso-Martínez (2017), Martínez-Zarzoso y Chelala (2021) y Silva y Tenreyro (2006), se optará por estimar el modelo de gravedad a partir de su estructura multiplicativa usando una metodología de Máxima Verosimilitud de Pseudo Poisson (PPML) y no su estructura log-logarítmica.

Entre los principales motivos que se resaltan es que la log-linealización de la variable dependiente podría generar que se pierdan los términos con valor cero dentro de la muestra que no necesariamente representan datos faltantes en la base y podrían estar indicando fricciones dentro del comercio entre dos países. Por otro lado, Silva y Tenreyro (2006) resaltan que estimar el modelo de gravedad en su forma log-lineal puede enfrentar problemas de heterocedasticidad, dado que la transformación logarítmica afecta a cómo se comportan los errores. Adicionalmente, otra bondad del uso de estimadores PPML radica en que resulta estos pueden ser interpretados según el mismo patrón que en modelos lineales (ESCAP, 2016).

En este sentido, el estimador PPML estaría resolviendo los dos potenciales problemas que tendríamos de realizar la log-linealización de la ecuación principal a estimar. Adicionalmente, otro aspecto que también se debería considerar es la presencia de MRT⁷ y la heterogeneidad inobservable de los acuerdos en base a lo anteriormente desarrollado y que es sugerido por Head y Mayer (2014) y Yotov, Piermartini, Larch *et al.* (2016). En este sentido, la especificación para el modelo de gravedad estructural es la siguiente basado en el trabajo de Chelala y Zarzoso-Martínez (2017):

$$X_{ijt} = \text{Exp} \left[\delta_{ij} + \tau_{ip} + \varphi_{jt} + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln Pop_{it} + \alpha_4 \ln Pop_{jt} + TP_{ijt} + \sum_k \beta_k RTA_{kijt} \right] \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

⁵Dado que la influencia de variables bilaterales e invariantes en el tiempo, como la distancia geográfica, un idioma común o una frontera compartida, es absorbida por efectos bilaterales fijos, los coeficientes estimados para estos factores no se obtienen directamente en esta especificación de la modelo.

⁶Entre ejemplos sobre este tipo de factores se encuentran los precios relativos, instituciones, infraestructura o factores legales que varían según el país y con el tiempo, incluido el PIB del exportador / importador.

⁷Los términos de resistencia multilateral reflejan los costos comerciales relativos con respecto al resto del mundo. Este concepto fue introducido por Anderson y Van Wincoop (2003) en el modelo de gravedad. El comercio bilateral no solo se ve afectado por las interacciones bilaterales, sino también por las interacciones con el resto del mundo.

3.2 Base de datos y Variables

Los datos que se utilizarán para realizar el estudio provienen de las series de las Naciones Unidas (UN Comtrade Database) y el Banco Mundial. La base de datos contiene información en frecuencia anual para el periodo 2000-2019 para 19 países exportadores de América Latina y el Caribe, y para 52 países importadores de América Latina y el Caribe, Europa, Asia y Oceanía⁸. Los países incluidos dentro del estudio se especifican en la Tabla 3.

Tabla 3: Países considerados en el análisis

| Países exportadores | Países importadores |
|--|--|
| Argentina, Belice, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Surinam, Uruguay, Venezuela | Argentina, Australia, Austria, Bélgica, Belice, Bolivia, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, Costa Rica, Dinamarca, Ecuador, El Salvador, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Guatemala, Honduras, Hungría, Islandia, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Letonia, Luxemburgo, México, Países Bajos, Nueva Zelanda, Nicaragua, Noruega, Panamá, Paraguay, Perú, Polonia, Corea, Rusia, Eslovaquia, Sudáfrica, España, Surinam, Suiza, Suecia, Turquía, Estados Unidos, Reino Unido, Uruguay y Venezuela |

Fuente: Elaboración propia.

Para el análisis de comercio Sur-Norte y Sur-Sur, la clasificación de países importadores según la estructura de comercio se establece se presenta en la Tabla 4. Esta clasificación fue establecida con la finalidad de diferenciar el comercio con países desarrollados (Norte) y países en desarrollo (Sur).

La variable endógena es el logaritmo del valor de las exportaciones totales del país i al país j que están expresadas en miles de dólares. Adicionalmente, se tendrán otras tres variables endógenas: las exportaciones con alto, medio, bajo valor tecnológico. Estos datos son obtenidos de las series de comercio de la Naciones Unidas (UN Comtrade Database) y la clasificación por tipo de exportación se toma de referencia de Lall (2000).

Específicamente, el grupo de exportaciones con alto valor tecnológico incluirá aquellos bienes que hacen uso de tecnologías avanzadas y que cambian rápidamente, es decir, que están sujetas a la inversión de I+D. Entre los productos que se incluyen en esta clasificación de Lall (2000) están equipos electrónicos de telecomunicaciones, aeronaves, productos farmacéuticos y medicamentos. Con un valor medio de tecnología incluyen bienes de capital y productores intermedios para el proceso de elaboración de automóviles, procesos industriales y construcción, así como también aquellos usados en el rubro de

⁸En el caso de los países exportadores de América Latina y el Caribe, no se incluyó a Brasil dado que no se encontró información disponible, por restricciones de acceso, para el valor de las exportaciones dentro de la página de la fuente de referencia

Tabla 4: Países importadores según estructura de comercio

| Estructura SUR-NORTE | Estructura SUR-SUR |
|---|--|
| Australia, Austria, Bélgica, Canadá, China, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Islandia, Irlanda, Italia, Israel, Japón, Letonia, Luxemburgo, Países Bajos, Noruega, Polonia, República de Corea, Eslovaquia, España, Rusia, Suiza, Suecia, Reino Unido y USA | Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Nueva Zelanda, Panamá, Paraguay, Perú, Sudáfrica, Surinam, Suecia, Turquía, Uruguay y Venezuela |

Fuente: Elaboración propia.

la ingeniería, y las exportaciones con menor nivel tecnológico en su contenido estarán asociados a textil, confección y calzado, entre otros, que requieren un mayor uso intensivo de mano de obra y no de tecnología.

Por otro lado, la variable explicativa de interés es si los países poseen un Acuerdo Comercial Regional (ACR) con contenido de cooperación en Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI). El que un acuerdo tenga una cláusula de cooperación TTI se expresará como una variable dicotómica que tomará el valor de 1 cuando en el periodo de análisis t , el par de países poseen una cláusula de cooperación dentro del ACR y 0 en caso contrario, no cuenten con algún acuerdo. Complementariamente, también se construirá una variable que denote si es que el par de países posee un ACR, pero este no incluya una cláusula de cooperación. Esta información será obtenida del Banco Mundial.

Adicionalmente, en el caso de las variables de control, se incluye información el PBI del país exportador e importador que estará expresado en millones de dólares a precios constantes del 2010 y la población de país exportador e importador, en millones de personas. La información sobre PBI y población serán extraídas del Banco Mundial. Cabe mencionar que estas variables también serán transformadas en su versión logarítmica según la especificación del modelo a estimar.

Tabla 5: Estadísticas Descriptivas

| VARIABLES | (1) Obs. | (2) Media | (3) Std. Dev. | (4) Min | (5) Max |
|------------------------|-------------|--------------|------------------|------------|------------|
| Exportaciones totales | 9,360 | 737.7 | 9,077 | 0 | 358,661 |
| XH | 9,360 | 90.61 | 2,159 | 0 | 82,475 |
| XM | 9,360 | 189.3 | 4,325 | 0 | 189,721 |
| XL | 9,360 | 67.95 | 980.3 | 0 | 34,166 |
| LnPBI_exportador | 9,360 | 11.13 | 1.404 | 6.86 | 14.09 |
| LnPBI_importador | 9,360 | 12.70 | 2.091 | 6.86 | 16.72 |
| LnPoblació_exportador | 9,360 | 2.471 | 1.163 | -1.40 | 4.849 |
| LnPoblación_importador | 9,360 | 3.102 | 1.562 | -1.40 | 7.243 |
| RTA | 9,360 | 0.0424 | 0.202 | 0 | 1 |
| NRTA | 9,360 | 0.297 | 0.457 | 0 | 1 |

Fuente: En donde XH, XM y XL hace referencia a las exportaciones con alto contenido tecnológico, medio contenido tecnológico y bajo contenido tecnológico, respectivamente.

Finalmente, se incluirán efectos fijos a nivel de países importadores y ex-

portadores, así como también por grupo de países. En la Tabla 5 se muestran las estadísticas descriptivas para la muestra completa que incluye los países de América Latina y el Caribe.

4 Resultados

Las estimaciones del modelo gravitacional se presentan en la Tabla 6. La primera columna presenta los resultados para las exportaciones totales, mientras que las columnas 2 a 4 muestran los resultados para exportaciones con distinto contenido tecnológico: alto, medio y bajo. Respecto a los resultados, para el análisis del comercio, los resultados de las columnas 1 a la 4, el coeficiente de la variable de acuerdos de comercio con cláusulas de Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI) es positivo y significativo al 1% (***) para las exportaciones totales (columna 1), como también para las exportaciones con alto contenido en tecnología (columna 2), para las exportaciones con medio contenido tecnológico (columna 3) y las de bajo contenido en tecnología (columna 4).

Los países miembros de acuerdos con cláusulas TTI, comercian un 9% más después del acuerdo en comparación con países que no son miembros de dichos acuerdos. El efecto se incrementa a 11% si tomamos exportaciones en alto contenido tecnológico. Por otro lado, sobre las exportaciones de medio contenido tecnológico, estas se incrementan en 6% con la presencia de una cláusula TTI y en el caso de las exportaciones bajas en contenido tecnológico, estas incrementan en 13%.

El impacto positivo de la presencia de una cláusula TTI sobre el comercio total es encontrado también por [Martínez-Zarzoso y Chelala \(2021\)](#), aunque estos encuentran que la magnitud se da en una proporción mayor de 24%, lo cual puede estar explicado por la muestra más grande de países analizados, y un período distinto al de esta investigación.

Por otro lado, para el caso de las exportaciones altas y bajas en tecnología, también se encuentra un efecto positivo sobre el comercio en este estudio (de 21% y 18%, respectivamente), y, de igual forma, las magnitudes podrían estar variando por las diferentes especificaciones en cada caso. No obstante, este estudio, estaría encontrando también un efecto significativo positivo sobre las exportaciones media en tecnología, a diferencia del estudio de referencia.

La Tabla 7 muestra los resultados cuando se diferencia el comercio por su estructura: Sur-Norte y Sur-Sur. En primer lugar, se observa que para el comercio Sur-Norte, la presencia de acuerdos TTI no representa un cambio sobre el comercio para los países de América Latina. Por otro lado, se obtiene que para la estructura Sur - Sur, en las columnas 5 a la 8, el coeficiente de la variable de acuerdos de comercio con cláusulas de Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI) es positivo y significativo al 1% (***) para las exportaciones totales (columna 5), como también para las exportaciones con alto contenido en tecnología (columna 6), para las exportaciones con medio contenido tecnológico (columna 7) y las de bajo contenido en tecnología (columna 8).

Los países miembros de acuerdos, que tienen una estructura de comercio Sur - Sur, con cláusulas TTI comercian un 10% más después del acuerdo en comparación con países que no son miembros de dichos acuerdos. El efecto se incrementa a 14% si tomamos exportaciones en alto contenido tecnológico. Por otro lado, sobre las exportaciones de medio contenido tecnológico, estas

Tabla 6: Impacto de las cláusulas de TTI en las exportaciones

| Variables | Exportaciones totales (1) | Exportaciones Altas en Tecnología (2) | Exportaciones Medias en Tecnología (3) | Exportaciones Bajas en Tecnología (4) |
|--|---------------------------------|--|---|--|
| PBI país exportador | 0,198 *** (0,0382) | -0,589 *** (0,0899) | 0,244 *** (0,0848) | 0,257 *** (0,0868) |
| PBI país importador | 0,178 *** (0,0153) | 0,238 *** (0,0539) | -0,198 *** (0,0305) | 0,266 *** (0,0352) |
| Población país exportador | -0,191 *** (0,0460) | 0,896 *** (0,0907) | 0,309*** (0,104) | -0,306*** (0,104) |
| Población país importador | -0,0565 *** (0,00985) | 0,00397 (0,0295) | 0,385 *** (0,0190) | -0,210 *** (0,0198) |
| Países tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0893*** (0,0173) | 0,108 *** (0,0314) | 0,0616** (0,0274) | 0,125 *** (0,0262) |
| Países no tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,170 *** (0,0171) | 0,313 *** (0,0291) | 0,256 *** (0,0277) | 0,207 *** (0,0272) |
| Constante | -1,780*** (0,380) | 1,979* (1,031) | 0,101 (0,827) | -4,169*** (0,867) |
| Observaciones | 9,360 | 9,360 | 9,360 | 9,360 |
| R ² | 0,636 | 0,650 | 0,637 | 0,582 |

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Todas las estimaciones contienen efectos fijos bilaterales (BTFE) y los factores de resistencia multilateral (MRT). Errores estándar agrupados, agrupados por país exportador-importador. La estimación se realizó a partir de la metodología de Máxima Verosimilitud de Pseudo Poisson (PPML).

Tabla 7: Impacto de las cláusulas TTI en las exportaciones diferenciando por tipo de comercio Sur-Norte y Sur-Sur

| Variables | Comercio Sur-Norte | | | | Comercio Sur-Sur | | | |
|--|--------------------------|---|--|---|--------------------------|---|--|---|
| | Exportaciones totales | Exportaciones Altas en Tecnología | Exportaciones Medias en Tecnología | Exportaciones Bajas en Tecnología | Exportaciones totales | Exportaciones Altas en Tecnología | Exportaciones Medias en Tecnología | Exportaciones Bajas en Tecnología |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| PBI país exportador | -0,0617 (0,0393) | -0,848 *** (0,0891) | -0,855 *** (0,0974) | -0,115 ** (0,0585) | -0,0286 (0,0656) | -0,166 (0,143) | 0,0344 (0,103) | -0,0981 (0,105) |
| PBI país importador | 0,190 *** (0,0150) | 0,308 *** (0,0505) | -0,200 *** (0,0344) | 0,308 *** (0,0297) | -0,0255 (0,0723) | 0,0223 (0,199) | -0,0564 (0,163) | 0,0198 (0,113) |
| Población país exportador | 0,0680* (0,0391) | 1,135*** (0,111) | 1,161*** (0,105) | 0,109 * (0,0614) | 0,0158 (0,0767) | 0,00803 (0,112) | 0,0211 (0,0980) | -0,0113 (0,116) |
| Población país importador | -0,0689*** (0,0110) | 0,00308 (0,0280) | 0,391 *** (0,0245) | -0,227 *** (0,0171) | 0,101 (0,0912) | 0,0635 (0,259) | 0,0778 (0,190) | -0,0141 (0,138) |
| Países tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0212 (0,0206) | 0,0555 (0,0415) | -0,0345 (0,0428) | 0,0115 (0,0296) | 0,104 *** (0,0258) | 0,127 *** (0,0372) | 0,127 *** (0,0379) | 0,160 *** (0,0448) |
| Países no tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0292 (0,0191) | -0,0236 (0,0290) | -0,000762 (0,0272) | -0,0514* (0,0354) | 0,326 *** (0,0309) | 0,466 *** (0,0446) | 0,447 *** (0,0472) | 0,470 *** (0,0482) |
| Constante | 0,261 (0,340) | 3,487*** (0,843) | 9,041 *** (0,855) | -1,336** (0,545) | 2,555*** (0,645) | 2,541 (1,647) | 1,816* (1,079) | 2,455*** (0,947) |
| Observaciones | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,577 | 4,577 | 4,577 | 4,577 |
| R ² | 0,790 | 0,718 | 0,733 | 0,729 | 0,574 | 0,632 | 0,573 | 0,526 |

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Todas las estimaciones contienen efectos fijos bilaterales (BTFE) y los factores de resistencia multilateral (MRT). Errores estándar agrupados, agrupados por país exportador-importador. La estimación se realizó a partir de la metodología de Máxima Verosimilitud de Pseudo Poisson (PPML). Respecto a la estructura de comercio Norte-Sur, es necesario mencionar que se está considerando como países desarrollados a Australia, Austria, Bélgica, Canadá, China, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Islandia, Irlanda, Italia, Israel, Japón, Letonia, Luxemburgo, Países bajos, Noruega, Polonia, República de Corea, Eslovaquia, España, Rusia, Suiza, Suecia, Reino Unido y USA. Por otro lado, la estructura de comercio sur-sur incluye a países de América Latina y el Caribe, así como a Nueva Zelanda, Sudáfrica y Turquía.

Tabla 8: Estimación para países de la Alianza del Pacífico

| Variables | Exportaciones totales (1) | Exportaciones Altas en Tecnología (2) | Exportaciones Medias en Tecnología (3) | Exportaciones Bajas en Tecnología (4) |
|--|---------------------------------|--|---|--|
| PBI país exportador | 0,184 *** (0,0426) | 0,218 (0,165) | -0,229 (0,265) | -0,0795*** (0,0245) |
| PBI país importador | 0,0533 *** (0,00432) | -0,0206* (0,0108) | -0,114 *** (0,00989) | -0,153 *** (0,00695) |
| Población país exportador | -0,147 ** (0,0712) | -0,223 (0,280) | 0,294 (0,462) | 0,173 *** (0,0242) |
| Población país importador | 0,0620 *** (0,00461) | 0,0555*** (0,0115) | 0,160 *** (0,00859) | 0,242 *** (0,00753) |
| Países tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0290** (0,0136) | -0,0419 (0,0258) | -0,0707*** (0,0237) | 0,0189 (0,0174) |
| Países no tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0280** (0,0221) | 0,0893*** (0,0881) | 0,0452* (0,0650) | -0,0334* (0,0508) |
| Constante | -1,780*** (0,380) | 1,979* (1,031) | 0,101 (0,827) | -4,169*** (0,867) |
| Observaciones | 3,037 | 3,037 | 3,037 | 3,037 |
| R ² | 0,862 | 0,825 | 0,810 | 0,809 |

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Todas las estimaciones contienen efectos fijos bilaterales (BTFE) y los factores de resistencia multilateral (MRT). Errores estándar agrupados, agrupados por país exportador-importador. La estimación se realizó a partir de la metodología de Máxima Verosimilitud de Pseudo Poisson (PPML). Los países que son considerados dentro de la Alianza del Pacífico son Chile, Colombia, México y Perú.

Tabla 9: Comercio Sur-Norte y Sur-Sur en países de la Alianza del Pacífico

| Variables | Comercio Sur-Norte | | | | Comercio Sur-Sur | | | |
|--|---------------------------------|--|---|--|---------------------------------|--|---|--|
| | Exportaciones totales (1) | Exportaciones Altas en Tecnología (2) | Exportaciones Medias en Tecnología (3) | Exportaciones Bajas en Tecnología (4) | Exportaciones totales (5) | Exportaciones Altas en Tecnología (6) | Exportaciones Medias en Tecnología (7) | Exportaciones Bajas en Tecnología (8) |
| PBI país exportador | 0,325 *** (0,0180) | 1,065 *** (0,0667) | -0,0831* (0,0431) | -0,690 *** (0,0330) | 0,175* (0,0920) | 1,287 *** (0,146) | 0,256** (0,125) | -0,267 *** (0,102) |
| PBI país importador | 0,199 *** (0,0108) | 0,359 *** (0,0317) | -0,314 *** (0,0278) | 0,390 *** (0,0135) | -0,124 *** (0,0200) | -0,476** (0,193) | -0,211 *** (0,0204) | -0,159 *** (0,0401) |
| Población país exportador | -0,225 *** (0,0185) | -0,550 *** (0,0566) | 0,270 *** (0,0405) | 0,728 *** (0,0364) | -0,0370 (0,0835) | -0,811 *** (0,156) | -0,0545 (0,127) | 0,414 *** (0,104) |
| Población país importador | -0,0619 *** (0,00895) | 0,0325 (0,0237) | 0,331 *** (0,0209) | -0,176 *** (0,0101) | 0,213 *** (0,0205) | 0,462** (0,213) | 0,357 *** (0,0188) | 0,368 *** (0,0419) |
| Países tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0504 *** (0,0141) | 0,00585 (0,0352) | -0,0729* (0,0435) | 0,00128 (0,0126) | 0,0294 (0,0253) | -0,00217 (0,0340) | -0,00179 (0,0259) | 0,0440 (0,0367) |
| Países no tienen acuerdo bilateral con contenido tecnológico | 0,0492 *** (0,0154) | 0,00575 (0,0250) | 0,00725 (0,0222) | -0,0437 *** (0,00885) | -0,0345 (0,0235) | -0,0685* (0,0414) | -0,127 *** (0,0374) | -0,116 *** (0,0400) |
| Constante | -3,356 *** (0,257) | -14,08 *** (0,835) | 4,955 *** (0,650) | 2,295 *** (0,400) | 1,326 (0,875) | -6,951 *** (1,024) | 0,865 (1,200) | 5,138 *** (0,871) |
| Observaciones | 1,649 | 1,649 | 1,649 | 1,649 | 1,388 | 1,388 | 1,388 | 1,388 |
| R ² | 0,889 | 0,881 | 0,834 | 0,872 | 0,832 | 0,805 | 0,814 | 0,776 |

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Todas las estimaciones contienen efectos fijos bilaterales (BTFE) y los factores de resistencia multilateral (MRT). Errores estándar agrupados, agrupados por país exportador-importador. La estimación se realizó a partir de la metodología de Máxima Verosimilitud de Pseudo Poisson (PPML). Respecto a la estructura de comercio Sur-Norte, es necesario mencionar que se está considerando como países desarrollados a Australia, Austria, Bélgica, Canadá, China, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Islandia, Irlanda, Italia, Israel, Japón, Letonia, Luxemburgo, Países bajos, Noruega, Polonia, República de Corea, Eslovaquia, España, Rusia, Suiza, Suecia, Reino Unido y USA. Por otro lado, la estructura de comercio sur-sur incluye a países de América Latina y el Caribe, así como a Nueva Zelanda, Sudáfrica y Turquía. Los países que son considerados dentro de la Alianza del Pacífico son Chile, Colombia, México y Perú.

se incrementan en 14% con la presencia de una cláusula TTI y en el caso de las exportaciones bajas en contenido tecnológico, estas incrementan en 17%.

En nuestro estudio, se resalta solo un impacto positivo del comercio Sur-Sur para las economías de América Latina y el Caribe, mientras que el comercio Sur-Norte no representa un impacto diferenciado. En cambio, [Martínez-Zarzoso y Chelala \(2021\)](#), encuentran un efecto positivo del comercio de la presencia de una cláusula TTI, para ambas estructuras de comercio. En el caso del estudio de referencia, este incluye una muestra más amplia para los países exportadores, por lo que se espera resultados diferentes a los de tomar una muestra de países segmentada a una única región. No obstante, se puede destacar el refuerzo del impacto del comercio Sur-Sur como más beneficioso, a una estructura Sur-Norte.

Por otro lado, se estima el efecto de la presencia de una cláusula de TTI para el comercio de los países de la Alianza del Pacífico, como se observa en la Tabla 8. Los resultados muestran que el coeficiente de la variable de acuerdos de comercio con cláusulas de Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI) es positivo y significativo al 5% (**) para las exportaciones totales (columna 1). No obstante, el coeficiente para las exportaciones con medio contenido tecnológico es negativo y significativo al 1% (***). Por lo que, este resultado evidencia que, para los países de la Alianza del Pacífico, las cláusulas de TTI, estarían incrementando las exportaciones totales, cuando se tiene una cláusula TTI, en 3%; no obstante, estos resultados son contrarios para el caso de incentivar las exportaciones medio contenido tecnológico, dado que este valor estaría reduciéndose en 7%.

Si se hace la diferenciación en la estimación de los países socios de la Alianza del Pacífico, diferenciando por el tipo de comercio, Sur-Norte y Sur-Sur, los resultados varían con esta desagregación. La Tabla 9, muestra los resultados para el comercio de la Alianza del Pacífico en las dos estructuras de comercio mencionadas. Se encuentra que el coeficiente de la variable de acuerdos de comercio con cláusulas de Transferencia de Tecnología e Innovación (TTI), es positivo y significativo al 1% (***), para las exportaciones totales (columna 1), no obstante, es negativo para las de contenido medio en tecnología (columna 3). Respecto a las exportaciones totales, la presencia de una cláusula TTI incrementa el valor en 5%, mientras que, para el caso de las exportaciones de valor medio, la presencia de las cláusulas TTI generará una disminución de 7%. El análisis por el comercio Sur-Sur, que se muestra en las columnas subsiguientes, por el contrario, no encuentra efectos de estas cláusulas sobre las exportaciones totales, ni en su clasificación por contenido tecnológico.

El análisis realizado para el caso específico de los países que conforman la Alianza del Pacífico y el impacto de las cláusulas TTI sobre el comercio de estos países, presentado anteriormente, complementa lo realizado por el estudio de [Martínez-Zarzoso y Chelala \(2021\)](#), dado que este estudio de referencia se centra en un análisis a nivel más agregado.

5 Balance

A nivel internacional, diversos estudios han mostrado la importancia que tienen las disposiciones en materia de CTI en los acuerdos comerciales, para el desarrollo de exportaciones con mayores niveles de valor agregado, un mayor

número de productos intercambiados, la economía digital, tal como lo hemos visto en secciones anteriores.

Este artículo buscó determinar el impacto de los acuerdos comerciales con cláusulas en materia de innovación, apropiación de transferencia tecnológica en el volumen y composición de las exportaciones, encontrando que los países que cuentan con acuerdos con cláusulas TTI comercian un 9% más después del acuerdo en comparación con países que no son miembros de dichos acuerdos. El efecto se incrementa a 11% si tomamos exportaciones en alto contenido tecnológico; y 6% y 13% para las exportaciones de medio y bajo contenido tecnológico respectivamente.

Considerando las características y heterogeneidad que existen entre los diferentes socios comerciales, y que el impacto de la transferencia tecnológica no va ser igual entre países desarrollados y aquellos países en vías de desarrollo, se optó por diferenciar en tratados Sur-Norte y Sur-Sur, pudiendo determinar que los países miembros de acuerdos, que tienen una estructura de comercio Sur-Sur, y que incorporan cláusulas TTI en sus acuerdos comerciales tienden a incrementar sus exportaciones en un 10% respecto a los países que no son miembros de estos tratados, y en el caso de sus exportaciones de contenido alto, medio y bajo éstas se incrementan en mayor proporción: 14%, 14% y 17% respectivamente.

El mayor incremento en este tipo de exportaciones sobre todo en aquella de baja tecnología se debe a la escasa sofisticación y adopción tecnología que existe en los países en desarrollo dentro de sus procesos productivos, tal como lo señalan [Martínez-Zarzoso y Chelala \(2021\)](#). En el caso de la Alianza del Pacífico, las cláusulas de TTI, estarían incrementando las exportaciones totales en un 3%.

Si bien la liberalización del comercio a través de los acuerdos comerciales ha constituido un vínculo para generar transferencia tecnológica, principalmente de países desarrollados a países en desarrollo, la eficiencia y el mayor grado de impacto de este estará en función tal como lo sostiene [Chelala \(2018\)](#), del tipo de cláusulas que los acuerdos tengan de un lado y del otro de la predisposición de los países en desarrollo de adoptar las nuevas tecnologías e incluirlas en sus curvas de aprendizajes al interior de sus procesos de producción.

Datos positivos en el comercio Sur-Sur, puede estar asociado al comercio de mayor valor agregado relativo existente entre los socios de América Latina, pese al limitado comercio intrarregional. Así, tanto países que han impulsado acuerdos extrarregionales Sur-Norte como los de la Alianza del Pacífico, como acuerdos Sur-Sur, tienen impactos positivos pero diferenciados por tipo de exportación. Los resultados sugerirían una complementariedad en la implementación de acuerdos Sur-Norte y Sur-Sur, que se debería potenciar con la inclusión de cláusulas de contenido tecnológico o acuerdos de complementación productiva que puede promover cadenas productivas regionales.

En ese sentido, consideramos, la necesidad de garantizar el establecimiento no solo de cláusulas orientadas a la protección de propiedad intelectual, intercambio de experiencia y conocimiento, si no de órganos de seguimiento y vigilancia que garanticen que estas se están llevando a cabo de forma correcta y oportuna.

Finalmente, y teniendo en cuenta que nos encontramos en medio de una pandemia, que ha llevado a una de las peores crisis económica y social, resaltamos la necesidad de impulsar una política integral, comercial e industrial,

que se sustente en la construcción de una nueva estrategia de desarrollo sostenible. Esta debería contemplar entre sus ejes de acción una mayor productividad y complejidad de la estructura productiva, y la diversificación de esta, donde la innovación, ciencia y tecnología tendrán un rol central, de manera que permitan avanzar en generar sectores intensivos en conocimiento.

En ese sentido, los acuerdos comerciales con cláusulas de transferencia tecnológica, cooperación técnica, derechos a la propiedad intelectual, constituyen una herramienta para alcanzar tal fin, y deberían ser aprovechados para maximizar el desarrollo sostenible de nuestros países.

Referências

ANDERSON, James E.; VAN WINCOOP, Eric. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 170–192, 2003.

BANCO MUNDIAL. *Esfuerzo relativo del país en materia de I+D, tomando como referencia PIB [En línea]*. 2021. Disponible em: <https://datos.bancomundial.org/indicador/GB.XPD.RSDV.GD.ZS>. Acceso em: 18 jul. 2021.

BAUMANN, R. Acuerdos hechos a medida. El camino a la flexibilidad. *Integración & Comercio*, v. 40, p. 150–175, 2016.

CAMPI, Mercedes; DUEÑAS, Marco. Intellectual property rights, trade agreements, and international trade. *Research Policy*, v. 48, n. 3, p. 531–545, 2019.

CAN. *Declaración Presidencial de Lima: 50 Años de la Comunidad Andina*. Maio 2019. Disponible em: <http://www.comunidadandina.org/Prensa.aspx?id=11078&accion=detalle&cat=NP&title=declaracion-presiden>.

CEPAL. *Post Pandemic Covid-19 Economic Recovery: Enabling Latin America and the Caribbean to better harness e-commerce and digital trade*. 2021. Disponible em: https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/46858/1/S2100269_en.pdf.

CHELALA, Santiago. Acuerdos comerciales y tecnología: Mecanismos de transferencia y efecto derrame de conocimiento: evidencia empírica y casos de estudio. *Relaciones Internacionales*, v. 27, n. 54, p. 141–162, 2018.

CHELALA, Santiago; ZARZOSO-MARTÍNEZ, Inmaculada. ¿Sesgo anti-innovación? El impacto tecnológico de los acuerdos comerciales. *Integración & Comercio*, n. 42, p. 144–157, 2017.

CHEN, Yongmin; PUTTITANUN, Thitima. Intellectual property rights and innovation in developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 78, n. 2, p. 474–493, 2005.

DEVLIN, Robert; ESTEVADEORDAL, Antoni. *Que hay de nuevo en el nuevo regionalismo de las Américas?* v. 7. [S. l.]: Integración de América Latina y el Caribe (INTAL), 2001.

- ESCAP. *The Gravity Model of International Trade: A User Guide*. 2016. Disponible em: <https://artnet.unescap.org/publications/books-reports/gravity-model-international-trade-user-guide-updated-version>.
- FIGAL, L.; MAFFIOLI, A. *Las PYME y el desafío de exportar*. 2018. Disponible em: <https://idbinvest.org/es/blog/impacto-en-el-desarrollo/las-pyme-y-el-desafio-de-exportar>.
- GLOBAL ECONOMIC PROSPECTS. *Trade, Regionalism, and Development*. [S. l.: s. n.], 2005.
- HEAD, Keith; MAYER, Thierry. Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. In: GOPINATH, Gita; HELPMAN, Elhanan; ROGOFF, Kenneth (ed.). *Handbook of international economics*. [S. l.]: Elsevier, 2014. v. 4. p. 131–195.
- HOPPE, Mombert. Technology transfer through trade. *Nota di Lavoro*(19), 2005.
- LALL, Sanjaya. The Technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. *Oxford Development Studies*, v. 28, n. 3, p. 337–369, 2000.
- MARTÍNEZ-ZARZOSO, Inmaculada; CHELALA, Santiago. Trade agreements and international technology transfer. *Review of World Economics*, v. 157, n. 3, p. 631–665, 2021.
- MASKUS, Keith. Patents and technology transfer through trade and the role of regional trade agreements. In: ERNST, Dieter; PLUMMER, Michael G (ed.). *Megaregionalism 2.0: Trade and innovation within global networks*. [S. l.]: World Scientific Publishing, 2018. p. 127–144.
- MATTOO, Aaditya; ROCHA, Nadia; RUTA, Michele. *Handbook of deep trade agreements*. [S. l.]: Banco Mundial Publicaciones, 2020. Disponible em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/34055>.
- MOREIRA, Mauricio M.; STEIN, Ernesto H. *De promesas a resultados en el comercio internacional: Lo que la integración global puede hacer por América Latina y el Caribe*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo, 2019.
- NAVARRO, Juan Carlos. *The digital transformation imperative. An IDB science and business innovation agenda for the new industrial revolution*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo, 2018.
- NAVARRO, Juan Carlos; BENAVENTE, José Miguel; CRESPI, Gustavo A. *The new imperative of innovation: Policy perspectives for Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo, 2016.
- OMC. *Informe sobre Comercio Mundial 2011- La OMC y los acuerdos comerciales preferenciales: de la coexistencia a la coherencia*. [S. l.: s. n.], 2011.

- SAGASTI, Francisco. Aprovechar acuerdos comerciales con innovación tecnológica: Una propuesta de agenda de políticas. *Washington: BID: Documentos de Política*, 2010.
- SILVA, J. M. C. S.; TENREYRO, Silvana. The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, v. 88, n. 4, p. 641–658, 2006.
- TINBERGEN, Jan. Shaping the world economy; suggestions for an international economic policy. *Twentieth Century Fund*, 1962.
- WU, M. Intellectual property Right. In: MATTOO, Aaditya; ROCHA, Nadia; RUTA, Michele (ed.). *Handbook of Deep Trade Agreements*. Washington, DC: Banco Mundial, 2021. p. 201–222. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/34055>.
- YOTOV, Yoto V.; PIERMARTINI, Roberta; LARCH, Mario et al. *An advanced guide to trade policy analysis: The structural gravity model*. [S. l.]: WTO iLibrary, 2016.

Informações aos autores

Objetivo e escopo

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

Política editorial

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

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

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

Responsabilidade e Direitos Autorais

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

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

ISSN 1980-5330



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

Secretary: Juliana de Freitas Vitória.

Cover: Christof Gunkel.

Linguistic revision (portuguese and english): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramming: Beatriz Porfirio Germin.

Mailing Address

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revecap@usp.br

Website: <https://www.revistas.usp.br/ecoa>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

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

Editorial Board

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