



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 28, nº 3

Julho–Setembro 2024

ARTIGOS

As escolhas ocupacionais dos jovens em um contexto de transformações demográficas

Stélio Coêlho Lombardi Filho, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira, Danyella Juliana Martins de Brito

Efeito da redução dos gastos educacionais sobre a proficiência dos estudantes no Brasil: evidências para recessão de 2014 a 2016

Antonia Amanda Araujo, Rafael Barros Barbosa, Ricardo Brito Soares

Ascensão e declínio: análise do comportamento das ocupações no Brasil

Janaína Feijó, Laísa Rachter de Sousa Dias, Fernando de Holanda Barbosa Filho, Fernando Veloso

Early childhood intervention and school achievement in Brazil: evidences from a home visiting program

Thais Waideman Niquito, Marcos Vinício Wink Junior

Mental health status of Brazilian adolescents: associated factors and the impact of the Health at School Program

Barbara Sant'ana Kuenka, Cassia Kely Favoretto

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 28, nº 3 Julho–Setembro 2024

PAPERS

The occupational choices of the young people in a context of demographic changes

Stélio Coêlho Lombardi Filho, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira,
Danyella Juliana Martins de Brito

The effect of reduced education spending on students' proficiency in Brazil: evidence for the 2014–2016 recession

Antonia Amanda Araujo, Rafael Barros Barbosa, Ricardo Brito Soares

Rise and fall: an analysis of occupational behavior in Brazil

Janaína Feijó, Laísa Rachter de Sousa Dias, Fernando de Holanda
Barbosa Filho, Fernando Veloso

Early childhood intervention and school achievement in Brazil: evidences from a home visiting program

Thais Waideman Niquito, Marcos Vinício Wink Junior

Mental health status of Brazilian adolescents: associated factors and the impact of the Health at School Program

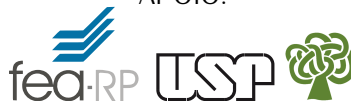
Barbara Sant'ana Kuenka, Cassia Kely Favoretto

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 28, nº 3

Julho–Setembro 2024

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Andrea Rodrigues Ferro

UFSCar, Brasil

Carlos Roberto Azzoni

USP, Brasil

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR, Brasil

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR, Brasil

Denisard C. de Oliveira Alves

USP, Brasil

Eleutério F. S. Prado

USP, Brasil

Fernando de Holanda Barbosa

FGV/RJ, UFF, Brasil

Francisco Anuatti Neto

USP, Brasil

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

USP, Brasil

Heloisa Lee Burnquist

USP, Brasil

José A. Scheinkman

Princeton University, EUA

Lizia de Figueirêdo

UFMG, Brasil

Maria José Willumsen

Florida International University, EUA

Mário Luiz Possas

UFRJ, Brasil

Paulo César Coutinho

UnB, Brasil

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS, Brasil

Pierre Perron

Boston University, EUA

Ricardo R. Araújo Lima

UnB, Brasil

Rodolfo Hoffmann

USP, Brasil

Russell E. Smith

Washburn University, EUA

Tomás Málaga

FGV/SP, Brasil

Viviane Silva Lirio

UFV, Brasil

Andreza Aparecida Palma

UFSCar, Brasil

Cássia Kely Favoretto

UEM, Brasil

Cláudio Monteiro Considera

UFF, Brasil

Danyelle Karine Santos Branco

FGV/SP, Brasil

Elaine Toldo Pazello

USP, Brasil

Fabiana Fontes Rocha

USP, Brasil

Francisca Zilania Mariano

UFC, Brasil

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois, EUA

Gustavo Maia Gomes

IPEA, Brasil

José Marcelino da Costa

NAEA/PA, Brasil

Kalinca Leia Becker

UFMS, Brasil

Marcelo Portugal

UFRGS, Brasil

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ, Brasil

Mônica Viegas Andrade

UFMG, Brasil

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP, Brasil

Pedro Luiz Valls Pereira

FGV/SP, Brasil

Renata Del Tedesco Narita

PUC/RJ, Brasil

Roberto Smith

UFC, Brasil

Rogério Studart

UFRJ, Brasil

Sérgio Werlang

FGV/RJ, Brasil

Victor Bulmer-Thomas

University of London, Reino Unido

Wilson Suzigan

Unicamp, Brasil



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

Secretaria e Divulgação: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Hugo Edmur de Paiva Arantes Neto

Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

Email: revecap@usp.br

Site: <https://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 1413-8050

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. 28, nº 3

Julho–Setembro 2024

ARTIGOS

- 317 **As escolhas ocupacionais dos jovens em um contexto de transformações demográficas**
Stélio Coêlho Lombardi Filho , Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira , Danyella Juliana Martins de Brito
- 359 **Efeito da redução dos gastos educacionais sobre a proficiência dos estudantes no Brasil: evidências para recessão de 2014 a 2016**
Antonia Amanda Araujo , Rafael Barros Barbosa , Ricardo Brito Soares
- 391 **Ascensão e declínio: análise do comportamento das ocupações no Brasil**
Janáina Feijó , Láisa Rachter de Sousa Dias , Fernando de Holanda Barbosa Filho , Fernando Veloso
- 439 **Early childhood intervention and school achievement in Brazil: evidences from a home visiting program**
Thais Waideman Niquito , Marcos Vinício Wink Junior
- 461 **Mental health status of Brazilian adolescents: associated factors and the impact of the Health at School Program**
Barbara Sant'ana Kuenka , Cassia Kely Favoretto

AS ESCOLHAS OCUPACIONAIS DOS JOVENS EM UM CONTEXTO DE TRANSFORMAÇÕES DEMOGRÁFICAS

STÉLIO COÊLHO LOMBARDI FILHO *
ANA MARIA HERMETO CAMILO DE OLIVEIRA †
DANYELLA JULIANA MARTINS DE BRITO ‡

Resumo

O artigo analisa como transformações demográficas influenciam decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho pelos jovens brasileiros no longo prazo e sua evolução por sexo. Mudanças em demanda por educação e dinâmica familiar provocaram alterações nas escolhas ocupacionais. Os impactos de raça, anos de estudo, tipologia de família e renda variaram ao longo do tempo de forma heterogênea por sexo. A maior demanda por qualificação educacional e propensão a combinar estudo e trabalho tende a adiar a transição para a vida adulta. Para as mulheres, o impacto da transição educacional é forte, com menor peso para os aspectos familiares.

Palavras-chave: jovens; transformações demográficas; escolhas ocupacionais.

Abstract

This article analyzes how demographic transformations influence study, work, and job search decisions among young Brazilians in the long term, and how these changes evolve by gender. Changes in the demand for education and family dynamics have led to alterations in occupational choices. The impacts of race, years of schooling, family type, and income varied heterogeneously over time by gender. The greater demand for educational qualifications and the propensity to combine study and work tend to delay the transition to adulthood. For women, the impact of the educational transition is strong, with less weight given to family aspects.

Keywords: young people; demographic changes; occupational choices.

JEL classification: J13, J22

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea190433>

* Programa de Pós-Graduação em Economia da UFBA (PPGE-UFBA). E-mail: stelio.filho@hotmail.com

† Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR-UFMG)

‡ Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE-CAA (PPGECON-UFPE)

1 Introdução

O mercado de trabalho para os jovens é caracterizado por altas taxas de desemprego, elevada rotatividade e alta prevalência de emprego informal. A falta de experiência por parte desse grupo etário resulta em dificuldades de inserção no mundo do trabalho, de modo que a transição para o primeiro emprego se dá de forma lenta e geralmente para ocupações sem carteira assinada e com baixa remuneração. Como consequência, observa-se que a taxa de desemprego para esses indivíduos é superior ao observado para o total da população economicamente ativa (PEA), ao passo que a incidência de trabalhos precários é preocupante (CORSEUIL *et al.*, 2014; REIS, 2014).

De acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2020), a taxa mundial de desemprego de jovens alcançou 13,8% em 2016, representando quase 70 milhões de jovens desocupados. No caso dos países da América Latina e Caribe, a situação se mostrou particularmente alarmante, uma vez que a região exibiu a maior taxa de crescimento de desemprego entre os jovens (18,9%). Mais recentemente, apesar de a situação ter exibido uma leve melhora em 2017 e 2018, o desemprego de jovens permaneceu elevado em 2019 (13,6%), sendo maior nos países de renda média. Além disso, nesse mesmo ano, 32,1% das mulheres jovens e 13,8% dos homens jovens não estavam nem estudando e nem trabalhando (OIT, 2020).

Para o ano de 2020, as oportunidades de emprego para os jovens se deterioraram ainda mais. Em estudo recente, a OIT observou que os jovens vêm sendo desproporcionalmente mais afetados pela crise econômica decorrente da pandemia. Em particular, jovens do sexo feminino e de países de baixa renda são os mais vulneráveis, sofrendo mais intensamente com reduções de salários e de horas trabalhadas, além de maior dificuldade para encontrar ou manter um emprego (OIT, 2020).

No Brasil, as questões relacionadas ao mercado de trabalho desse grupo vêm chamando a atenção desde pelo menos o início dos anos 2000. Conforme apontado por Camarano e Mello (2006), o fenômeno demográfico conhecido como “onda jovem” (ocorrido no Brasil com maior intensidade durante os anos 1970 e 1980), juntamente com o aumento da fecundidade na adolescência, fez com que em 2000 os jovens entre 15 e 29 anos correspondessem a 28,3% da população brasileira e 58,1% dos desempregados totais. Alguns anos depois, em 2006, “[...] os jovens respondiam por cerca de 25% da PEA total, por 20% da ocupação total e por quase metade do total de desempregados do país” (COSTANZI, 2009).

Entre 2006 e 2013, como evidenciado por Corseuil e França (2015), algumas mudanças importantes puderam ser observadas nesse cenário. Durante esse período, a taxa de ocupação de jovens caiu 3,5%, ao mesmo tempo em que as taxas de participação e desemprego registraram queda de 6,4% e 16,8%, respectivamente. De acordo com os autores, é provável que o mercado de trabalho tenha se tornado menos atrativo para os jovens, sobretudo para aqueles entre 15 e 17 anos, que têm permanecido mais tempo na escola. Outra informação relevante foi a melhoria da qualidade dos empregos ocupados: a informalidade caiu de 52,1% em 2006, para 38,6% em 2013, enquanto a remuneração média aumentou 39,3%.

É possível encontrar uma vasta literatura que tem buscado analisar características do mercado de trabalho para os jovens, em especial os determinantes das escolhas entre estudo e oferta de trabalho (LEME; WAJNMAN, 2000;

CORSEUIL; SANTOS; FOGUEL, 2001; CAMARANO; KANSO, 2012; CABANAS; KOMATSU; MENEZES FILHO, 2014; TILLMANN; COMIM, 2016; MONTE; CIRÍACO, 2017; SHIRASU; ARRAES, 2019). Entretanto, a compreensão dessa dinâmica à luz das transformações demográficas e nos arranjos familiares ocorridas ao longo dos últimos anos não foi devidamente explorada no Brasil, a despeito de alguns estudos considerarem características familiares no processo de ativação dos jovens (LEME; WAJNMAN, 2000; CORSEUIL; SANTOS; FOGUEL, 2001; CAMARANO; KANSO, 2012; MONTE; CIRÍACO, 2017).

Leme e Wajnman (2000), por exemplo, procuraram identificar os determinantes das decisões de alocação de tempo entre trabalho e escola pelos adolescentes brasileiros, levando em consideração a relação de simultaneidade entre as alternativas. Os resultados encontrados sugerem que a escolaridade dos pais e a renda familiar são os principais fatores que afetam a decisão de apenas estudar. Por outro lado, variáveis como o sexo do jovem e o número de crianças no domicílio têm grande impacto sobre a decisão de apenas trabalhar. Também se verificou que, ao longo do período de análise, a categoria que exibiu maior crescimento em sua frequência foi a que combina trabalho e estudo, sendo mais recorrente entre jovens com menor nível de renda e residentes em áreas rurais.

Já Camarano e Kanso (2012), procuraram traçar o perfil dos jovens brasileiros que se enquadram na categoria “nem-nem” (nem estudam e nem trabalham), destacando o papel do contexto familiar na alocação do tempo desses indivíduos. O estudo partiu da constatação que, entre 2000 e 2010, houve um expressivo aumento do número de jovens entre 15 e 29 anos que não estudavam e nem trabalhavam. Foi possível verificar a existência de um componente de gênero nesse processo, uma vez que a proporção de “nem-nem” se mostrou bem maior para as mulheres, apesar da queda observada ao longo do período. Segundo as autoras, o estado conjugal e a maternidade são os principais elementos que explicam esses resultados. Além disso, a análise conduzida também apontou uma concentração desses jovens em domicílios com baixo nível de renda, nos quais o principal responsável exibe um baixo nível educacional.

Na mesma linha de investigação de Leme e Wajnman (2000), Corseuil, Santos e Foguel (2001) examinam quatro países da América Latina: Brasil, Chile, Peru e Honduras. Os autores verificam que há uma grande heterogeneidade por sexo e entre países no que diz respeito aos impactos de uma série de variáveis socioeconômicas sobre a alocação de tempo dos jovens entre trabalho e estudo. Além disso, questões como o grau de urbanização e características domiciliares e familiares também se mostraram importantes para as decisões desses indivíduos.

Leme e Wajnman (2000), Corseuil, Santos e Foguel (2001), Escolano e Pazello (2014) e Cabanas, Komatsu e Menezes Filho (2014) identificam a escolaridade dos pais como aspecto relevante para alocação do tempo dos jovens entre trabalho e estudo. Especificamente, Corseuil, Santos e Foguel (2001) notam que a escolaridade dos pais exibiu efeitos significantes em todos os países no sentido de o jovem se dedicar ao estudo. Escolano e Pazello (2014), por seu turno, com enfoque nos jovens brasileiros matriculados na última série do Ensino Médio, constatam que o nível educacional dos pais e o nível de renda familiar têm relação direta com as chances de o jovem optar por continuar estudando e permanecer fora do mercado de trabalho. Jovens do sexo masculino têm maiores chances de apenas trabalhar, sendo que essa probabilidade também cresce conforme a idade.

Para *Cabanas, Komatsu e Menezes Filho (2014)*, a renda domiciliar tem efeito relevante sobre as decisões dos jovens, sendo tal efeito ainda maior quanto maior for o nível de escolaridade dos pais. Sendo assim, o crescimento da renda dos adultos entre 2005 e 2012 pode ser considerado o principal fator que explica a redução da participação dos jovens que apenas trabalham, ao passo em que cresceu a parcela dedicada somente aos estudos.

Outro trabalho que buscou avançar na compreensão das escolhas ocupacionais dos jovens foi o de *Tillmann e Comim (2016)*. Esses autores consideram não apenas a definição usual de trabalho (pessoa economicamente ativa), mas incluem também os trabalhos não remunerados e as tarefas domésticas. Os modelos estimados também apontam para a importância da educação dos pais, sugerindo a existência de uma transmissão intergeracional de escolaridade e de renda. Com base na definição mais abrangente de trabalho foi possível observar com mais ênfase os diferenciais de gênero. Para as mulheres, o casamento e residir na área rural têm forte influência sobre a decisão de não estudar. Concomitantemente, ter filhos aumenta as chances dessas jovens apenas trabalharem.

Tal como *Camarano e Kanso (2012)* e *Monte e Ciriaco (2017)* estudaram o caso dos jovens brasileiros que nem estudam e nem trabalham, buscando verificar quais os fatores mais importantes na determinação dessa condição, nos anos de 2002 a 2012. Os resultados indicam que os jovens do sexo feminino e com baixo nível educacional exibem maiores chances de serem “nem-nem”. Aspectos familiares, a exemplo do número de aposentados e crianças e o nível de escolaridade do principal responsável pelo domicílio, bem como o tamanho da família, também apresentaram efeitos significativos. Outro resultado interessante encontrado foi que a presença de outro jovem “nem-nem” no domicílio impacta positivamente a chance de o jovem em questão estar nessa mesma condição.

Mais recentemente, *Shirasu e Arraes (2019)* analisam os determinantes das escolhas entre trabalho e estudo dos jovens residentes em áreas urbanas brasileira, avançando ao considerar a interdependência das decisões. Os resultados alcançados revelaram uma forte heterogeneidade por sexo e faixa etária, com variações na magnitude e no sinal dos efeitos de características socioeconômicas e demográficas. *Oliveira e Raiher (2021)*, por sua vez, destacam a maior dificuldade de inserção no mercado de trabalho para os jovens que vivenciam uma situação de pobreza, dado que são indivíduos que já se deparam com elevadas taxas de desemprego e informalidade e salários mais baixos.

Tendo em vista o que foi discutido, o presente estudo tem por objetivo compreender como as transformações demográficas pelas quais o Brasil vem passando nas últimas décadas têm influenciado as decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho por parte dos jovens brasileiros.¹ Mais especificamente, busca-se analisar o impacto de fatores sociodemográficos, geracionais e de ciclo econômico sobre as diferentes alternativas de condição de ocupação do jovem. Este consiste em um importante passo para que se possa entender a dinâmica de um processo mais amplo de transição escola-trabalho dentro de

¹Para os fins deste estudo, são considerados jovens os indivíduos com 15 a 29 anos de idade, em linha com o que vem sendo adotado nas pesquisas mais recentes conduzidas pela OIT sobre o processo de transição escola-trabalho (<https://www.ilo.org/resource/other/school-work-transition-survey-swts>). No Brasil, o Estatuto da Juventude (Lei Nº 12.852, de 5 de agosto de 2013) também considera como sendo jovens as pessoas com idade entre 15 e 29 anos.

um contexto de mudanças demográficas. Como visto, há uma ampla literatura que vem discutindo as decisões de alocação de tempo dos jovens entre estudo e trabalho. Nesse contexto, esta pesquisa busca avançar em dois sentidos:

- i. Contemplar a procura por trabalho como condição de ocupação do jovem;
- ii. Captar efeitos de longo prazo, visando entender como tais efeitos evoluíram ao longo do tempo e se essa evolução se deu de forma distinta para homens e mulheres.

Adicionalmente, com o quadro pandêmico global iniciado em 2020 por conta do novo coronavírus, medidas de isolamento social foram adotadas no Brasil. Ocorre que tais medidas têm o potencial de afetar a vida dos jovens de diversas maneiras, especialmente no que tangencia a alocação de tempo entre trabalho e estudo. Novos desafios surgem para a juventude e alteram a dinâmica da oferta de trabalho por parte da mesma. Nessa linha, investigar as decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho por parte dos jovens, nos anos anteriores à pandemia, ajuda a compreender como o desenho de políticas públicas nacionais precisará se adaptar às novas necessidades, de modo a garantir um acesso ao mercado de trabalho e às escolas de maneira mais igualitária possível para uma juventude bastante heterogênea.

2 Aspectos demográficos do Brasil: tendências recentes

2.1 Transição demográfica e educacional

A transição demográfica pode ser entendida como um processo natural, que teve início na Europa por volta de 1800. Tal processo consiste em uma sucessão de etapas que leva um país (ou região) a passar de uma fase de elevadas taxas de mortalidade e fecundidade para uma fase seguinte de baixos níveis em ambos os componentes, resultando em mudanças na estrutura etária da população. Apesar de ser experienciada por todos os países, sua extensão e velocidade pode variar, ainda estando em curso tanto em nações desenvolvidas como em desenvolvimento (LEE, 2003, 2015).

Ao alterar o tamanho relativo das coortes, as mudanças nos níveis de fecundidade e mortalidade podem provocar alterações no mercado de trabalho, na demanda por educação e até mesmos na criminalidade. Coortes mais largas, por exemplo, geram pressões de queda nos níveis de salários, aumento do desemprego e da demanda por certos níveis educacionais. Sendo assim, flutuações na estrutura etária podem provocar diversos efeitos na economia (MUNIZ, 2002).

No Brasil, acredita-se que a transição demográfica tenha se iniciado nos anos 1940, pois até então o país apresentava elevados níveis de fecundidade e mortalidade. A partir desse período, a taxa de mortalidade passa a declinar devido aos avanços realizados na saúde pública, melhorias no saneamento básico e queda da mortalidade infantil. Essa redução da mortalidade vai persistindo com o passar dos anos, sendo também acompanhada pelo progressivo aumento da esperança de vida ao nascer. Desse modo, entre 1940 e 1960 houve um expressivo crescimento populacional, com uma taxa média de cerca de 3% ao ano (RIGOTTI, 2001; CARVALHO; GARCIA, 2003; GREMAUD; VASCONCELOS; TONETO JÚNIOR, 2017).

No final dos anos 1960, e sobretudo nas décadas seguintes, a queda da mortalidade passou a ser acompanhada por fortes quedas na taxa de fecundidade, que passou de 6,28 filhos por mulher em idade fértil, em 1960, para 1,87 em 2010.² Os principais fatores explicativos desse fenômeno são a forte entrada da mulher no mercado de trabalho e a propagação de métodos contraceptivos. Com isso, a taxa de fecundidade brasileira passou a ficar abaixo da taxa de reposição, de modo que cada nova coorte tem sido inferior à anterior (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JÚNIOR, 2017). Portanto, apesar de aumentar, o crescimento populacional tem sido cada vez menor, com expectativas de estabilização da população absoluta após 2030.

Acerca das mudanças na estrutura etária brasileira, verifica-se que, enquanto nos anos 1940 a queda das taxas de mortalidade, juntamente com taxas de fecundidade mantidas em níveis elevados, resultou em um maior crescimento populacional e em uma estrutura etária jovem, a redução da fecundidade iniciada nos anos 1960 tem provocado um envelhecimento da população (RIGOTTI, 2001; CARVALHO; GARCIA, 2003). Esse envelhecimento, no futuro, deverá levar ao aumento da chamada razão de dependência³, dado que o aumento do número de idosos será superior à redução da quantidade de jovens ocasionada pela queda da fecundidade.

Ademais, Bercovich, Madeira e Torres (1998), Muniz (2002) e Bercovich (2005) chamaram a atenção para a questão das descontinuidades demográficas ocorridas no Brasil. O ponto mais interessante observado nessas análises foi a constatação do fenômeno da “onda jovem”, isto é, o incremento do número de jovens observado entre os anos 1960 e 1990. Muniz (2002) mostra que as coortes de jovens entre 15 e 24 anos cresceram cerca de 66% entre 1965 e 1980, e 21% entre 1980 e 1995. Nas décadas seguintes, os incrementos no número de jovens passam a ser negativos, observando-se o processo de envelhecimento da população.

É importante considerar que a dinâmica demográfica afeta também o nível de escolaridade da população. Conforme ressaltado por Rigotti (2012), a evolução do tamanho relativo das coortes é um fator determinante do esforço necessário para o pleno atendimento escolar. O autor afirma que a transição demográfica afeta a formação de capital humano de três maneiras. Primeiramente, as atitudes das pessoas mudam, no sentido de valorizar a educação, a formação da família, a aposentadoria, o status da mulher e a sua participação na força de trabalho. Um segundo aspecto, diretamente relacionado ao sistema de ensino, refere-se às maiores oportunidades educacionais decorrentes de um menor número de filhos, o que facilita a inserção no mercado de trabalho, além de aumentar a produtividade. Finalmente, o menor número de filhos favorece a saúde materna, bem como a participação feminina na força de trabalho, que, por sua vez, pode gerar uma melhor situação econômica para as famílias e a sociedade (RIGOTTI, 2012).

A fim de compreender como as mudanças demográficas afetam os indicadores educacionais no país, Rigotti (2012) observa a evolução das matrículas e das taxas de rendimento. Ele verifica que a expansão da cobertura da educação básica fez com que o número de matriculados no ensino fundamental aumentasse de 29,4 milhões de alunos, em 1996, para 32,4 milhões de alunos,

²Segundo dados do IBGE, a taxa de fecundidade alcançou 1,69 em 2016, seguindo a tendência de queda.

³Razão entre a população dependente ou inativa (com idade menor do que 15 anos, ou maior ou igual a 65) e a população em idade ativa (com idade entre 15 e 64 anos).

em 1998, com destaque para o aumento das taxas de atendimento da população de 7 a 14 anos de idade.

De maneira similar, nos anos 2000, os dados do INEP mostram que a cobertura do ensino fundamental segue crescendo. A porcentagem de crianças de 6 a 14 anos matriculadas no ensino fundamental, na situação em que esta é a série ideal para a sua idade, alcançou 98 % em 2018, sinalizando que a cobertura dessa modalidade de ensino está basicamente universalizada no Brasil. Já no que tange ao ensino médio, em 2018 menos de 70 % da população de 15 a 17 anos frequentava a escola na sua forma ideal, isto é, considerando o ano/série correspondente à idade.

2.2 Mudanças nos arranjos familiares

A família se distingue das demais instituições sociais devido à sua responsabilidade pelos cuidados das crianças e pelo fato de que o background familiar é considerado um dos principais preditores do sucesso futuro dos indivíduos (WILLIS, 1987). Para Wajzman (2012), em muitos estudos populacionais e econômicos é importante que se considere uma unidade intermediária entre o indivíduo e um grupo populacional mais amplo. Nesse contexto, a família é a unidade que tem recebido maior atenção em decorrência da importância que as redes de parentesco fornecem em termos de proteção e ajuda mútua.

A literatura mostra que ativação de certos membros familiares muitas vezes está conectada à condição de ocupação do principal responsável pelo domicílio, tornando a decisão de ofertar trabalho uma decisão familiar, e não apenas do indivíduo. No mais, o tamanho da família e a presença de membros idosos também são fatores relevantes, na medida em que alteram a dinâmica das atividades a serem realizadas no domicílio (FERNANDES; PAZELLO; FELÍCIO, 2002; SCHMITT; RIBEIRO, 2004; GONZAGA; REIS, 2011; OLIVEIRA; RIOS-NETO; HERMETO, 2014).

No Brasil, as mudanças nos arranjos familiares estão em consonância com a transição demográfica e outras transformações de ordem social e cultural. Ao passo que as últimas décadas têm sido marcadas por quedas na fecundidade e pelo envelhecimento populacional, também é possível observar uma redução no número de matrimônios, aumento dos divórcios, adiamento das uniões e maior participação da mulher no mercado de trabalho (LEONE; MAIA; BALTAR, 2010). Tais transformações alteraram a composição das famílias no sentido de aumentar a frequência de relações multigeracionais, implicando em uma maior prevalência de famílias estendidas⁴ nos domicílios brasileiros (WAJZMAN, 2012).

A família nuclear sempre foi o modelo predominante. Todavia, a forma nuclear tradicional (casal com filhos) tem perdido espaço para as demais alternativas (unipessoais, casal sem filhos e monoparentais). Dentre os fatores que explicam o aumento da frequência das formas domiciliares “casal sem filhos” e “monoparental”, provavelmente os que merecem destaque são o aumento das uniões consensuais e dos divórcios. Já no caso dos domicílios unipessoais, os idosos são os responsáveis pela maior parte devido ao aumento dos divórcios e ao envelhecimento populacional (WAJZMAN, 2012).

Nas últimas décadas, houve uma forte modificação das estruturas familiares relacionada ao aumento das estruturas monoparentais. O percentual

⁴Conforme Wajzman (2012), famílias estendidas são aquelas nas quais, além do núcleo familiar (casal e filhos), há outros parentes corresidentes no domicílio (avós, netos, sogros etc.).

de crianças em famílias monoparentais aumentou de aproximadamente 12 %, em 1970, para 27 %, em 2018, nos Estados Unidos (SMOCK; SCHWARTZ, 2020; BOERTIEN; BERNARDI, 2022). No Brasil, a ocorrência de famílias monoparentais femininas (nas quais a mulher é a pessoa de referência da família) representava cerca de 18 % do total dos arranjos familiares em 2010, com dinâmica de crescimento ao longo dos anos (SABOIA; COBO; MATOS, 2012). Ademais, atualmente muitos jovens e crianças vivem em outras estruturas familiares diferentes da forma nuclear tradicional, isto é, houve um aumento ao longo do tempo do percentual de jovens e crianças vivendo em famílias sem a presença dos dois pais biológicos, incluindo famílias com padrastos ou madrastas (BROWN; STYKES; MANNING, 2016; CAVANAGH; FOMBY, 2019; RACKIN; GIBSON-DAVIS, 2018; BOERTIEN; BERNARDI, 2022).

Acerca do tamanho e a composição dos arranjos familiares, observa-se que ao longo do tempo o número de famílias cresceu a uma taxa maior do que a da população, mas o tamanho médio das famílias diminuiu devido, principalmente, à queda da fecundidade. O arranjo familiar “casal com filhos” foi o que apresentou a maior redução em termos do tamanho da família. Simultaneamente, observou-se um aumento na proporção de arranjos “unipessoal” e “casal sem filhos”. Finalmente, a presença de um maior número de gerações em um mesmo domicílio é uma tendência importante e que merece destaque, sendo resultado da maior sobrevivência dos indivíduos mais velhos, além de ser influenciado pelo contexto econômico em vigor (LEONE; MAIA; BALTAR, 2010; WAJNMAN, 2012).

3 Metodologia

3.1 Bases de dados

Neste artigo, foram utilizadas as informações provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), conduzida anualmente pelo IBGE desde o ano de 1981.⁵ Utilizando a série histórica da PNAD, mais especificamente os dados referentes ao período 1987–2014, para indivíduos de 15 a 29 anos, realizou-se análises trienais para acompanhar coortes de jovens ao longo do tempo e verificar como as decisões educacionais e de participação na força de trabalho têm se alterado para esse grupo etário. Dessa forma, a expectativa é identificar como mudanças geracionais e demográficas vêm alterando a dinâmica desse processo de decisão. A principal vantagem de se utilizar a PNAD consiste no seu rico questionário de variáveis sociodemográficas, que permite considerar na análise questões como educação e aspectos familiares.

A **Tabela 1** descreve as variáveis que serão utilizadas da PNAD. A variável de interesse representa as diversas combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho por parte do jovem. Com isso, tem-se como objetivo traçar como as decisões e processos de entrada no mercado de trabalho mudaram ao longo do tempo, bem como as diferenças entre homens e mulheres.

⁵A partir de março de 2016, a PNAD foi interrompida e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) passou a substituí-la. A análise das séries anuais utilizando as duas pesquisas não é recomendável, devido a existência de alterações significativas a partir de 2016.

Tabela 1: Variáveis Seleccionadas da PNAD

Variável de Interesse	
Condição de Ocupação	1 - Só trabalha 2 - Só estuda 3 - Trabalha e estuda 4 - Estuda e procura trabalho 5 - Não trabalha nem estuda, mas procura trabalho 6 - Não trabalha, não estuda e nem procura trabalho
Variáveis Explicativas	
Características Individuais e Familiares	
Sexo	1 – Masculino 0 – Feminino
Grupos de idade	1 – 15 a 19 anos 2 – 20 a 24 anos 3 – 25 a 29 anos
Raça	1 – Branca 0 – Preta ou parda
Tipo de Família	1 – Casal com filho(s) 2 – Casal sem filho(s) 3 – Unipessoal 4 – Monoparental
Anos de Estudo	1 – 0 a 3 anos 2 – 4 a 7 anos 3 – 8 a 10 anos 4 – 11 a 14 anos 5 – 15 anos ou mais
Razão de dependência	Quantidade de crianças e idosos em relação ao tamanho da família
Renda Familiar per capita	Quartil da renda familiar <i>per capita</i>
Características Espaciais	
Macrorregião	1 – Norte 2 – Nordeste 3 – Sul 4 – Sudeste 5 – Centro-Oeste
Região Metropolitana	1 – Indivíduo reside em região metropolitana 0 – Caso contrário

Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD.

Com relação às variáveis explicativas, foram consideradas características individuais, familiares e espaciais nos modelos. A escolha das variáveis se-

gue a literatura acerca do mercado de trabalho de jovens e busca contemplar os diversos fatores que influenciam as decisões e oportunidades vivenciadas por esse grupo etário (LEME; WAJNMAN, 2000; CORSEUIL; SANTOS; FOGUEL, 2001; FLORI, 2005; CAMARANO; KANSO, 2012; CABANAS; KOMATSU; MENEZES FILHO, 2014; OLIVEIRA; RIOS-NETO; HERMETO, 2014; ESCOLANO; PAZELLO, 2014; CORSEUIL; FRANÇA, 2015; TILLMANN; COMIM, 2016; SHIRASU; ARRAES, 2019).

É importante ressaltar que, uma vez que a PNAD teve o seu questionário alterado ao longo dos anos, foi necessário fazer uma compatibilização nas bases para que as informações pudessem ser comparáveis no tempo. Por essa razão, a escolha das variáveis ficou restrita àquelas que estavam disponíveis em todos os anos considerados.

3.2 Estratégia Empírica

A estratégia empírica adotada consiste na aplicação de modelos multinomiais para analisar as diferentes alternativas de condição de ocupação pelo jovem brasileiro. Tomando por base Cameron e Trivedi (2005), o modelo multinomial pode ser pensado como uma extensão natural (ou uma generalização) do modelo binário. Sendo p_{ij} a probabilidade de o jovem i estar na condição de ocupação j , o modelo pode ser expresso por:

$$p_{ij} = P(x) = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{\sum_{k=1}^J e^{x_i' \beta_k}} \quad \text{com } k = 1, \dots, j \quad (1)$$

Em que y é a variável de interesse, x é um vetor de variáveis explicativas contendo características individuais, familiares e contextuais da região do jovem, e β um vetor de parâmetros. A especificação do modelo, isto é, a explicação detalhada das variáveis explicativas que compõe o vetor x , é apresentada no Tabela 1.

A estimação pode ser feita pelo método da Máxima Verossimilhança, e embora os coeficientes não sejam diretamente interpretáveis, seu exponencial tem uma interpretação em forma de Razão de Riscos Relativos (RRR) em relação a um dado grupo de referência. A RRR informa como a probabilidade de escolher a alternativa j , relativamente à alternativa de referência, muda quando cada variável explicativa específica aumenta em uma unidade. Ou seja:

$$\frac{p'_{ij}}{p'_{i1}} = e^{(x_{ij+1})\beta_j} \rightarrow e^{\beta_j} = \frac{p'_{ij}}{p'_{i1}} / \frac{p_{ij}}{p_{i1}} \quad (2)$$

Também é possível calcular efeitos marginais sobre probabilidades preditas, facilitando a compreensão dos resultados.

A aplicação do modelo multinomial com os dados das PNADs tem por interesse compreender os efeitos de questões demográficas, geracionais e de ciclo econômico sobre as decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho pelos jovens. A especificação do modelo é dada por:

$$cond_ocup_{ij} = f(\text{indivíduo}, \text{família}, \text{região}) \quad (3)$$

Portanto, a condição de ocupação do jovem é função de características individuais, familiares e espaciais (vide As análises são conduzidas em períodos trienais, de modo a verificar como os efeitos dos regressores variam ao longo do tempo. Além disso, os modelos foram estimados separadamente para homens e mulheres, fornecendo informações a respeito dos diferenciais por sexo, e apenas para as áreas urbanas do Brasil.

4 Resultados

4.1 Análise Descritiva

Tendo como ponto de partida uma análise descritiva dos dados, a Figura 1 apresenta as alterações ao longo do tempo nas decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho por parte dos jovens brasileiros, considerando as devidas distinções por sexo e raça. Sendo assim, a primeira observação a ser feita diz respeito à redução, ao longo dos anos 1990, da proporção de homens jovens (brancos e negros) que se encontravam apenas trabalhando. Nos anos 2000, essa categoria volta a crescer, porém permanece em patamares menores do que os observados anteriormente.

A proporção de jovens do sexo masculino pertencentes à categoria “só trabalha” caiu de mais de 65 %, em 1987, para cerca de 50 %, em 2014. Analisando-se o comportamento das demais categorias, fica claro que essa redução ocorrida nos anos 1990 foi concomitante ao aumento da proporção de jovens nas categorias “trabalha e estuda” e, de maneira ainda mais expressiva, “só estuda”. Possivelmente, esse resultado reflete o efeito da transição educacional, caracterizada por uma maior cobertura das redes de ensino e pelo crescente reconhecimento da importância de se buscar maior qualificação para se obter maiores retornos salariais, o que estaria relacionado à redução do percentual de jovens dedicados exclusivamente ao trabalho.

Acerca das demais categorias, também vale destacar o crescimento do percentual de jovens que estudam e procuram trabalho, que apesar de ter atingido seu ápice no final da década de 1990, em 2014 representava mais do que o dobro do verificado em 1987. São indivíduos que buscam a inserção no mercado de trabalho, de modo a realizar sua transição para a vida adulta. Nesse sentido, Santos, Queiroz e Verona (2021) calcularam as idades médias na transição para a vida adulta, entrada no mercado de trabalho, primeira união e primeiro nascimento de filho para indivíduos da América Latina. Esses autores concluem que de fato houve um processo de adiamento da transição para a vida adulta, embora muito mais forte para o sexo masculino do que para o feminino, o que é atribuído aos eventos específicos ligados à transição de cada grupo.

Uma constatação importante que pode ser verificada na Figura 1 é a ausência de grandes distinções entre homens brancos e negros. De modo geral, a tendência de ambos os grupos foi muito similar ao longo do tempo. Pode-se destacar apenas que dentre os homens brancos há uma proporção levemente maior de jovens que trabalham e estudam, ou apenas estudam.

Para as mulheres, o resultado mais emblemático é, sem dúvida, a elevada proporção de jovens na categoria “não trabalha, não estuda e nem procura trabalho” (nem-nem-nem), ou seja, que estão fora da PEA. Enquanto para os homens brancos o percentual de jovens nem-nem-nem, em 2014, foi de 6 %, para as mulheres a taxa foi de 16 %. No caso das mulheres negras, a situa-

ção é ainda pior, com cerca de 21 % na referida categoria, três vezes mais do que o observado para os homens negros. Entretanto, apesar de elevadas, é evidente que as taxas de mulheres jovens nem-nem-nem vêm caindo ao longo do tempo. No referente às mulheres brancas, a taxa caiu pela metade entre 1987 e 2014 (de 32 % para 16 %). Para as mulheres negras, a queda foi menos significativa: de 33 %, em 1987, para 21 %, em 2014. Simultaneamente à essa queda, da mesma forma que ocorrera para os homens, houve um crescimento nas taxas de mulheres nas categorias “trabalha e estuda” e “só estuda”. Também cresceu o percentual de mulheres que procuram trabalho, sinalizando o crescimento da participação destas na PEA.

A Figura 2, por seu turno, ilustra a transição educacional brasileira, apresentando a evolução dos anos de estudo por grupos de idade. Fica claro que, a despeito do grupo considerado, houve um grande aumento na demanda por educação. Em 1987, cerca de 20 % dos jovens possuíam apenas 0 a 3 anos de estudo. Já em 2014, essa proporção não chega a 4 %. Em paralelo a isso, as taxas de jovens com 15 ou mais anos de estudo mais do que duplicaram nesse período.

O crescimento mais expressivo foi observado para a categoria de 11 a 14 anos de estudo, que engloba o ensino médio completo. Dentre os jovens de 15 a 19 anos, a proporção dos que se encontram nessa categoria cresceu mais de 4 vezes durante o período contemplado. Já para os demais grupos etários, as taxas mais do que duplicaram. Em todos os três grupos de idade, a maior parte dos jovens se encontram nessa categoria, atingindo valores acima de 50 %.

É provável que os resultados da transição educacional expliquem parte das mudanças ocorridas ao longo do tempo nas decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho pelos jovens brasileiros. Com o aumento da demanda por educação, refletido no crescimento dos anos de estudo, houve aumento no percentual de jovens que passaram a somente estudar, ou a conciliar trabalho e estudo. Esse aumento impactou homens e mulheres de ambas as etnias, tendo sido mais significativo sobre as mulheres na categoria nem-nem-nem.

Outras mudanças importantes ocorridas nesse período dizem respeito aos tipos e tamanho das famílias brasileiras. Os dados das PNADs indicam que a proporção de jovens pertencentes ao tipo de família “casal com filhos” caiu de quase 70 %, em 1987, para 58 %, em 2014. Nesse mesmo período, o percentual de jovens em famílias do tipo “monoparental” cresceu de 17 % para 23 %. Conforme discutido anteriormente, a redução no número de matrimônios, o aumento das uniões consensuais e dos divórcios, e a maior participação da mulher no mercado de trabalho, juntamente com o envelhecimento populacional, são os fatores que explicam a ascensão das formas familiares alternativas.

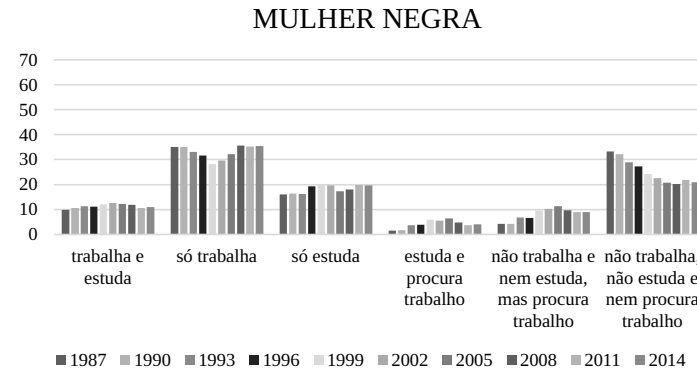
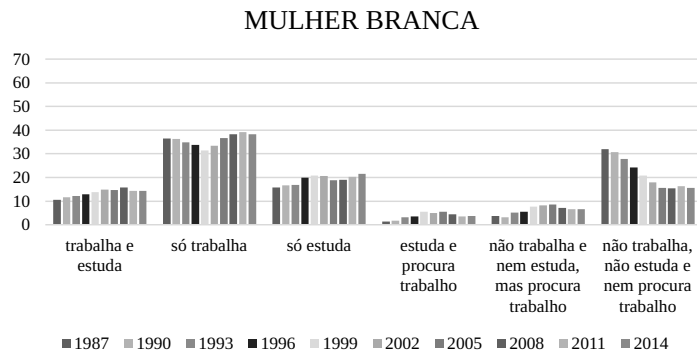
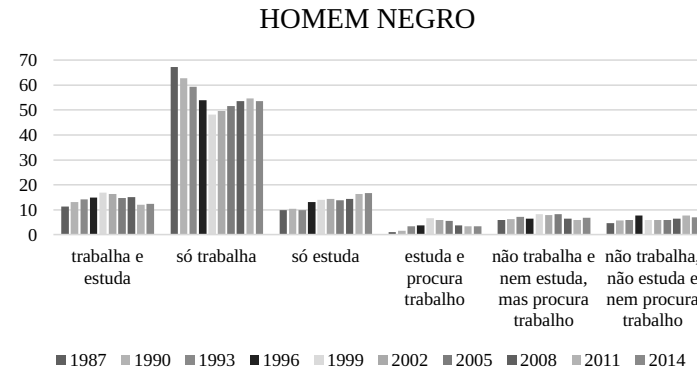
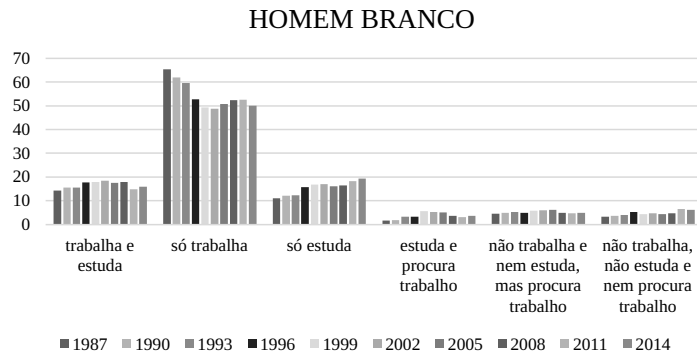
Verifica-se, ainda, mudanças relevantes nos tamanhos das famílias. Em 1987, a maior parte dos jovens (48 %) se encontravam em famílias com 4 a 6 membros. Nesse período, a proporção dos que habitavam em famílias com 1 a 3 membros era cerca de 33 %, enquanto aqueles em famílias com 7 membros ou mais representava 19 %. Já em anos mais recentes, o modelo predominante passou a se tornar aquele de 1 a 3 membros, ao passo em que famílias maiores vão perdendo espaço. Em 2014, 51 % dos jovens já estavam na categoria de menor tamanho de família, enquanto aqueles em famílias com 7 membros ou mais eram apenas 3 % do total.

4.2 Análise dos Modelos Econométricos

Uma vez concluída a análise descritiva, o próximo passo consiste em discutir os resultados dos modelos de regressão multinomial. Tais modelos têm como variável dependente as diferentes alternativas da condição de ocupação do jovem, e as variáveis explicativas contemplam características individuais e familiares, juntamente com controles por fatores espaciais (vide [Tabela 1](#)). As estimações foram realizadas separadamente por sexo e período, em análises trienais, sendo a categoria omitida em todos os casos a nem-nem-nem.

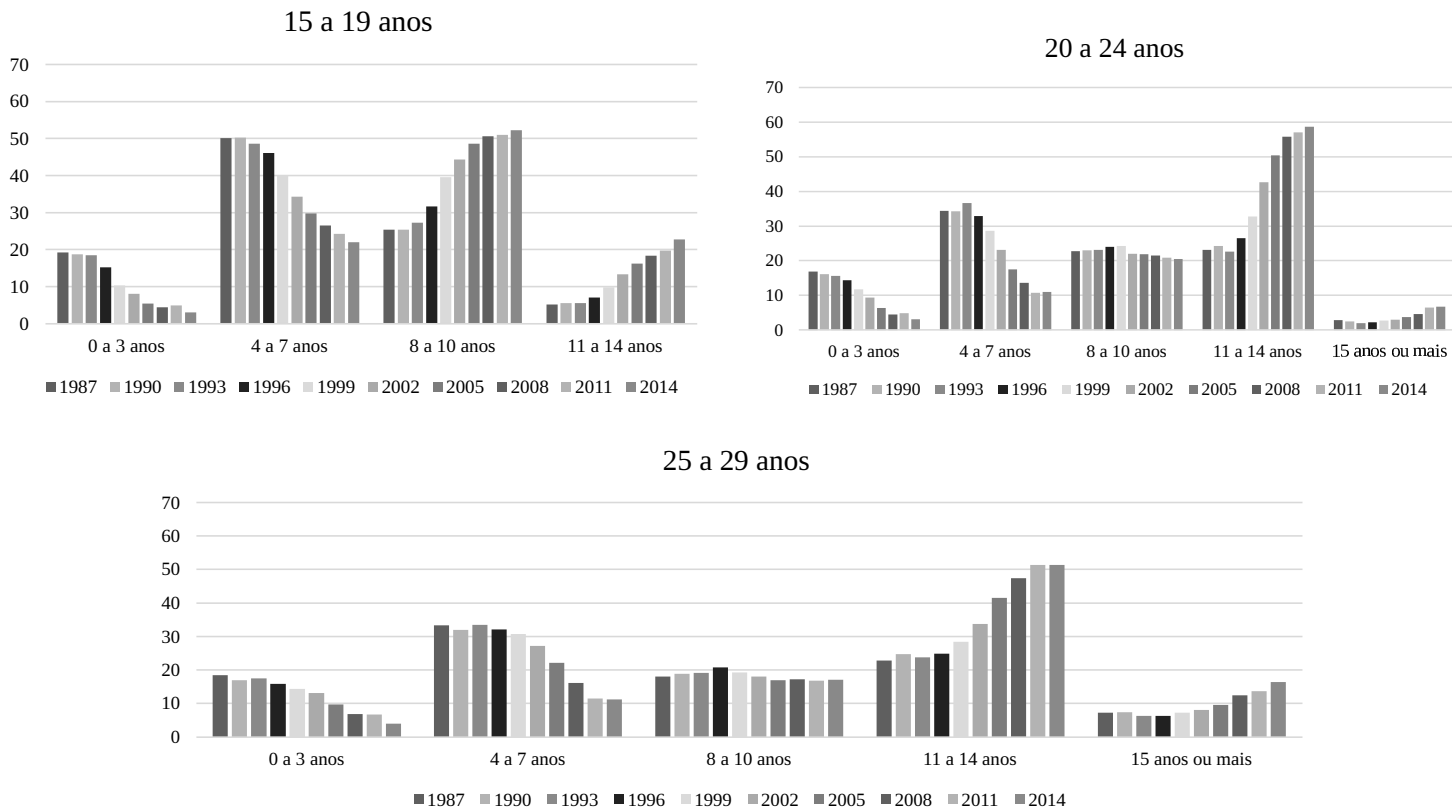
Desse modo, a [Tabela 2](#) e [Tabela 3](#) trazem os resultados para os jovens do sexo masculino e feminino, respectivamente. Uma vez que os coeficientes estão expressos em termos de razão de riscos relativos, valores maiores do que 1 representam aumentos nas chances de o jovem estar naquela categoria, vis-à-vis estar na categoria nem-nem-nem, enquanto valores menores do que a unidade representam reduções nas chances.

Figura 1: Evolução das decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho dos jovens (Brasil – % por sexo e raça)



Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Figura 2: Evolução dos grupos de anos de estudo (Brasil – % por grupos de idade)



Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Como é possível observar, os coeficientes estimados se mostraram, em sua grande maioria, estatisticamente significativos e com magnitudes que variam ao longo do tempo. A fim de ilustrar melhor os efeitos estimados, alguns dos coeficientes são expressos em gráficos que apresentam a evolução dos efeitos marginais dos regressores sobre as probabilidades preditas.

Sendo assim, os gráficos da Figura 3 ilustram os efeitos da variável de cor da pele (branca) sobre as probabilidades preditas para homens e mulheres. Para ambos os sexos, a autodeclaração de raça branca atuou no sentido de aumentar a probabilidade de o jovem apenas estudar, ao passo em que foi se reduzindo as chances de apenas trabalhar. Entretanto, algumas diferenças de gênero⁶ devem ser ressaltadas. Primeiramente, no caso das mulheres, o efeito de ser branca só se tornou significativo sobre as chances de apenas estudar a partir de 2005, enquanto para os homens a significância sempre esteve presente. Ademais, o principal destaque acerca desse regressor diz respeito ao seu efeito decrescente nas chances de as mulheres serem nem-nem-nem. Como visto na análise descritiva (vide Figura 1), apesar de ter ocorrido uma clara redução ao longo do tempo na proporção de mulheres nem-nem-nem de ambas as raças, o efeito de fato foi mais expressivo para as mulheres brancas.

⁶É importante esclarecer a diferença entre estatísticas desagregadas por sexo e estatísticas de gênero. A palavra “sexo” refere-se às diferenças biológicas entre homens e mulheres, e a palavra “gênero” está associada às diferenças socialmente construídas em atributos e oportunidades (IBGE, 2021). As questões concernentes às identidades de gênero não estão no escopo deste trabalho.

Figura 3: Evolução do efeito marginal da variável de raça (branca) sobre as probabilidades previstas (% – Brasil, jovens de 15 a 29 anos)

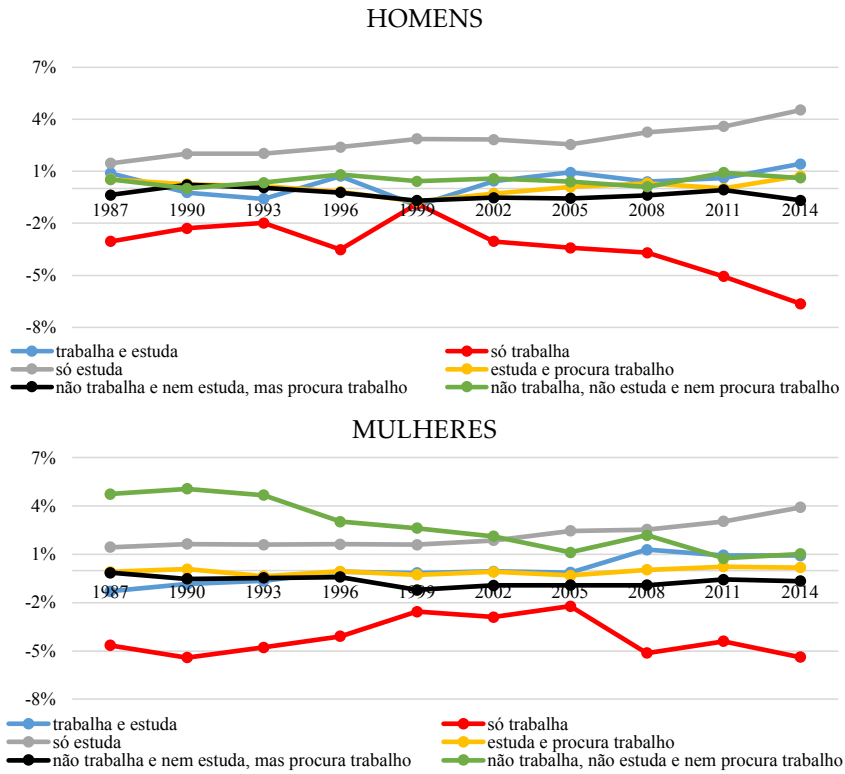


Tabela 2: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – homens jovens de 15 a 29 anos)

Só trabalha	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	2,5970***	2,9050***	2,3995***	2,7811***	3,0657***	3,0185***	2,9167***	2,7494***	3,2543***	3,3517***
Idade (25 a 29)	3,7462***	3,6367***	3,6389***	3,7716***	4,7430***	4,5221***	4,2529***	4,7151***	5,0444***	5,6396***
Raça (branco)	0,8065***	0,9369	0,8791**	0,7894***	0,8850**	0,8127***	0,8297***	0,8639***	0,7398***	0,7306***
Anos de estudo (4 a 7)	2,1777***	1,9982***	1,7440***	1,5987***	1,9985***	1,9436***	2,2279***	2,5259***	2,8094***	3,8808***
Anos de estudo (8 a 10)	2,4339***	2,4592***	1,8834***	1,8686***	2,0693***	2,4355***	3,3250***	3,3686***	3,6745***	5,1763***
Anos de estudo (11 a 14)	2,0375***	1,6768***	1,5016***	1,5160***	1,5293***	1,8197***	3,0825***	2,9138***	2,4235***	2,9057***
Anos de estudo (15 ou mais)	4,3641***	2,2539**	2,7486***	1,5267*	2,1585***	2,2801***	3,2704***	4,1450***	1,8642***	3,2841***
Unipessoal	2,4921***	1,7997***	1,5312***	1,1640	0,9720	1,1476	1,1709	1,1160	1,3516***	1,0569
Casal sem filho	6,2795***	6,4046***	3,4202***	3,6078***	3,6101***	2,2610***	2,9343***	2,5494***	3,0737***	2,6174***
Monoparental	0,8266**	0,7808***	0,7352***	0,6600***	0,6602***	0,6003***	0,6255***	0,6609***	0,6505***	0,7284***
Razão de dependência	6,2197***	5,2534***	5,7262***	9,7865***	6,1072***	4,9670***	5,1982***	4,5194***	4,9741***	3,3113***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	2,3456***	2,1137***	1,9540***	2,8838***	2,4886***	1,9828***	1,8112***	2,5125***	2,6535***	2,6731***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	3,7210***	2,2227***	3,1702***	5,8503***	3,8203***	3,6632***	3,4538***	4,9692***	6,3506***	5,6961***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	4,2260***	2,9778***	4,4413***	8,0080***	5,3532***	3,7418***	3,5844***	5,9057***	9,0629***	9,9529***
Região metropolitana	0,6157***	0,6382***	0,5693***	0,6066***	0,6794***	0,7326***	0,7797***	0,7196***	0,8179***	0,8339***
Norte	0,6779***	0,5998***	0,9093	0,7613***	0,8393*	0,8944	0,7831***	0,7833***	1,0596	1,0343
Nordeste	0,8925	0,6918***	0,7110***	0,9198	1,1571**	0,9396	0,8362***	0,9466	1,0826	1,0079
Sul	1,5766***	1,2536*	0,9943	1,5161***	1,2304**	1,1831**	0,9507	0,9708	1,3371***	1,0966
Centro-oeste	1,2033	1,2060	0,9787	1,1859*	1,5511***	1,2465**	0,9073	0,8975	1,0822	1,2090**
Intercepto	1,5790***	1,8839***	1,9052***	0,4914***	0,6691***	0,8376*	0,7306***	0,4141***	0,2031***	0,1519***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 2: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – homens jovens de 15 a 29 anos) (**Continuação**)

Só estuda	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,1451***	0,1543***	0,1153***	0,1385***	0,1349***	0,1516***	0,1500***	0,1277***	0,1716***	0,1881***
Idade (25 a 29)	0,0360***	0,0202***	0,0246***	0,0305***	0,0339***	0,0392***	0,0392***	0,0383***	0,062 ***	0,0562***
Raça (branco)	1,0590	1,2560***	1,1742**	1,1105	1,1682**	1,1719**	1,2107***	1,3604***	1,2102***	1,3683***
Anos de estudo (4 a 7)	5,5733***	4,8187***	4,7944***	4,3706***	5,6814***	4,2439***	4,3985***	2,9545***	4,9344***	5,7140***
Anos de estudo (8 a 10)	14,0219***	15,3842***	12,227 ***	11,7568***	12,0541***	9,3624***	10,3794***	6,1193***	8,5375***	11,928 ***
Anos de estudo (11 a 14)	17,314 ***	11,981 ***	9,1877***	6,6603***	3,9833***	1,9935***	2,4675***	1,4248***	1,9185***	2,9041***
Anos de estudo (15 ou mais)	39,3692***	31,3786***	28,939 ***	14,7674***	8,5678***	5,3793***	4,5375***	5,0543***	4,0265***	6,3482***
Unipessoal	1,3510	0,8544	0,6017***	0,6572***	0,4085***	0,5624***	0,5835***	0,5219***	0,9647	0,6955***
Casal sem filho	0,9376	1,0387	0,3635***	0,5271***	0,6308	0,5331***	0,5257***	0,6246***	0,6136***	0,6136***
Monoparental	0,5207***	0,6786***	0,6757***	0,6537***	0,6502***	0,6105***	0,666 ***	0,611 ***	0,6343***	0,6877***
Razão de dependência	1,8007**	2,6431***	1,3883	2,1362***	1,9964***	1,8932***	1,6688***	1,5657***	1,3895**	1,3352*
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	1,3170**	1,3297***	1,1217	1,3717***	1,2601***	1,1804**	1,2155***	1,2697***	1,0325	0,9723
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	1,8783***	1,7105***	1,977 ***	2,2112***	1,7892***	1,9466***	2,0041***	1,8477***	1,4718***	1,3937***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	4,6203***	5,4808***	6,4084***	4,7113***	6,7921***	7,8555***	8,842 ***	7,5178***	4,3621***	3,7628***
Região metropolitana	0,9199	0,9091	0,9957	0,8857*	1,0105	1,1120*	1,1388	1,1224*	1,2256***	1,2654***
Norte	2,279 ***	1,5546***	2,0216***	2,1812***	1,7621***	1,7961***	1,3402***	1,6662***	1,7895***	1,7213***
Nordeste	2,7708***	1,8473***	1,4590***	2,1263***	2,235 ***	1,9496***	1,4907***	1,6637***	1,6423***	1,4859***
Sul	1,3629**	0,7518**	0,6623***	1,1843*	0,8008**	0,8340*	0,7216***	0,8117**	1,1215	0,7739***
Centro-oeste	1,6332***	1,3196**	0,9682	1,4830***	1,4079***	1,4332***	0,9753	1,0458	1,3465***	1,1823*
Intercepto	0,3937***	0,4073***	0,6317***	0,3473***	0,5199***	0,7096***	0,6619***	0,8591	0,5975***	0,4808***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 2: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – homens jovens de 15 a 29 anos) (**Continuação**)

Trabalha e estuda	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,5233***	0,5273***	0,4193***	0,5146***	0,6175***	0,6029***	0,6408***	0,5469***	0,647 ***	0,7369***
Idade (25 a 29)	0,2682***	0,2204***	0,2044***	0,2521***	0,3596***	0,4344***	0,4841***	0,4910***	0,5198***	0,5900***
Raça (branco)	0,9512	1,0009	0,9130	0,9458	0,8857*	0,9521	1,0137	1,0340	0,9306	1,0359
Anos de estudo (4 a 7)	4,3378***	3,8837***	3,3792***	3,4898***	3,6953***	3,1222***	2,9938***	3,0879***	5,2167***	5,6564***
Anos de estudo (8 a 10)	11,8421***	11,9436***	9,2395***	9,0415***	10,3824***	10,2538***	10,6594***	9,0523***	13,8263***	18,9112***
Anos de estudo (11 a 14)	12,551 ***	8,5228***	6,0277***	5,4632***	3,3449***	3,1899***	4,2171***	4,2775***	6,464 ***	9,3987***
Anos de estudo (15 ou mais)	33,0061***	10,8579***	13,8564***	7,2065***	6,5442***	4,4459***	3,7023***	5,1458***	4,5345***	9,0343***
Unipessoal	1,8351***	1,6868***	1,2767	0,9215	0,8017*	0,8904	1,0211	0,9468	1,2903**	0,9643
Casal sem filho	2,9597***	2,7920***	1,2319	1,5422***	1,7149***	1,0006	1,3846**	1,2129	1,7666***	1,4837***
Monoparental	0,8168**	0,7293***	0,748 ***	0,722 ***	0,7064***	0,645 ***	0,7036***	0,7086***	0,7361***	0,7506***
Razão de dependência	4,5755***	3,7311***	3,0962***	3,8064***	3,0697***	2,2471***	2,1766***	2,3342***	2,5452***	1,9761***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	2,2057***	2,2976***	1,9373***	2,8487***	2,1545***	1,6586***	1,6246***	2,1620***	2,1138***	1,5922***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	4,2393***	3,1388***	3,544 ***	5,3194***	3,3509***	3,3386***	3,6098***	4,7126***	6,0019***	3,926 ***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	6,6886***	6,0964***	7,6716***	9,041 ***	8,1034***	7,8566***	9,0385***	12,6381***	16,0534***	11,9823***
Região metropolitana	0,7306***	0,6791***	0,6653***	0,6582***	0,7321***	0,7824***	0,8721**	0,8433***	0,8489***	0,9180
Norte	1,1579	0,9144	1,6298***	1,3176***	1,3337***	1,6493***	1,1632*	1,1912**	1,8256***	1,5507***
Nordeste	1,5387***	1,0381	1,1407	1,3756***	1,9246***	1,8721***	1,4200***	1,3033***	1,5191***	1,3549***
Sul	1,3212**	0,9189	0,7921**	1,2187**	1,1622**	1,1898**	0,8624*	0,9541	1,5582***	1,0540
Centro-oeste	1,7061***	1,3841**	1,0749	1,445 ***	1,7035***	1,7828***	1,1128	1,0772	1,6100***	1,4462***
Intercepto	0,2576***	0,4282***	0,6093***	0,1996***	0,3565***	0,3969***	0,3282***	0,2193***	0,0538***	0,0501***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 2: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – homens jovens de 15 a 29 anos) (**Continuação**)

Estuda e procura trabalho	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,5026***	0,5051***	0,3199***	0,3672***	0,3785***	0,4258***	0,3780***	0,3362***	0,4045***	0,3915***
Idade (25 a 29)	0,1429***	0,1329***	0,0728***	0,0991***	0,1396***	0,1581***	0,1605***	0,1653***	0,1774***	0,1731***
Raça (branco)	1,3254**	1,1953	1,0072	0,8774	0,8377**	0,9021	1,0045	1,1456*	0,9516	1,2589***
Anos de estudo (4 a 7)	9,0881***	5,6358***	5,7585***	6,1683***	5,7998***	5,8177***	6,134 ***	4,6122***	5,9637***	5,0224***
Anos de estudo (8 a 10)	26,7859***	16,5545***	18,3639***	19,6466***	17,0975***	22,4686***	25,064 ***	17,7264***	17,2248***	17,1436***
Anos de estudo (11 a 14)	28,4634***	9,7338***	8,8186***	8,0664***	5,1823***	5,8194***	7,0623***	6,4527***	5,5624***	6,0655***
Anos de estudo (15 ou mais)	24,9493***	12,2766***	13,6997***	5,8683***	4,5586***	7,8975***	8,4253***	6,9528***	4,3377***	6,4734***
Anipessoal	2,1136**	1,3600	0,5958**	0,6405**	0,614 ***	0,9592	1,0275	0,9341	1,2082	0,9879
Casal sem filho	1,0056	0,9299	0,5505*	0,6568	0,9431	0,6984*	0,6930*	0,7623	0,8553	1,0717
Monoparental	0,7448*	0,9572	0,8409*	0,7742***	0,8732*	0,8612**	0,8415**	0,7897***	0,7154***	0,9672
Razão de dependência	1,7312	1,5089	1,3141	1,6778**	1,2115	1,3720	1,1142	0,9145	1,0132	0,9602
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	1,0476	1,0615	0,9493	1,0794	0,8989	0,8469*	0,8835	0,9722	0,9270	0,8073*
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	0,9930	1,0731	1,2986*	1,4217***	0,9627	1,0156	1,2716**	1,0951	1,1276	0,9069
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	1,4233	2,0469***	2,2253***	1,629 ***	1,7002***	2,2287***	2,1183***	2,2378***	1,997 ***	1,4667**
Região metropolitana	0,8103	1,1272	0,9343	1,0914	1,2715***	1,2857***	1,4179***	1,4726***	1,1454	1,2360**
Norte	1,0982	0,8890	2,0817***	1,2928*	1,099	1,3179***	0,9971	1,0942	1,5570***	1,3585**
Nordeste	2,0779***	1,2678	1,0798	1,3973***	1,2127**	1,4673***	1,0453	1,1618	1,4615***	1,1564
Sul	1,8117***	0,6189**	0,6602***	1,1453	1,0291	0,8777	0,6366***	0,8180*	1,2361	0,6143***
Centro-oeste	2,6398***	1,2554	1,0194	1,9378***	1,4046***	1,4165***	0,9867	1,1955	1,6089***	1,2901*
Intercepto	0,0373***	0,0774***	0,2055***	0,1053***	0,3089***	0,1841***	0,1777***	0,1220***	0,0784***	0,0953***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 2: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – homens jovens de 15 a 29 anos) (Continuação)

Não trabalha e nem estuda, mas procura trabalho	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	1,7208***	2,0433***	1,8811***	1,8866***	1,8562***	1,6955***	1,6412***	1,6796***	1,9462***	1,7685***
Idade (25 a 29)	1,6311***	1,9157***	2,2923***	1,8242***	2,2266***	1,8365***	1,7728***	1,8563***	1,8646***	1,7438***
Raça (branco)	0,793 **	1,0317	0,9302	0,8308**	0,8237**	0,8187***	0,8383**	0,8947	0,8435**	0,7938***
Anos de estudo (4 a 7)	3,6357***	2,821 **	2,1622***	2,6537***	2,5523***	2,6474***	2,8632***	3,268 **	2,8621***	3,4837***
Anos de estudo (8 a 10)	4,5912***	4,2298***	2,6744***	3,786 **	3,3449***	3,8088***	4,9059***	5,2859***	3,7633***	4,5449***
Anos de estudo (11 a 14)	5,5509***	3,6571***	2,9056***	3,7985***	4,1576***	5,3782***	8,1592***	7,6725***	4,2535***	4,7527***
Anos de estudo (15 ou mais)	10,0743***	3,4912***	3,1171**	2,4399**	4,4971***	8,5112***	10,9807***	15,6929***	3,9904***	6,443 **
Unipessoal	2,8315***	1,5419**	1,1154	0,9745	1,0574	1,0310	1,0100	0,9700	1,1542	0,9518
Casal sem filho	2,4156***	2,3226***	1,7061***	2,3126***	1,8922***	1,3856**	2,1401***	1,1145	1,5168***	1,6457***
Monoparental	1,2823**	1,0769	1,1639*	1,0309	0,9800	1,0200	0,9960	0,9213	0,9251	0,9825
Razão de dependência	0,9023	0,8838	0,8243	1,4060	0,8153	1,0610	1,3148	0,8939	0,9157	0,6468**
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	0,8943	0,9278	0,6141***	0,6578***	0,6023***	0,5555***	0,5632***	0,6346***	0,7714***	0,6133***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	0,6991**	0,5721***	0,4407***	0,6085***	0,4331***	0,4733***	0,4168***	0,5156***	0,5424***	0,4417***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	0,3899***	0,3675***	0,3858***	0,3279***	0,2673***	0,2248***	0,2332***	0,3202***	0,4369***	0,2976***
Região metropolitana	0,7867**	0,9070	1,0878	0,9725	1,1464**	1,1880***	1,1611**	0,9857	0,9992	1,1893**
Norte	0,4392***	0,5597***	0,7885*	0,4880***	0,6012***	0,6405***	0,4865***	0,5744***	0,8002**	0,8485
Nordeste	0,7997*	0,6684***	0,6835***	0,5579***	0,7986**	0,6783***	0,6114***	0,8110**	0,9010	0,8453*
Sul	1,3841**	1,0339	0,7082***	1,3356***	0,9747	0,9391	0,7463***	0,8204*	0,9741	0,8629
Centro-oeste	0,7056**	0,8794	0,7626**	1,0144	1,1861	1,0519	0,8392*	0,9142	0,9155	0,8352
Intercepto	0,5455***	0,5219***	0,7428**	0,5078***	0,6870***	0,5652***	0,5122***	0,3086***	0,2606***	0,3631
Número de Obs.	30 566	31 181	34 466	34 740	37 542	43 245	44 866	41 716	36 305	36 001
Pseudo-R ²	0,1708	0,1712	0,1793	0,1838	0,1903	0,1844	0,1879	0,1958	0,1999	0,1960

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 3: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – mulheres jovens de 15 a 29 anos)

Só trabalha	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,7843***	0,8225***	1,0273	1,2404***	1,4382***	1,4219***	1,5106***	1,444 ***	1,6725***	1,5316***
Idade (25 a 29)	0,6852***	0,8009***	1,1149**	1,3474***	1,7724***	1,8307***	2,0584***	1,8146***	2,0317***	1,9352***
Raça (branco)	0,7257***	0,6979***	0,7077***	0,7554***	0,7921***	0,7943***	0,8571***	0,7302***	0,8132***	0,768 ***
Anos de estudo (4 a 7)	1,0925**	1,0953*	1,1418***	1,1921***	1,1624***	1,2815***	1,4368***	1,6732***	1,7300***	2,0377***
Anos de estudo (8 a 10)	1,1335**	1,2691***	1,2666***	1,4385***	1,4200***	1,4959***	1,7822***	2,1340***	2,3656***	2,8937***
Anos de estudo (11 a 14)	2,4600***	2,4234***	2,4657***	2,6384***	2,636 ***	2,5485***	3,0469***	3,1510***	2,9847***	3,8210***
Anos de estudo (15 ou mais)	6,4513***	6,4681***	6,0961***	8,4533***	7,0188***	7,1460***	6,1927***	6,8516***	5,3603***	6,8002***
Unipessoal	4,1398***	4,1726***	3,0769***	4,0996***	3,3173***	3,3933***	2,6089***	2,4082***	2,5984***	2,7633***
Casal sem filho	0,6211***	0,6971***	0,7478***	0,845 ***	0,8370***	0,9517	0,9617	1,0215	1,0467	1,1953***
Monoparental	4,8012***	4,5003***	3,2749***	3,3613***	3,1601***	2,6499***	2,1527***	2,2662***	2,5588***	2,6221***
Razão de dependência	0,4804***	0,4730***	0,4131***	0,4737***	0,4197***	0,6581***	0,4888***	0,9156	1,0505	0,9739
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	1,5012***	1,3569***	1,8537***	2,6156***	2,1076***	2,7497***	2,0259***	3,0478***	3,2054***	3,0402***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	2,1503***	1,9428***	2,6452***	3,7751***	3,2675***	4,6839***	3,8432***	6,9950***	9,4273***	9,1418***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	3,2303***	2,8716***	3,6341***	5,4277***	4,1531***	5,3257***	4,5151***	9,7333***	15,5646***	19,0217***
Região metropolitana	1,0544	0,9374*	0,8615***	0,8598***	0,8107***	0,9065***	0,9686	1,0081	0,9039***	0,9924
Norte	0,7317***	0,6733***	0,8697**	0,7134***	0,8423***	0,7380***	0,6997***	0,7082***	0,6651***	0,7406***
Nordeste	0,8846***	0,8504***	1,0665	0,9533	1,0280	0,8931***	0,9113**	1,0127	0,8647***	0,9833
Sul	1,2424***	1,0883*	1,4348***	1,2168***	1,1763***	1,1432***	1,0753	1,2658***	1,1615***	1,2537***
Centro-oeste	0,7887***	0,7640***	0,9531	0,9055*	0,9833	0,8316***	0,8892**	0,8931**	0,7546***	0,8506***
Intercepto	0,7291***	0,8662*	0,5740***	0,2422***	0,3049***	0,2454***	0,2634***	0,1294***	0,0721***	0,0484***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 3: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – mulheres jovens de 15 a 29 anos) (Continuação)

Só estuda	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,0832***	0,0781***	0,0803***	0,0955***	0,1121***	0,1302***	0,1371***	0,1342***	0,1622***	0,1751***
Idade (25 a 29)	0,0202***	0,0181***	0,0219***	0,0223***	0,0326***	0,0441***	0,0508***	0,0507***	0,0545***	0,0544***
Raça (branco)	0,9260	0,9353	0,9416	1,0032	0,9975	1,0404	1,1595***	1,1274***	1,2683***	1,3029***
Anos de estudo (4 a 7)	3,2502***	2,8675***	3,1318***	3,0541***	2,7774***	1,9695***	1,5724***	2,5251***	2,7657***	3,6652***
Anos de estudo (8 a 10)	8,7654***	7,7286***	9,0299***	7,8218***	6,8578***	4,3246***	3,1526***	4,902 ***	4,8779***	7,1629***
Anos de estudo (11 a 14)	7,4143***	6,0556***	6,2081***	3,6299***	2,0069***	0,9958	0,6976***	1,0388	1,0275	2,246 ***
Anos de estudo (15 ou mais)	18,3165***	11,9558***	5,5087***	12,8735***	4,5719***	1,8477***	0,7707	1,9852***	1,8436***	3,169 ***
Unipessoal	2,0874***	1,2634	1,3190**	1,8003***	1,4129***	1,7796***	1,2407*	1,1208	1,5008***	1,595 ***
Casal sem filho	0,125 ***	0,1332***	0,1277***	0,1408***	0,1557***	0,1906***	0,1426***	0,2117***	0,2123***	0,2403***
Monoparental	2,1133***	2,296 ***	1,6439***	1,6104***	1,9387***	1,6799***	1,4172***	1,4584***	1,6133***	1,6158***
Razão de dependência	0,1205***	0,0925***	0,0949***	0,0927***	0,0811***	0,1164***	0,0813***	0,1213***	0,1084***	0,1238***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	1,0144	1,0231	1,1262**	1,2979***	1,2194***	1,3893***	1,2051***	1,4239***	1,2373***	1,2801***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	1,1111	1,4769***	1,5449***	1,4631***	1,7044***	2,348 ***	2,3454***	2,5672***	1,9517***	2,2140***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	2,659 ***	3,2272***	3,9864***	3,2481***	6,0644***	9,9815***	10,425 ***	10,4938***	6,5992***	6,4801***
Região metropolitana	1,1693***	1,0677	1,0784*	1,0745*	0,9811	0,9984	1,1672***	1,1253***	1,056	1,1498***
Norte	2,4483***	2,1165***	2,1553***	2,6296***	2,2438***	1,7287***	1,6706***	1,815 ***	1,6531***	1,5302***
Nordeste	2,8472***	2,3716***	2,2718***	2,3701***	2,1924***	1,8886***	1,7948***	1,7810***	1,5499***	1,5016***
Sul	0,9571	0,8039***	0,9159	0,9835	0,8372***	0,9234	0,8456**	1,0993	0,9083	0,8438**
Centro-oeste	1,4331***	1,2124***	1,2145***	1,5224***	1,2333***	1,0795	1,1176*	1,1641**	1,1600**	1,0488
Intercepto	0,5459***	0,7478***	0,7100***	0,6317***	0,9106	1,1932*	1,5137***	0,8097*	0,8965	0,4695***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 3: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – mulheres jovens de 15 a 29 anos) (Continuação)

Trabalha e estuda	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,2561***	0,2116***	0,2383***	0,2860***	0,3577***	0,4074***	0,4671***	0,4907***	0,5504***	0,5816***
Idade (25 a 29)	0,0825***	0,0778***	0,0970***	0,1226***	0,2017***	0,2674***	0,3697***	0,3608***	0,3917***	0,3589***
Raça (branco)	0,7283***	0,7648***	0,7879***	0,8884**	0,8828***	0,9059**	0,9488	0,9917	1,0610	1,0382
Anos de estudo (4 a 7)	2,2073***	2,0301***	1,9896***	2,5303***	1,7554***	1,8500***	1,4502***	2,0495***	2,9045***	4,142 ***
Anos de estudo (8 a 10)	6,9840***	6,0442***	6,456 ***	7,828 ***	6,5351***	5,4164***	4,5376***	6,7116***	8,9795***	17,1689***
Anos de estudo (11 a 14)	9,9476***	6,9237***	6,5882***	6,5670***	3,5561***	2,9351***	2,4859***	3,7031***	5,6257***	14,2284***
Anos de estudo (15 ou mais)	15,9302***	11,3105***	7,6080***	17,2479***	6,0845***	4,0883***	2,0515***	2,8894***	4,4026***	8,505 ***
Unipessoal	4,0268***	3,1793***	3,0031***	2,6810***	3,3678***	2,8933***	2,1532***	2,0502***	2,7800***	2,6490***
Casal sem filho	0,2146***	0,2047***	0,2289***	0,2620***	0,2506***	0,3072***	0,3567***	0,4237***	0,4531***	0,4825***
Monoparental	3,9727***	3,8434***	2,9331***	2,6027***	3,0121***	2,5639***	2,0882***	2,1024***	2,6174***	2,5612***
Razão de dependência	0,2406***	0,1751***	0,1314***	0,0973***	0,0788***	0,1354***	0,1126***	0,1841***	0,2492***	0,2398***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	1,3615***	1,6870***	1,7108***	1,9046***	1,9033***	1,9304***	1,6534***	2,3061***	2,3291***	2,6421***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	2,0378***	2,3955***	2,4685***	2,6246***	2,9601***	4,0638***	3,8175***	6,1645***	8,5658***	8,3006***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	4,3395***	5,0628***	5,1269***	4,8933***	6,9800***	12,0047***	11,5822***	19,5924***	26,9199***	29,9781***
Região metropolitana	0,9301	0,8337***	0,7331***	0,7936***	0,7548***	0,8827***	1,0288	0,9555	0,7990***	1,0590
Norte	1,2846***	1,0579	1,5657***	1,5298***	1,5462***	1,547 ***	1,3137***	1,2784***	1,1998**	1,1288*
Nordeste	1,6362***	1,2895***	1,6427***	1,3737***	1,6699***	1,7372***	1,4558***	1,5318***	1,2490***	1,3215***
Sul	1,1144	0,8004***	1,0218	1,1452**	1,0906	1,3292***	1,2161***	1,3864***	1,2657***	1,3616***
Centro-oeste	1,3204***	1,1137	1,1050	1,3235***	1,4597***	1,2977***	1,2277***	1,2974***	1,1265*	1,1447*
Intercepto	0,2017***	0,3347***	0,3713***	0,1922***	0,2830***	0,2231***	0,2601***	0,0955***	0,0331***	0,0118***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 3: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – mulheres jovens de 15 a 29 anos) (Continuação)

Estuda e procura trabalho	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,2146***	0,1365***	0,1752***	0,1869***	0,2436***	0,3022***	0,3226***	0,2954***	0,3002***	0,3246***
Idade (25 a 29)	0,0382***	0,0495***	0,0487***	0,0569***	0,0854***	0,1231***	0,1618***	0,1446***	0,1686***	0,1243***
Raça (branco)	0,7852**	0,8797	0,7617***	0,9012	0,8669**	0,9130	0,9327	0,9513	1,1208	1,0838
Anos de estudo (4 a 7)	4,9735***	3,7993***	4,1828***	4,1700***	2,9277***	2,2135***	1,9213***	1,7114***	3,9296***	1,8178**
Anos de estudo (8 a 10)	18,4258***	13,3061***	18,3138***	13,2218***	11,6756***	8,1788***	7,223 ***	7,2056***	12,1131***	6,7727***
Anos de estudo (11 a 14)	16,4601***	10,9234***	10,6034***	5,7239***	4,0627***	2,6321***	2,3131***	2,377 ***	3,5825***	3,1025***
Anos de estudo (15 ou mais)	47,4843***	30,8628***	15,4885***	12,4228***	10,43 ***	2,8347***	2,077 ***	2,8658***	5,0082***	3,6376***
Unipessoal	3,5098***	1,8721**	1,8855***	1,8476***	2,1471***	2,4181***	2,0516***	2,0837***	2,0945***	1,8469***
Casal sem filho	0,1821***	0,1434***	0,1847***	0,1574***	0,2372***	0,2734***	0,2585***	0,3704***	0,3791***	0,4429***
Monoparental	3,5359***	3,1846***	2,1938***	2,1987***	2,5977***	2,4505***	1,9603***	1,9376***	2,1164***	2,0368***
Razão de dependência	0,1086***	0,0501***	0,0699***	0,0406***	0,039 ***	0,0818***	0,0638***	0,0892***	0,099 ***	0,1124***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	0,8776	0,8770	1,0142	0,7951**	0,9615	1,0052	1,0745	1,2474***	1,2415**	1,0100
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	1,0367	0,8730	1,0616	0,8623	1,0529	1,392 ***	1,4194***	1,8391***	1,6756***	1,6206***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	1,4080*	1,1422	1,7348***	1,0661	1,9219***	2,8017***	3,0068***	3,9385***	3,6669***	2,6866***
Região metropolitana	1,2558**	1,2571**	1,2766***	1,3898***	1,3100***	1,5727***	1,5093***	1,4395***	1,0703	1,3546***
Norte	0,8460	1,0550	2,3944***	1,4439***	1,5631***	1,4218***	1,1026	0,9825	1,2897**	1,2021*
Nordeste	2,368 ***	1,3221**	2,075 ***	1,5684***	1,5675***	1,4329***	1,0891	1,1637**	1,2049**	1,223 **
Sul	0,9855	0,8892	1,0213	0,9743	1,0279	1,1233	0,7157***	0,9849	0,8596	0,8558
Centro-oeste	1,1851	1,1115	1,0018	1,725 ***	1,3095***	1,0986	1,1669*	1,1683*	1,2163*	1,3173***
Intercepto	0,0291***	0,0827***	0,1013***	0,1583***	0,2416***	0,2059***	0,3032***	0,1733***	0,0679***	0,1138***

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tabela 3: Resultados dos modelos multinomiais para as combinações de estudo, trabalho e procura por trabalho (Brasil – mulheres jovens de 15 a 29 anos) (Continuação)

Não trabalha e nem estuda, mas procura trabalho	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Idade (20 a 24)	0,7187***	0,6169***	0,7847***	0,8214***	1,0011	0,9957	1,1097*	1,0472	1,1035	1,0387
Idade (25 a 29)	0,4847***	0,4743***	0,7184***	0,7068***	0,9750	0,8724**	0,9322	0,9660	0,9969	0,9399
Raça (branco)	0,8052***	0,6986***	0,7698***	0,8265***	0,7634***	0,8036***	0,8481***	0,7775***	0,8864**	0,8612***
Anos de estudo (4 a 7)	1,6363***	1,5069***	1,5084***	1,4883***	1,3552***	1,324 ***	1,7353***	1,7749***	1,4985***	1,5991***
Anos de estudo (8 a 10)	2,6606***	2,4763***	1,9615***	2,063 ***	1,6831***	1,6603***	2,1157***	2,5841***	1,8438***	2,1135***
Anos de estudo (11 a 14)	6,0081***	6,0372***	4,089 ***	3,5634***	4,262 ***	3,9719***	4,5579***	5,0607***	3,2863***	3,7388***
Anos de estudo (15 ou mais)	14,2079***	11,8305***	9,4891***	8,0686***	9,1605***	8,1671***	8,3086***	11,4852***	6,3839***	6,7012***
Unipessoal	2,8678***	2,4691 ***	2,0515***	3,1551***	2,2938***	2,3874***	1,9361***	1,5919***	1,4228***	1,9679***
Casal sem filho	0,6286***	0,5713***	0,9087	0,7935**	0,756 ***	0,9122	1,0395	1,1563*	0,9083	1,0347
Monoparental	2,7367***	2,7772***	2,9098***	2,4587***	2,4967***	2,1214***	1,9353***	1,7936***	1,6865***	2,0170***
Razão de dependência	0,1412***	0,1161***	0,2096***	0,2632***	0,2296***	0,3158***	0,3443***	0,3056***	0,3875***	0,3001***
Quartil da renda fam. per cap. (2º)	0,5983***	0,677 ***	0,7085***	0,785 ***	0,6798***	0,7796***	0,8192***	0,8181***	0,8015***	0,7500***
Quartil da renda fam. per cap. (3º)	0,5025***	0,5722***	0,5682***	0,6517***	0,5523***	0,5757***	0,7019***	0,647 ***	0,6231***	0,651 ***
Quartil da renda fam. per cap. (4º)	0,2848***	0,3623***	0,3445***	0,4164***	0,3596***	0,3629***	0,4298***	0,3844***	0,414 ***	0,4734***
Região metropolitana	1,3346***	1,6766***	1,3994***	1,3638***	1,2997***	1,3367***	1,4368***	1,491 ***	1,0510	1,1576***
Norte	0,5915***	0,8030*	1,2683**	0,8155**	0,7369***	0,6406***	0,5943***	0,5812***	0,5925***	0,6997***
Nordeste	0,9435	0,8369*	1,1461**	0,7588***	0,6809***	0,6269***	0,734 ***	0,8012***	0,7612***	0,7294***
Sul	1,1755	1,0428	1,1876**	1,1177	1,0545	0,8935	0,8011***	0,9034	0,9122	0,7931***
Centro-oeste	0,8039*	0,8522	1,0358	1,0183	0,9123	0,6142***	0,7914***	1,0196	0,7036***	0,7561***
Intercepto	0,2409***	0,2198***	0,248 ***	0,3175***	0,4622***	0,4685***	0,3400***	0,2510***	0,3226***	0,3014***
Número de Obs.	33712	33511	37009	36274	39325	45511	46490	42460	37380	36718
Pseudo-R ²	0,1714	0,1763	0,1731	0,1877	0,1886	0,1863	0,1817	0,1941	0,2058	0,1977

¹ Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs

² coeficientes em termos de Razão de Riscos Relativos (RRR);

³ * p – valor < 0,10, ** p – valor < 0,05 e *** p – valor < 0,01;

⁴ categoria omitida: não trabalha, não estuda e nem procura trabalho.

Tillmann e Comim (2016) observaram resultados nessa mesma linha, os quais indicaram que jovens da raça branca, independentemente do sexo, permanecem mais tempo estudando e acumulando capital humano. Os autores também verificaram que mulheres negras são as mais propensas a estarem na inatividade.

Para as demais categorias, o efeito da variável de cor da pele não foi conclusivo, seja porque os coeficientes não foram significativos, ou devido ao fato de estes terem apenas oscilado ao longo do tempo, não permitindo identificar nenhuma tendência clara.

Os coeficientes das variáveis de grupos de anos de estudo sinalizam aumentos nas chances de os jovens de ambos os sexos estarem em qualquer uma das demais categorias de ocupação, vis-à-vis serem nem-nem-nem. Os efeitos marginais desses regressores encontram-se ilustrados nos gráficos da Figura 4, e apontam um efeito no sentido de reduzir as chances da inatividade, com maior magnitude no caso das mulheres.

Em relação aos jovens sem instrução e com até 3 anos de estudo (grupo base), os resultados para a variável de grupo educacional de 4 a 7 anos, que contempla em sua maioria jovens de 15 a 19 anos, apresentaram efeitos marginais com maiores magnitudes sobre as chances de apenas estudar, e de trabalhar e estudar. É importante destacar como a partir da segunda metade da década de 2000 a categoria de trabalho e estudo ganhou força entre as jovens do sexo feminino. Em paralelo a esses efeitos, houve redução nas chances de os jovens apenas trabalharem, apesar de que tal efeito foi perdendo força com o passar dos anos. Para o segundo grupo de anos de estudo (8 a 10 anos), além de se observar novamente efeitos marginais expressivos sobre as probabilidades de trabalhar e estudar, e somente estudar, também chama a atenção o crescimento da categoria “estuda e procura trabalho”.

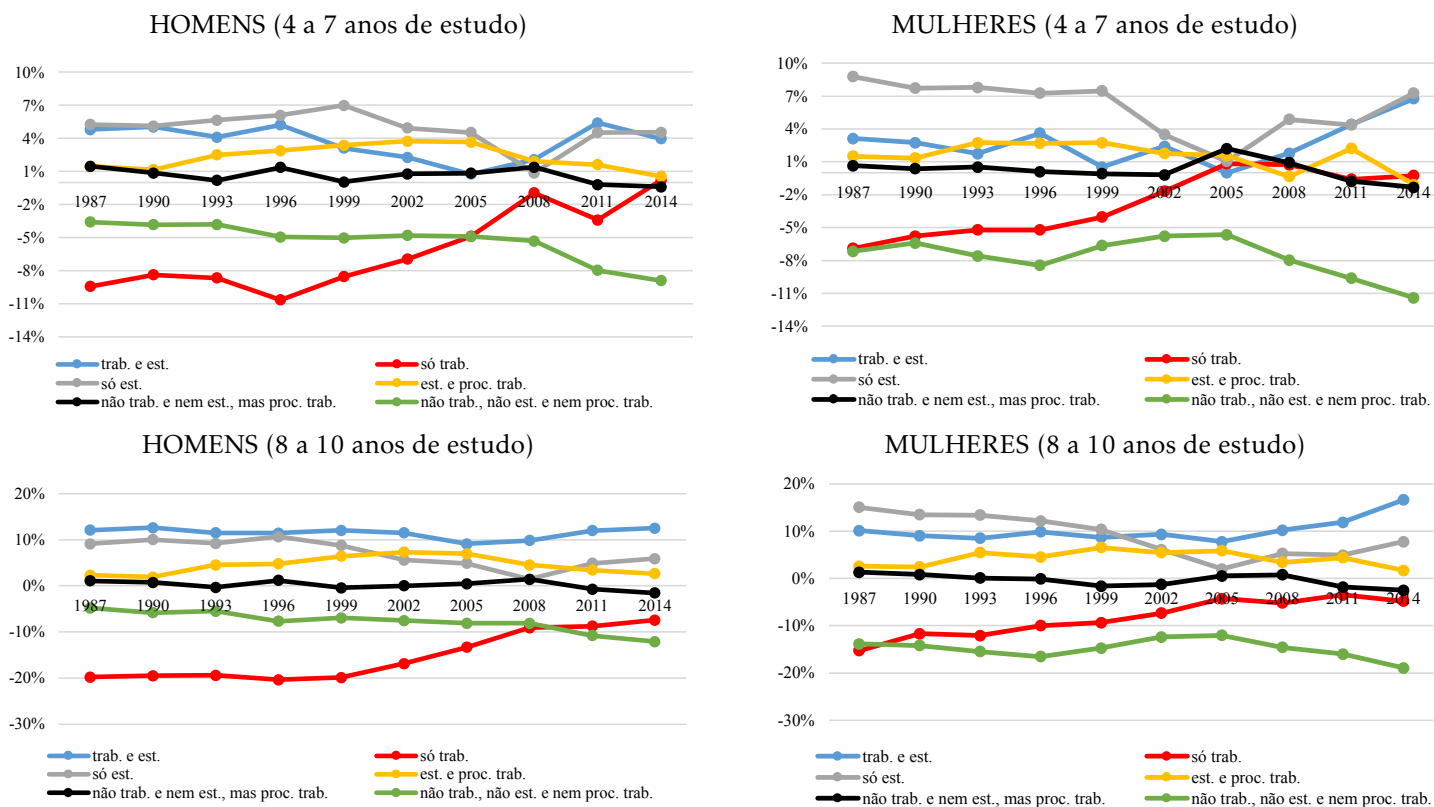
Efeitos diferentes dos anteriores podem ser notados para o terceiro grupo educacional (11 a 14 anos de estudo), que em geral corresponde àqueles que estão cursando o ensino médio. Para os homens jovens, o efeito marginal sobre as chances de apenas estudar vai decrescendo com o tempo (chegando a se tornar negativo), à medida em que crescem as chances de o jovem procurar trabalho (enquanto estuda ou não). Apesar da queda observada ao longo dos anos 1990, os efeitos sobre a categoria de trabalho e estudo também foram elevados, voltando a crescer em meados dos anos 2000.

No caso das mulheres, o resultado que merece maior destaque é o efeito positivo sobre as chances de as mesmas apenas trabalharem. Tal efeito, que era nulo até 1993, torna-se positivo a partir da segunda metade dos anos 1990 e consolida-se nos anos 2000. Simultaneamente, também se verifica aumentos nas chances de as jovens procurarem emprego enquanto não trabalham e nem estudam, juntamente com um aumento relevante na probabilidade de conciliar estudo e trabalho a partir da segunda metade dos anos 2000.

Finalmente, acerca do último grupo de anos de estudo (15 anos ou mais), que contempla o ensino médio completo e o ensino superior, é notório os efeitos positivos sobre as chances de as mulheres apenas trabalharem, ou estarem procurando emprego. As chances de as mesmas apenas estudarem caiu de forma considerável ao longo dos períodos. Com relação aos homens, a categoria “só estuda” também é a que apresenta maior queda, enquanto os efeitos negativos sobre a categoria “só trabalha” vão perdendo força. Efeitos positivos podem ser observados para as chances de conciliar trabalho e estudo, juntamente com as de procura por trabalho.

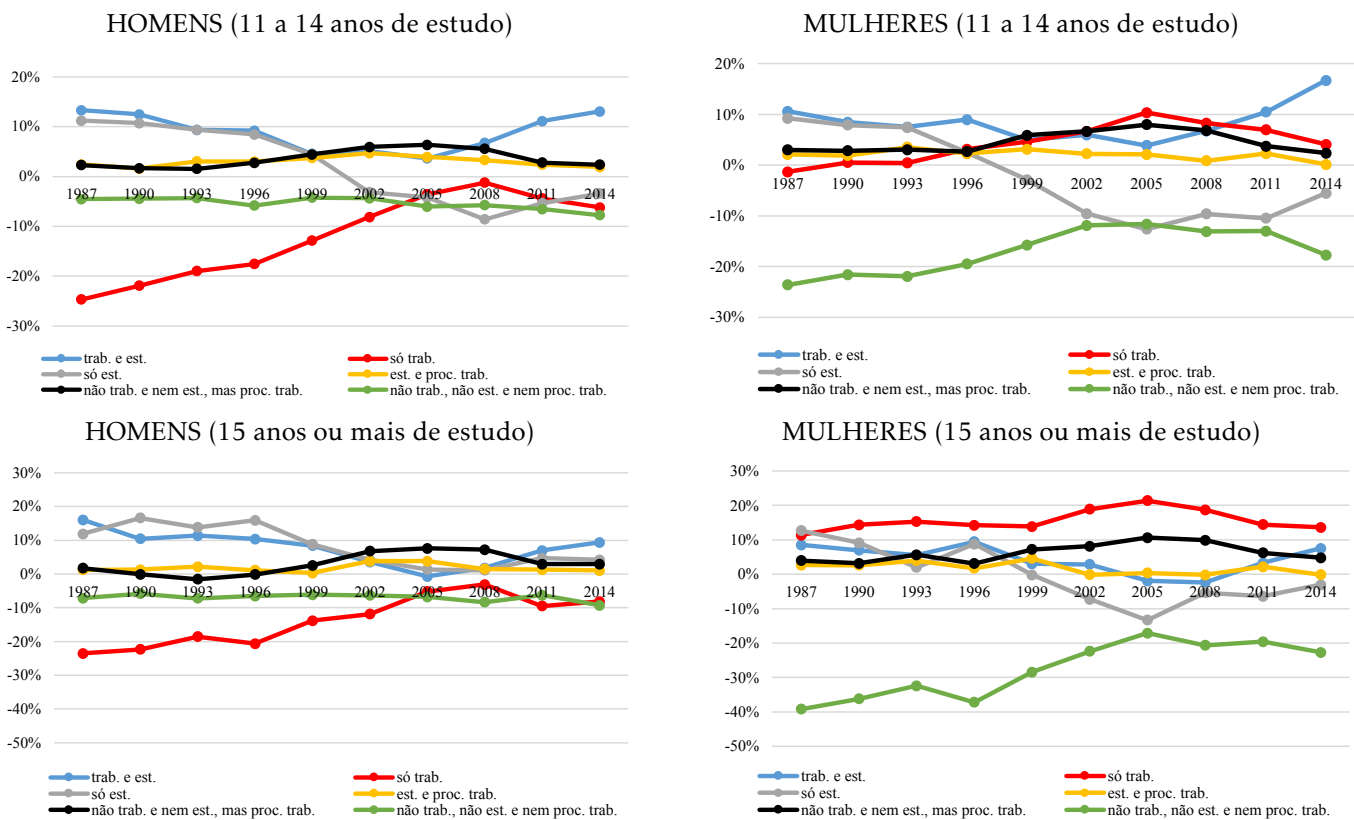
O tamanho e a composição do domicílio são fatores relevantes na repartição de recursos e tarefas entre seus membros, tendo, por consequência, efeitos nas escolhas de alocação do tempo por parte dos jovens entre as atividades aqui analisadas. O *tradeoff* entre quantidade e qualidade de filhos, apontado inicialmente por Becker (1960), foi um dos elementos que primeiro demonstrou como o tamanho da família afeta os investimentos em educação, influenciando nas escolhas entre estudo e trabalho por parte do jovem. Posteriormente, questões relacionadas à renda familiar e restrições ao crédito, bem como a tolerância da sociedade em relação ao trabalho infantil, também passaram a ser consideradas Corseuil, Santos e Foguel (2001).

Figura 4: Evolução do efeito marginal das variáveis de anos de estudo sobre as probabilidades preditas (% – Brasil, jovens de 15 a 29 anos)



Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Figura 4: Evolução do efeito marginal das variáveis de anos de estudo sobre as probabilidades preditas (% – Brasil, jovens de 15 a 29 anos) (*Continuação*)



Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Tendo isso em vista, as Figuras 5 e 6 captam o impacto de variáveis familiares sobre as escolhas dos jovens. Tais efeitos são importantes de serem avaliados, uma vez que representam impactos indiretos oriundos das mudanças demográficas recentes pelas quais o Brasil tem passado, bem como importantes aspectos da transição para a vida adulta. Trabalhos como os de [Corseuil, Santos e Foguel \(2001\)](#), [Cabanas, Komatsu e Menezes Filho \(2014\)](#) e [Santos, Queiroz e Verona \(2021\)](#) identificaram relação significativa dessas variáveis com a alocação de tempo dos jovens.

Os efeitos das variáveis de tipo de família (Figura 5) tomam como referência o tipo familiar “casal com filho(s)”. Inicialmente, observa-se que o arranjo familiar do tipo “unipessoal” aparenta ter efeitos mais relevantes sobre jovens do sexo feminino. Nesse caso, as chances de as jovens apenas trabalharem aumentou em cerca de 10 p.p. ao longo dos anos 2000. Também é notório seu efeito de redução nas chances de dedicação exclusiva aos estudos e de a mesma ser nem-nem-nem, juntamente com um aumento (em menor magnitude) na probabilidade de conciliar estudo e trabalho. Já para os homens, verifica-se maiores chances de apenas trabalhar, concomitante à redução nas chances de apenas estudar.

Para o arranjo “casal sem filho(s)”, no caso dos homens, o efeito de modo geral segue a mesma tendência do caso anterior (unipessoal), porém com magnitudes mais elevadas. Dessa forma, esse arranjo familiar tem um impacto significativo de aumento nas chances de os jovens apenas trabalharem. Acontece que, ao observar apenas famílias de casais, necessariamente os jovens pertencentes a tais estruturas familiares precisam estar na condição de provedor, já que não estão na posição de filho dentro do referido arranjo familiar. Vale ressaltar que esse efeito foi caindo com o passar dos anos, variando de mais de 21 p.p., em 1987, para pouco mais de 15 p.p., em 2014. No caso da categoria “só estuda”, os efeitos de redução ficaram em torno de -11 p.p., bem acima dos efeitos observados para a família unipessoal. Não é surpreendente que os jovens casais enfrentem dificuldades para apenas estudar, dadas as responsabilidades financeiras do domicílio. De maneira distinta, para os jovens em estruturas unipessoais pode ser mais comum a transferência de renda de outras unidades domiciliares como, por exemplo, a de residência dos pais. Adicionalmente, também é possível observar efeitos positivos nas chances de o jovem não estudar e nem trabalhar, mas procurar trabalho.

Já para as mulheres jovens, o resultado mais importante é o efeito positivo sobre as chances de as mesmas serem nem-nem-nem. Isto é, estar casada e sem filhos tem um efeito de aumentar as chances de inatividade para as mulheres. Todavia, mais relevante ainda é observar como esse efeito vai se reduzindo com o passar do tempo, e se elevam as chances de as mulheres apenas trabalharem, ou ao menos procurarem trabalho. Além disso, há um forte efeito negativo nas chances de as jovens somente estudarem.

O tipo “monoparental” é o arranjo familiar que apresenta as maiores diferenças de gênero entre os jovens. No caso dos homens, o efeito é negativo sobre as chances de apenas trabalhar ou apenas estudar, mas é positivo nas chances de ser nem-nem-nem, ou de apenas procurar trabalho. Enquanto para as mulheres, o efeito é bastante expressivo no aumento da probabilidade de apenas trabalhar (ou de estudar e trabalhar) e negativo nas chances de ser nem-nem-nem. Dado que este arranjo é bem mais comum entre as mulheres, fica claro que ser mãe solteira ou filha em uma família monoparental atua no sentido de ativação das jovens no mercado de trabalho. Seja como filha ou

como mãe, estar em uma família monoparental para uma jovem configura um resultado visivelmente distinto do observado para os jovens do sexo masculino.

A outra variável considerada e que também contempla aspectos familiares é a razão de dependência. Esta consiste na relação entre a quantidade de crianças e idosos e o tamanho da família, tendo por finalidade captar o efeito da presença de membros inativos e que em geral precisam de cuidados diferenciados. De acordo com a literatura, a presença de tais membros no domicílio diminui as chances de o jovem se dedicar exclusivamente ao estudo, uma vez que estes passam a ajudar mais intensamente nas tarefas domésticas e nos cuidados aos membros mais dependentes (LEME; WAJNMAN, 2000). Por outro lado, em alguns casos essa situação pode induzir a ativação precoce dos jovens no mercado de trabalho. Logo, a relação de dependência, considerando o quantitativo de crianças e idosos, pode ter um efeito ambíguo para os jovens.

Os gráficos da Figura 6 ilustram os efeitos marginais dessa variável sobre os jovens. No caso dos indivíduos do sexo masculino é notório que, quanto maior a razão de dependência, maiores as chances de os mesmos apenas trabalharem. Durante todo o período, o efeito marginal ficou acima de 15 pontos percentuais. Além disso, essa variável também agiu no sentido de reduzir as chances de o jovem estar nas demais categorias.

Para as mulheres, os resultados são mais interessantes, pois apresentaram mudanças significativas ao longo dos anos. Até meados de 2005, a situação desse grupo era bem distinta daquela observada para os homens. Isto é, o efeito de uma maior proporção de idosos e crianças na família atuava tanto no sentido de elevar as chances de as mulheres apenas trabalharem, quanto de serem nem-nem-nem (sendo que o efeito sobre esta última categoria era bem maior).

Na segunda metade da década de 2000 a situação muda, com a referida variável impactando mais intensamente nas chances de as jovens apenas trabalharem. Esse resultado pode estar interligado ao efeito das famílias multigeracionais, compostas, por exemplo, de uma mãe jovem ativa no mercado de trabalho e que compartilha as atividades de cuidado com uma avó que precisa cuidar dos netos. Em tais estruturas, a decisão das jovens por apenas trabalhar deixa de ser uma escolha, para configurar uma necessidade, uma vez que a responsabilidade financeira de manter uma família multigeracional é elevada. Adicionalmente, durante todo o período se verificou uma forte redução nas chances de dedicação exclusiva ao estudo. O efeito marginal ficou em quase -16 p.p. em 2014. Também foi negativo o impacto nas chances de estudar e trabalhar.

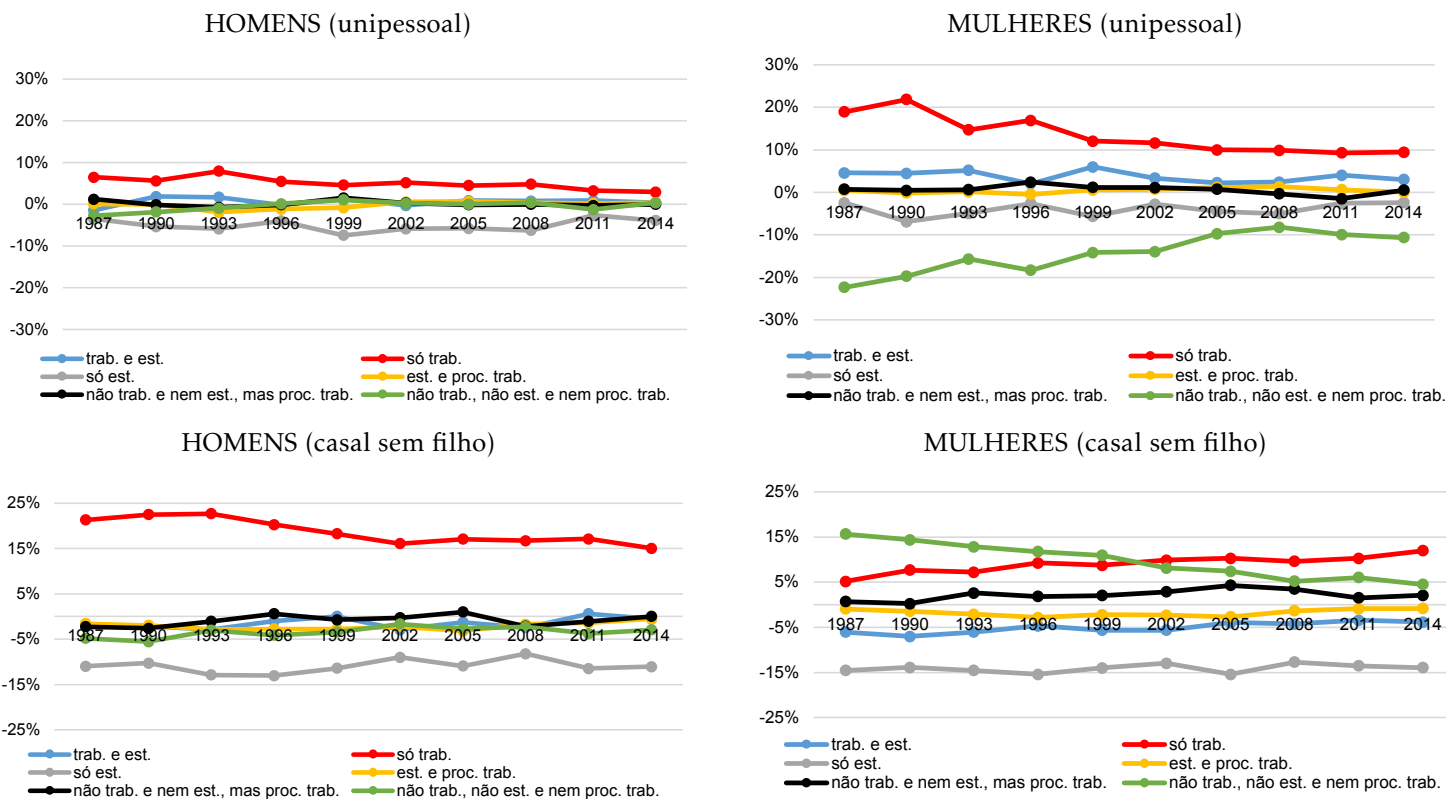
Cabanas, Komatsu e Menezes Filho (2014) encontraram uma forte relação entre a renda familiar do jovem e a sua condição de ocupação. Os autores observaram que uma maior renda domiciliar é capaz de proporcionar melhores condições de qualificação para os filhos, que passam a se dedicar mais aos estudos. Desse modo, os incrementos reais da renda dos trabalhadores adultos, observados ao longo dos anos 2000, seria um fator de destaque na explicação do crescimento da parcela de jovens que apenas estudam. Nessa linha, na Figura 7 são apresentados os gráficos dos efeitos marginais da variável de quartil da renda familiar per capita. Nota-se que o efeito da renda segue uma tendência similar entre os jovens de ambos os sexos.

Para aqueles cuja renda familiar se enquadra no segundo ou no terceiro quartil, tem-se um efeito, em relação àqueles situados no primeiro quartil,

de aumento nas probabilidades de somente trabalhar e de conciliar estudo e trabalho. Ao mesmo tempo, há efeitos negativos nas chances de apenas procurar trabalho ou de ser inativo. Fica evidente que maiores níveis de renda têm efeitos expressivos (próximo de -20 p.p., em 2011 e em 2014) na redução das chances de as jovens serem nem-nem-nem.

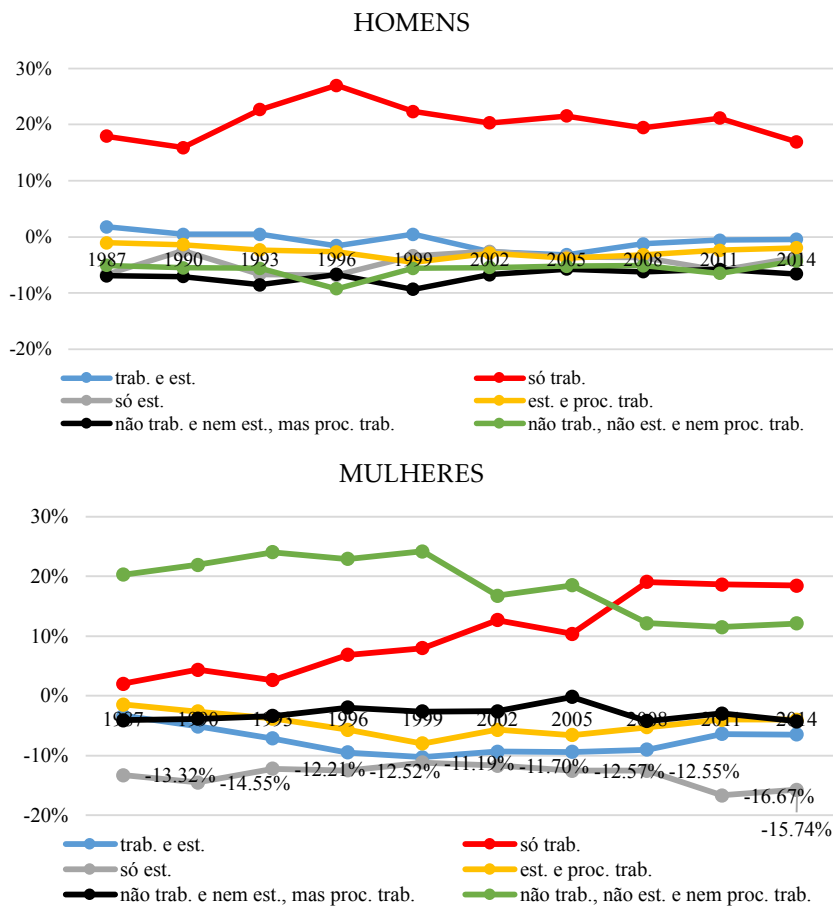
Por sua vez, os jovens que se situam no último quartil são aqueles que apresentam os mais elevados níveis de renda familiar per capita. Nesse caso, além de aumentar a probabilidade de o jovem apenas trabalhar, e estudar e trabalhar, verifica-se também efeitos positivos sobre a categoria “só estuda”. Tomando por base o que foi discutido em [Leme e Wajnman \(2000\)](#) e [Escolano e Pazello \(2014\)](#), famílias mais ricas tendem a ser mais escolarizadas e, por sua vez, estimulam a educação de seus filhos. Desse modo, em geral, tende a ocorrer uma transmissão intergeracional de educação ([TILLMANN; COMIM, 2016](#)), o que pode perpetuar desigualdades. Todavia, também se observou que, tanto para homens quanto para mulheres, esse efeito sobre apenas estudar cai a partir de 2005, ficando muito próximo de zero em 2014. Por fim, novamente tem-se efeitos de redução nas chances de apenas procurar trabalho ou de ser nem-nem-nem, sobretudo no caso das mulheres.

Figura 5: Evolução do efeito marginal da variável de tipo de família sobre as probabilidades previstas (% – Brasil, jovens de 15 a 29 anos)



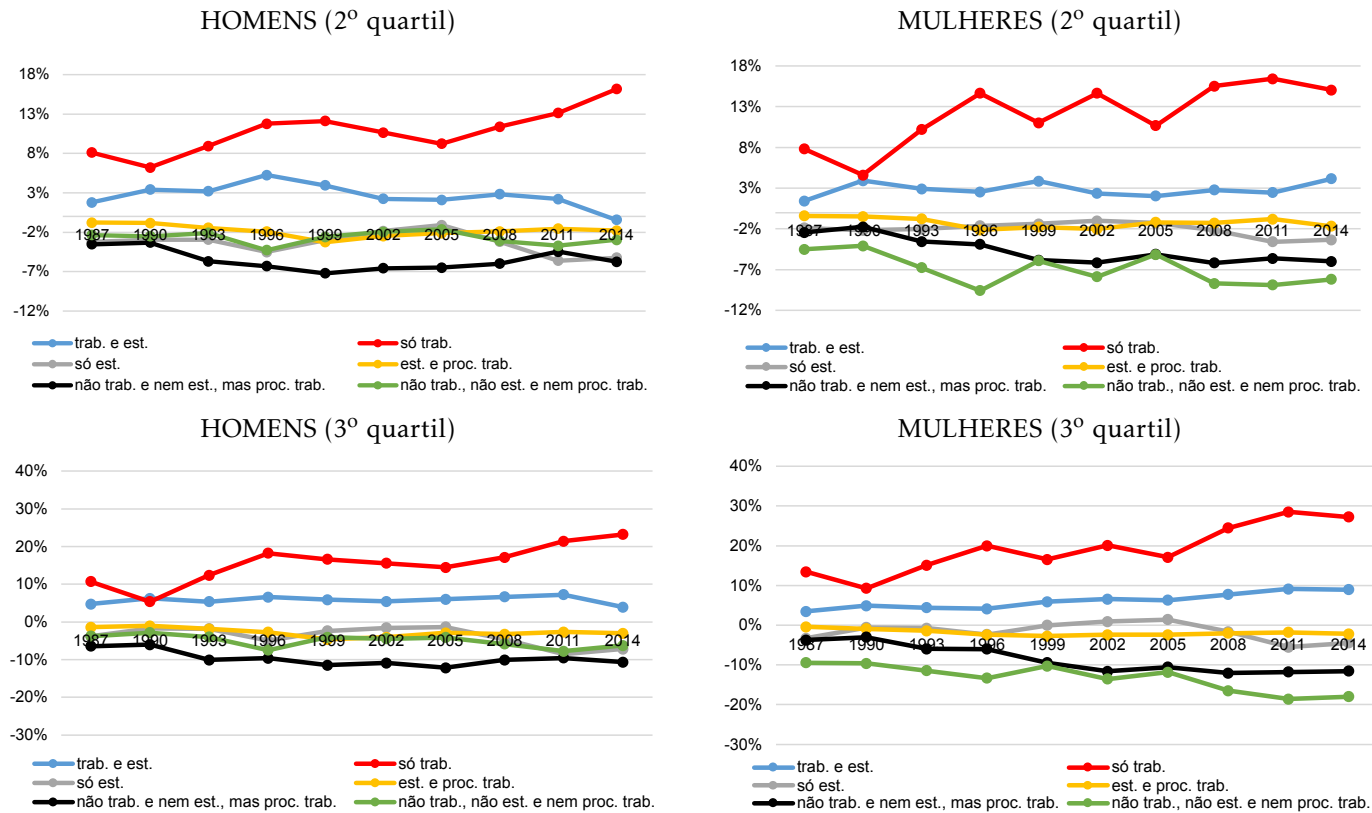
Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Figura 6: Evolução do efeito marginal da variável de razão de dependência sobre as probabilidades previstas (% – Brasil, jovens de 15 a 29 anos)



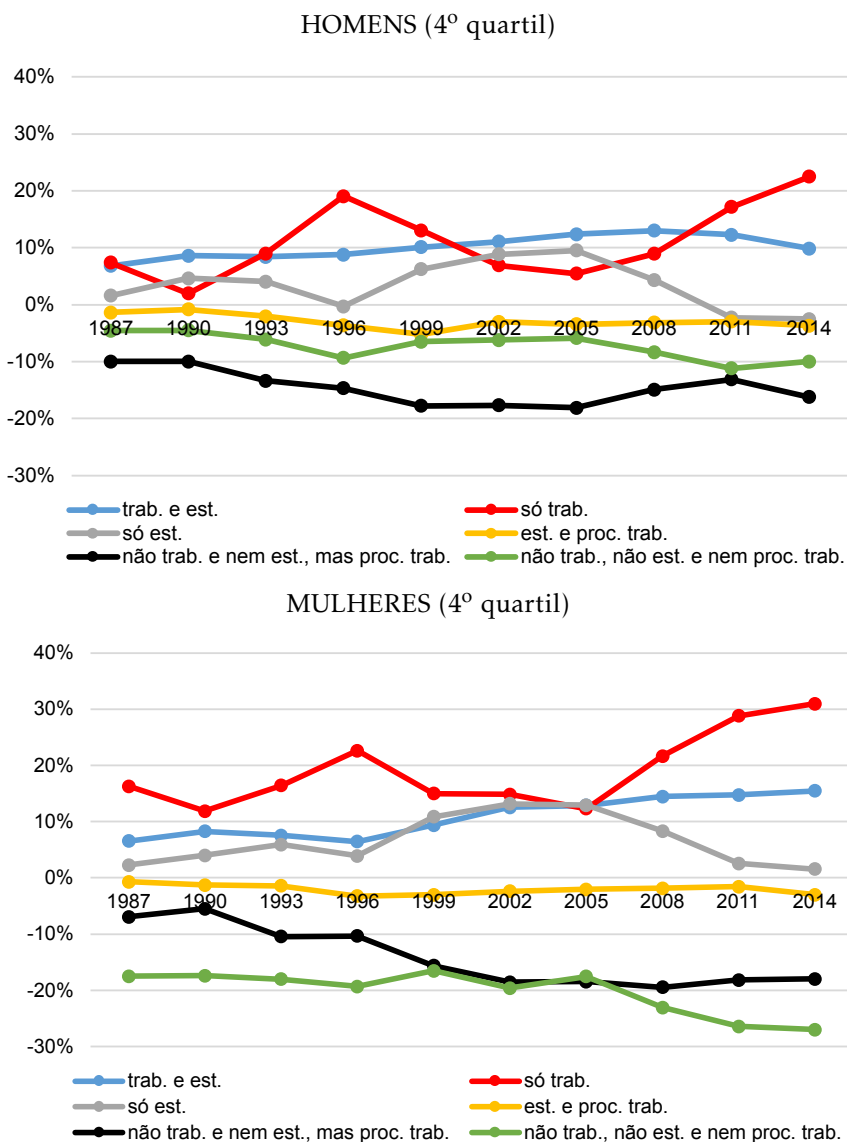
Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Figura 7: Evolução do efeito marginal da variável de quartil da renda familiar *per capita* sobre as probabilidades previstas (jovens de 15 a 29 anos)



Fonte: elaboração dos autores a partir dos microdados das PNADs.

Figura 7: Evolução do efeito marginal da variável de quartil da renda familiar *per capita* sobre as probabilidades previstas (jovens de 15 a 29 anos) (**Continuação**)



5 Considerações Finais

Este estudo buscou entender de que forma as transformações demográficas têm influenciado as escolhas ocupacionais dos jovens brasileiros. Observou-se que pelo menos desde o final dos anos 1980 as alterações em termos de demanda por educação e dinâmica familiar provocaram alterações importantes nas decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho para esse grupo etário, de tal modo que os efeitos de uma série de regressores variaram ao longo do tempo e de forma diferente entre homens e mulheres.

Entre 1987 e 2014, a proporção de jovens do sexo masculino dedicados exclusivamente ao trabalho caiu de mais de 65% para cerca de 50%, sendo que tal redução ocorreu concomitantemente ao aumento da parcela de jovens nas categorias “trabalha e estuda” e “só estuda”. No caso das mulheres, apesar de permanecer elevada a proporção das jovens que estão fora da PEA, tem havido uma redução expressiva em tal proporção ao longo dos anos. Também cresceu o percentual de mulheres que trabalham e estudam, e que procuram trabalho. O expressivo aumento na demanda por educação ajuda a explicar tais fenômenos. Enquanto em 1987 cerca de 20% dos jovens possuíam apenas de 0 a 3 anos de estudo, essa proporção não chegava a 4% em 2014. Em paralelo a isso, as taxas de jovens com 15 ou mais anos de estudo mais do que duplicaram nesse período. Esse aumento dos anos de estudo teve por consequência o crescimento no percentual de jovens que passaram a somente estudar, ou a conciliar trabalho e estudo.

As questões familiares também são essenciais para a compreensão dos resultados verificados, sobretudo para as mulheres. Para o período examinado, ficou evidente que os arranjos familiares se alteraram de forma significativa, em decorrência da redução no número de matrimônios, do aumento das uniões consensuais, dos divórcios e da maior participação da mulher no mercado de trabalho. Com isso, a proporção de jovens pertencentes ao tipo de família “casal com filhos” caiu de quase 70% para 58%, sinalizando que a família nuclear tradicional vem perdendo espaço frente a formas alternativas. Ao mesmo tempo, o modelo predominante de tamanho familiar passou a ser o de 1 a 3 membros, enquanto em anos anteriores predominava o de 4 a 6 indivíduos.

As estimativas para as mulheres jovens indicaram que estar casada e sem filhos tem um efeito de aumentar as chances de inatividade, comparativamente às mulheres casadas e com filhos. Entretanto, tal efeito vem decaindo com o passar do tempo, na medida em que se expande as chances de as mulheres apenas trabalharem, ou ao menos procurarem trabalho. Acerca do tipo familiar “monoparental”, arranjo bem mais comum entre as mulheres do que entre os homens, ser mãe solteira atua no sentido de ativação das jovens no mercado de trabalho. De forma complementar, o efeito da variável de razão de dependência também apresentou variações ao longo dos anos. Até meados de 2005, uma maior proporção de idosos e crianças na família atuava principalmente no sentido de elevar as chances de as mulheres serem nem-nem-nem. Mas, na segunda metade da década de 2000, a situação muda, com a referida variável impactando mais intensamente nas chances de as jovens apenas trabalharem.

O fato de pertencer a diferentes tipologias de famílias implica em distintas chances de inatividade e desemprego para os jovens. As características familiares permanecem sendo uma base fundamental das sociedades, afetando saúde, bem-estar e oferta de trabalho. A associação entre tais características e a oferta de trabalho dos jovens está aparente nos resultados obtidos, com visíveis transformações nos mecanismos de atuação dos aspectos familiares para homens e mulheres ao longo dos anos.

Ademais, as questões de raça e renda permanecem sendo importantes no contexto brasileiro. Os jovens brancos, de ambos os sexos, possuem maiores chances de se dedicarem apenas ao estudo. Particularmente para as mulheres, há um significativo efeito de redução na probabilidade de ser nem-nem-nem. A taxa de nem-nem-nem para mulheres brancas caiu pela metade entre 1987

e 2014 (de 32% para 16%), ao passo que para as mulheres negras a queda foi menos significativa (de 33% para 21%). Com relação à renda, níveis mais elevados diminuem fortemente as chances de ser nem-nem-nem, ao passo em que vem crescendo a probabilidade de combinar estudo e trabalho. Observa-se, portanto, fortes indicativos de que a situação ocupacional e de estudo dos jovens pode potencializar desigualdades já marcantes da sociedade brasileira.

Em suma, esses resultados são importantes para que se compreenda a necessidade de considerar os efeitos demográficos e geracionais sobre as decisões encaradas pela juventude, deixando claro que ainda há um forte componente de gênero e raça presentes nesse processo brasileiro. As variações nos coeficientes estimados mostram que tem havido uma maior procura por qualificação educacional e propensão a combinar estudo e trabalho, o que tende a adiar algumas etapas da transição para a vida adulta. Para as mulheres, ficou evidente que a transição educacional tem tido um forte impacto em suas posições, ao mesmo tempo em que os aspectos familiares têm perdido força sobre as chances de torná-las nem-nem-nem. Assim, os resultados mostram que as transformações estruturais vêm agindo no sentido de ativação das mesmas no mercado de trabalho.

Ao observar o cenário atual, faz-se necessário considerar que a pandemia pode representar uma quebra estrutural e aprofundar desigualdades. A Covid-19 afeta de diferentes maneiras os domicílios e, por conseguinte, a situação ocupacional dos membros familiares. Por exemplo, a resposta ao fechamento das escolas é, por um lado, uma menor oferta de trabalho das mulheres e, por outro, uma maior dificuldade de conclusão dos estudos e realização da transição para a força de trabalho pelos jovens.

Compreender exatamente como as decisões de estudo, trabalho e procura por trabalho por parte dos jovens respondem à Covid-19 no Brasil ainda é algo a ser explorado. Contudo, os indícios do presente estudo apontam para a realidade de que os padrões do desemprego e da inatividade são preocupantes e desiguais entre os jovens brasileiros desde antes da pandemia. Nesse contexto, pensar políticas que garantam um acesso ao mercado de trabalho e às escolas de maneira mais igualitária para a juventude necessariamente tangencia questões familiares.

Referências

- BECKER, G. S. An Economic Analysis of Fertility. *In: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH* (ed.). *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New York: Columbia University Press, 1960. p. 209–240.
- BERCOVICH, A. M. Demographic discontinuities: youth waves and labour market structure in Brazil. *In: XXV INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE*. Tours: International Union for the Scientific Study of Population, 2005.
- BERCOVICH, A. M.; MADEIRA, F. R.; TORRES, H. G. Descontinuidades Demográficas. *In: FUNDAÇÃO SEADE* (ed.). *20 Anos no Ano 2000 – Estudos sociodemográficos sobre a juventude paulista*. São Paulo: Fundação Seade, 1998.
- BOERTIEN, D.; BERNARDI, F. Gendered Diverging Destinies: Changing Family Structures and the Reproduction of Educational Inequalities Among Sons and Daughters in the United States. *Demography*, v. 59, p. 111–136, 2022.
- BROWN, S. L.; STYKES, J. B.; MANNING, W. D. Trends in children’s family instability, 1995–2010. *Journal of Marriage and Family*, v. 78, p. 1173–1183, 2016.
- CABANAS, P.; KOMATSU, B. K.; MENEZES FILHO, N. A. Crescimento da Renda e as Escolhas dos Jovens entre os Estudos e o Mercado de Trabalho. *In: 42º Encontro Nacional de Economia. Anais[...]*. ANPEC, 2014.
- CAMARANO, A. A.; KANSO, S. *O Que Estão Fazendo os Jovens Que Não Estudam, Não Trabalham e Não Procuram Trabalho?* Brasília, 2012.
- CAMARANO, A. A.; MELLO, J. L. Introdução. *In: CAMARANO, A. A.* (ed.). *Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?* Brasília: IPEA, 2006.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CARVALHO, J. A. M.; GARCIA, R. A. Envelhecimento da População Brasileira: um enfoque demográfico. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 19, p. 725–733, 2003.
- CAVANAGH, S. E.; FOMBY, P. Family instability in the lives of American children. *Annual Review of Sociology*, v. 45, p. 493–513, 2019.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. *Decisões Críticas em Idades Críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina*. Brasília, 2001.
- CORSEUIL, C. H. L. *et al.* A Rotatividade dos Jovens no Mercado de Trabalho Formal Brasileiro. *In: CORSEUIL, C. H. L.; BOTELHO, R. U.* (ed.). *Desafios à Trajetória Profissional dos Jovens Brasileiros*. Brasília: IPEA, 2014.
- CORSEUIL, C. H. L.; FRANÇA, M. A. P. *Inserção dos Jovens no Mercado de Trabalho Brasileiro: evolução e desigualdades no período 2006-2013*. Brasília, 2015.

- COSTANZI, R. N. *Trabalho Decente e Juventude no Brasil*. Brasília, 2009.
- ESCOLANO, A. J. M.; PAZELLO, E. T. Trabalhar e/ou continuar estudando? As decisões dos jovens que se matriculam no último ano do Ensino Médio – uma análise a partir da PME. In: 42º Encontro Nacional de Economia *Anais* [...]. ANPEC, 2014.
- FERNANDES, R.; PAZELLO, E. T.; FELÍCIO, F. A importância da estrutura familiar e do engajamento no mercado de trabalho na determinação da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, 2002.
- FLORI, P. M. Desemprego de Jovens no Brasil. *Revista da ABET*, v. 5, p. 29–60, 2005.
- GONZAGA, G.; REIS, M. C. Oferta de trabalho e ciclo econômico: os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, p. 127–148, 2011.
- GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, R. *Economia Brasileira Contemporânea*. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2017.
- IBGE. *Estatísticas de gênero: indicadores sociais das mulheres no Brasil*. Rio de Janeiro, 2021.
- LEE, R. Becker and the Demographic Transition. *Journal of Demographic Economics*, v. 81, p. 67–74, 2015.
- LEE, R. The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. *Journal of Economic Perspectives*, v. 17, p. 167–190, 2003.
- LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. A. Alocação do Tempo dos Adolescentes Brasileiros entre o Trabalho e a Escola. ABEP, 2000.
- LEONE, E. T.; MAIA, A. G.; BALTAR, P. E. Mudanças na Composição das Famílias e Impactos sobre a Redução da Pobreza no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 19, p. 59–77, 2010.
- MONTE, P. A.; CIRÍACO, J. S. A Situação Ocupacional e Educacional dos Jovens no Brasil: 2002 a 2012. *Revista de Economia*, v. 38, p. 1–23, 2017.
- MUNIZ, J. O. As Descontinuidades Demográficas Exercem Efeito sobre o Mercado de Trabalho Metropolitano dos Jovens? *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 19, p. 65–98, 2002.
- OIT. *Global Employment Trends for Youth: technology and the future of jobs*. Geneva, 2020.
- OLIVEIRA, E. L.; RIOS-NETO, E. L. G.; HERMETO, A. M. O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 31, p. 29–49, 2014.

- OLIVEIRA, G.; RAIHER, A. P. The inclusion of poor youth in the Brazilian labour market and the impact of the Bolsa Familia programme. *CEPAL Review*, n. 135, p. 163–176, 2021.
- RACKIN, H. M.; GIBSON-DAVIS, C. M. Social class divergence in family transitions: The importance of cohabitation. *Journal of Marriage and Family*, v. 80, p. 1271–1286, 2018.
- REIS, M. C. Uma análise das Características do Primeiro Emprego nas Regiões Metropolitanas Brasileiras. In: CORSEUIL, C. H. L.; BOTELHO, R. U. (ed.). *Desafios à Trajetória Profissional dos Jovens Brasileiros*. Brasília: IPEA, 2014.
- RIGOTTI, J. I. R. A Transição da Escolaridade no Brasil e as Desigualdades Regionais. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 18, p. 59–73, 2001.
- RIGOTTI, J. I. R. Transição Demográfica. *Educação & Realidade*, v. 37, p. 467–490, 2012.
- SABOIA, A. L.; COBO, B.; MATOS, G. G. *Desafios e possibilidades da investigação sobre os novos arranjos familiares e a metodologia para identificação de família no Censo 2010*. Rio de Janeiro, 2012.
- SANTOS, M. M.; QUEIROZ, B. L.; VERONA, A. P. A. Transition to adulthood in Latin America: 1960s-2010s. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 38, p. 1–11, 2021.
- SCHMITT, C.; RIBEIRO, E. Participação feminina no mercado de trabalho e o efeito trabalhador adicional em Porto Alegre. *Ensaios FEE*, v. 25, p. 145–170, 2004.
- SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. A. Decisão dos Jovens Brasileiros: trabalhar e/ou estudar ou nem-nem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 49, p. 97–130, 2019.
- SMOCK, P. J.; SCHWARTZ, C. R. The demography of families: A review of patterns and change. *Journal of Marriage and Family*, v. 82, p. 9–34, 2020.
- TILLMANN, E. A.; COMIM, F. Os Determinantes da Decisão entre Estudo e Trabalho dos Jovens no Brasil e a Geração Nem-Nem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 46, p. 47–78, 2016.
- WAJNMAN, S. Demografia das Famílias e dos Domicílios Brasileiros. UFMG, Belo Horizonte, 2012. (Tese de Professor Titular).
- WILLIS, R. J. What Have We Learned from the Economics of the Family? *The American Economic Review*, v. 77, p. 68–71, 1987.

EFEITO DA REDUÇÃO DOS GASTOS EDUCACIONAIS SOBRE A PROFICIÊNCIA DOS ESTUDANTES NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA RECESSÃO DE 2014 A 2016

ANTONIA AMANDA ARAUJO *

RAFAEL BARROS BARBOSA †

RICARDO BRITO SOARES ‡

Resumo

Este trabalho investiga o efeito da redução dos gastos em educação sobre os resultados educacionais dos estudantes do 5º e 9º ano do Ensino Fundamental nas escolas públicas brasileiras. Para acessar o efeito causal, explora-se o período de recessão econômica no Brasil entre 2014 e 2016. Verifica-se que os municípios que diminuíram seus gastos educacionais em decorrência da maior exposição à recessão reduziram a proficiência dos estudantes em Matemática e em Português em ambas as etapas. Os resultados parecem ser dirigidos por uma piora da qualidade da oferta escolar, como dificuldade da gestão escolar, insatisfação e desestímulo dos professores e maior sobrecarga de trabalho. Os recorrentes períodos recessivos enfrentados pela economia brasileira possuem impacto sobre a acumulação de capital humano.

Palavras-chave: desempenho educacional; gastos em educação; recessão econômica.

Abstract

This paper investigates the effect of municipal educational expenditure on the performance in test scores of elementary education (5th and 9th grades) in Brazilian public schools. To identify a causal effect, we analyse the impact of the Brazilian Recession from 2014 to 2016 on municipal educational spending. We document a negative effect on educational performance in math and language, in both grades, in municipalities more exposed to the recession shock. The potential mechanism is associated with reduced school quality, represented by teacher dissatisfaction, larger workload, and problems related to school management. This paper shows that Brazil's recurrent recession shocks adversely affect human capital accumulation.

Keywords: educational performance; spending in education; economic recession.

JEL classification: I2, I28, I24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea190681>

* Universidade Federal do Ceará. E-mail: antoniaamandaaraujo@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará. E-mail: rafael.barbosa@ufc.br

‡ Universidade Federal do Ceará. E-mail: ricardo.soares@caen.ufc.br

1 Introdução

Crises econômicas ocorrem com maior frequência, intensidade e são mais persistentes em países emergentes em relação aos países desenvolvidos. Tais choques econômicos agregados impactam negativamente no emprego, renda, no investimento e reduzem fortemente a atividade econômica.¹ Uma vez que parte da receita utilizada para financiar a oferta de serviços públicos depende da atividade econômica desses países, estes choques, como consequência, também reduzem os gastos na oferta de serviços públicos, como saúde e educação. Alguns estudos apontam que a forma como os países enfrentam tais crises contribui para explicar as diferenças em termos de padrões de desenvolvimento econômico (BESLEY; PERSSON, 2013).

O impacto dos choques econômicos agregados sobre a oferta de bens públicos não é um fenômeno particular aos países em desenvolvimento. Por exemplo, a Grande Recessão ocorrida nos EUA entre 2007–2008 foi responsável por um forte declínio nos gastos nacionais por aluno (JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021) afetando, conseqüentemente, a qualidade da educação pública americana. No entanto, a redução dos gastos públicos educacionais nos EUA ficou restrita aos gastos de capital, especialmente a execução de projetos de construção das escolas, tendo pouco impacto no gasto operacional das escolas. Em países em desenvolvimento, o efeito da redução dos gastos educacionais decorrente de períodos recessivos deve ser maior, pois tais países tem maior dificuldade de elevar a capacidade fiscal para fazer frente as crises e por que há uma maior sensibilidade a modificações nos gastos públicos.

No Brasil, o triênio 2014–2016 é marcado por uma crise político-econômica que ensejou uma das piores recessões da história do país. A recessão teve duração de 11 trimestres e a perda acumulada do PIB nesse período foi de aproximadamente 8,6% (CODACE, 2017). Adicionalmente, de acordo com a série temporal divulgada pelo Banco Central, a taxa de desemprego neste período aumentou em 4,8.² O impacto na atividade econômica afetou diretamente a principal fonte de recursos para o financiamento da educação pública no Brasil, os recursos do FUNDEB, representando uma redução em 2015 de 35% dos gastos na educação básica em relação ao período anterior (IPEA, 2021). Além disso, embora o governo tenha destinado 4,2% do PIB para a educação em 2016, o que representa 1% acima da média da OCDE, devido à queda do PIB per capita durante a recessão, o valor absoluto gasto por aluno passou a ser menos da metade da média dos países que compõem a OCDE.³ Ou seja, a redução de recursos para a educação foi significativa e pode ter afetado a aprendizagem dos estudantes.

Este artigo investiga se a redução do gasto em educação causada pela recessão econômica de 2014–2016 impactou sobre a proficiência em Português e Matemática para estudantes de escolas públicas do 5º ano e 9º ano do ensino fundamental no Brasil. Para mensurar o grau de exposição de determinado município a recessão foi utilizada uma medida que compara a variação nos gastos municipais em educação em relação aos períodos sem crise, ponderado pela mesma variação ao nível nacional. Tal abordagem é baseada em

¹Ver Rossi e Mello (2017), Ramesh (2009), Beraja, Hurst e Ospina (2019), Hone *et al.* (2019), Hoynes, Miller e Schaller (2012), Mian e Sufi (2014) e Yagan (2019).

²Ver mais detalhes em BACEN (2021).

³Para os alunos do ensino fundamental gastou-se cerca de US\$3800 no Brasil enquanto que a média da OCDE foi de US\$8600 (OCDE, 2019)

Shores e Steinberg (2017) e Yagan (2019)⁴. A proficiência dos estudantes, assim como outras variáveis de controle, foram obtidas junto ao SAEB, disponibilizados pelo INEP⁵, para os anos de 2011 até 2017. Para acessar o efeito causal utilizou-se o método de diferenças em diferenças (DiD) em que o período anterior e posterior a recessão são analisados, considerando variações na intensidade do período recessivo sobre o gasto educacional municipal. Para controlar possíveis impactos da própria atividade econômica sobre o desempenho em testes padronizados foi utilizado como variável de controle o grau de exposição PIB municipal a recessão.

Os resultados apontam que um desvio-padrão a mais de exposição a variações no gasto educacional (maior redução no gasto por aluno) afetou negativamente a proficiência em Matemática e em Português tanto no 5º quanto no 9º ano. O impacto é semelhante tanto em matemática quanto em português no 5º ano, sendo de aproximadamente $0,04\sigma$. Para o 9º ano o efeito é menor: $0,01\sigma$ para Matemática e $0,02\sigma$ para Português. Tais resultados são robustos a diferentes especificações e testes de sensibilidade. A diferença no tamanho do impacto entre o 5º e o 9º ano sugere que a redução do gasto público em educação afeta mais fortemente alunos em etapas mais sensíveis de aprendizagem, podendo ter efeitos complementares ao longo do tempo (CUNHA; HECKMAN; SCHEENACH, 2010; JOHNSON; JACKSON, 2019). Não foram encontradas evidências de que tal efeito é diferenciado entre as meninas em comparação com os meninos e nem entre em municípios rurais e menores em termos populacionais. Exceção apenas para a presença de efeito heterogêneo por gênero para a performance nos anos finais (9º ano do Ensino Fundamental) a favor das meninas no assunto Português.

Por fim, foi investigado quais os potenciais canais em que a redução dos gastos educacionais afetam os resultados dos estudantes em testes padronizados. Espera-se que a redução do gasto público municipal em educação afete a qualidade da educação ofertada pelo município. Assim, a análise dos mecanismos de transmissão do choque concentrou-se em um importante aspecto da qualidade educacional: o papel dos professores. Por meio da pesquisa aplicada em conjunto com SAEB junto aos professores das escolas participantes foi possível obter algumas informações que mensuram a atuação do professor⁶. No caso do 9º ano, a maior exposição ao choque no gasto educacional representou um aumento no desestímulo relatado pelos professores, maior dificuldade de gestão escolar, relacionada ao apoio da gestão escolar para promover a aprendizagem na escola, e a percepção de inadequação do currículo. No caso do 5º ano, os professores relataram maior sobrecarga de trabalho. Ao se agregar tais variáveis em um índice de qualidade do professor, foi verificado que a recessão tem um impacto significativo sobre tal indicador. Em conjunto, tais evidências sugerem que a recessão de 2014–2016 afetou o processo de aprendizagem proporcionado pelos professores. Como esperado, a recessão em países em desenvolvimento reduz não somente a oferta de bens

⁴Ambos os autores mensuraram o impacto da recessão americana sobre os condados utilizando como medida de impacto a taxa de desemprego ao nível local. Aqui a variável de interesse é o gasto municipal em educação.

⁵SAEB — Sistema de Avaliação da Educação Básica; INEP — Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.

⁶A base de dados nacional de gastos em educação não permite a desagregação em gasto operacional de manutenção das escolas e gasto de capital. Por isso, a análise foi direcionada apenas para aspectos relacionados à aprendizagem.

públicos, mas também a sua qualidade.

Um potencial canal alternativo sugere que recessões afetam as oportunidades no mercado de trabalho dos estudantes e com isso tenderiam a ter efeitos positivos tanto em termos de fluxo (menor evasão escolar), quanto em termos de desempenho escolar (SHAH; STEINBERG, 2017). No entanto, o presente trabalho sugere que este efeito pode ser moderado pois choques agregados negativos, que também afetem o gasto educacional, podem impactar adversamente sobre a performance dos estudantes em testes padronizados. Isso implica que os estudantes durante períodos recessivos podem até reduzir a evasão escolar devido a falta de oportunidade fora da escola, no entanto, a qualidade da educação também pode ser negativamente afetada. Em resumo, choques agregados recessivos tendem a melhorar o desempenho educacional por meio da manutenção do estudante dentro de sala de aula, apenas quando não afetam com maior magnitude a qualidade da educação via redução do gasto público.

Este trabalho contribui para três áreas de estudo importantes em economia. Primeiro, para a ampla literatura que estuda os efeitos de choques agregados sobre os resultados educacionais como performance em testes padronizados e fluxo escolar (SHORES; STEINBERG, 2017; LAFORTUNE; ROTHSTEIN; SCHANZENBACH, 2018; CIA; OLIVEIRA PAMPLIN; ALBUQUERQUE WILLIAMS, 2008; VARGA, 2017; STUART, 2022; JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021). Tal literatura é mais focada em países desenvolvidos, tendo limitadas evidências para países em desenvolvimento, especialmente aplicados ao contexto brasileiro (FERREIRA; SCHADY, 2009).

Segundo, este trabalho relaciona-se com a literatura que busca entender os efeitos de choques recessivos, como: Beraja, Hurst e Ospina (2019), Hone *et al.* (2019), Hoynes, Miller e Schaller (2012), Mian e Sufi (2014) e Yagan (2019) entre outros. Por fim, este trabalho está associado à literatura que estuda o impacto do gasto público sobre os resultados educacionais. Duas recentes revisões desta literatura são: Jackson (2020) e Jackson e Mackevicius (2021).

Este trabalho está organizado em 5 seções, dispostas da seguinte forma: a próxima seção discute a estrutura conceitual que motiva a análise empírica. A seção 3, apresenta base de dados e a estratégia empírica utilizada nos resultados principais. A próxima seção apresenta os resultados. A seção 5 discute os mecanismos que explicam os resultados e, por fim, a última seção apresenta as principais conclusões.

2 Estrutura conceitual

Esta seção discute os aspectos teóricos do choque de recessão sobre acumulação de habilidades cognitivas mediado pelo gasto em educação. Esta estrutura é baseada no modelo dinâmico de formação de habilidades cognitivas e não cognitivas desenvolvido por Heckman (2007) e Cunha, Heckman e Schennach (2010).

Neste modelo as habilidades cognitivas e não cognitivas correntes são determinadas pela interação entre fatores familiares, escolares e por habilidades previamente acumuladas. Esta estrutura teórica, portanto, baseia-se na noção de que “habilidades geram habilidades” (*skills beget skills*). Um choque econômico, como uma recessão, pode afetar diferentes fatores da função de produção de habilidades e dependendo das interações potenciais entre os

componentes desta função, tais choques poderão produzir diferentes resultados nas habilidades cognitivas e não cognitivas dos estudantes.

Seja θ um vetor de habilidades cognitivas (C) ou não cognitivas (NC). Assim, $\theta_{k,t}$ refere-se a habilidade $k = \{C, NC\}$ no tempo t . A escola realiza investimentos, em forma de gasto, objetivando um maior acúmulo de capital humano dos estudantes. É assumido que as escolas realizam tais objetivos buscando maximizar a aprendizagem de seus estudantes, mensuradas em ganhos de habilidades θ_k . Embora não seja possível observar os ganhos de habilidade, estes podem ser inferidos a partir da evolução dos estudantes em testes padronizados.

O gasto educacional G_t é função das habilidades prévias do estudante (θ_t), de um estoque de dotação inicial da escola (θ_G) e de um choque exógeno sobre tais gastos ($\Gamma_{G,t}$). A dependência do gasto em educação das habilidades prévias dos estudantes é estabelecida ao se assumir que os municípios podem alocar recursos para escolas de acordo com as habilidades dos estudantes.

Seja f_k uma função de produção das habilidades k assim definida:

$$\theta_{k,t+1} = f_k(\theta_{k,t}, G_{k,t}, \Gamma_{G,t}) \quad (1)$$

As decisões de investimento da escola são determinados pela equação:

$$G_{k,t} = q_{G,k}(\theta_t, \theta_G, \Gamma_{G,t}) \quad (2)$$

Dessa forma, uma variação exógena causada pelo choque de recessão pode afetar $G_{k,t}$ por meio de $\Gamma_{G,t}$. Por consequência, tal choque afetaria acumulação do capital humano $k = (C, NC)$. Matematicamente, tem-se:

$$\frac{\partial \theta_{k,t+1}}{\partial \Gamma_{G,t}} = \frac{\partial f_{k,t+1}}{\partial \Gamma_{G,t}} + \frac{\partial f_{k,t+1}}{\partial G_{k,t}} \times \frac{\partial G_{k,t}}{\partial \Gamma_{G,t}} \quad (3)$$

A primeira parte da equação (3) captura o efeito direto do choque sobre a acumulação de capital humano em $t + 1$. Este efeito pode ser associado a variações nas expectativas dos estudantes quanto ao sucesso futuro. Diferentes estudos mostram que a entrada no mercado de trabalho durante períodos recessivos tem efeitos persistentes sobre os indivíduos (ARELLANO-BOVER, 2022). Por outro lado, o choque recessivo pode reduzir as oportunidades no mercado de trabalho dos jovens e com isso impactar positivamente sobre a acumulação de habilidades, como em Shah e Steinberg (2017). Portanto, não é claro qual o sinal esperado deste efeito sobre a acumulação de habilidades.

Por outro lado, o segundo termo da Expressão 3, refere-se à interação entre o impacto do gasto educacional sobre a qualidade da escola e o efeito da recessão sobre os investimentos da escola. Recessões podem afetar os recursos disponíveis da escola, tendo, portanto, um efeito esperado negativo, desde que a relação entre gasto e acumulação de capital humano seja positiva. Este impacto do gasto sobre a qualidade da educação pode decorrer de vários aspectos relacionados a qualidade da escola, sendo um dos principais o papel do professor no processo de aprendizagem.

A redução do gasto educacional pode gerar maior dificuldade para que professores possam lecionar, seja pela redução do quadro de trabalho (demissão de professores com contrato temporário), aumento da carga de trabalho, ou pela própria redução e atraso de salários, implicando em uma maior desmotivação dos professores.

O efeito líquido sobre a aprendizagem é incerto. Caso o segundo termo seja maior que o primeiro termo, então espera-se que choques recessivos impactem negativamente sobre a acumulação de habilidades. Esse resultado pode ocorrer mesmo que o primeiro termo seja positivo, isto é, mesmo que haja um incentivo para que os estudantes permaneçam na escola pela redução das oportunidades no mercado de trabalho. O presente trabalho irá investigar se a maior exposição à recessão por meio do gasto público educacional tem efeitos negativos e quais se há evidências de que tais efeitos estejam associados a redução da qualidade da escola. Adicionalmente, este trabalho irá analisar o que ocorre em situações nas quais a recessão afeta negativamente tanto a atividade econômica, mensurada pelo PIB municipal, quanto o gasto educacional.

Ferreira e Schady (2009) apresentam um modelo teórico que busca entender por quais canais choques econômicos agregados afetam a decisão de estudar. A principal conclusão é que tais choques podem gerar menores oportunidades de trabalho para os estudantes, fazendo com que eles optem por permanecer na escola. No entanto, os próprios autores ressaltam em suas análises que mudanças na qualidade da escola podem também ser afetadas pelo choque recessivo. O presente trabalho investiga, portanto, quais as consequências para a performance em testes padronizados de choques recessivos que afetam diretamente o gasto educacional, um importante elemento da qualidade das escolas públicas no Brasil.

3 Estratégia empírica e base de dados

3.1 Estratégia Empírica

O objetivo principal deste trabalho é identificar o efeito que a recessão de 2014 a 2016 teve sobre os gastos educacionais e se tal efeito impactou sobre o desempenho em Português e Matemática dos estudantes de ensino fundamental nas escolas brasileiras. Para tanto, será adotado o método de diferenças em diferenças (DiD).

Para mensurar a intensidade do efeito da recessão sobre o gasto em educação municipal foi definida uma variável que mensura o grau de exposição do gasto educacional ao período recessivo. Tal medida é baseada na abordagem de Shores e Steinberg (2017). Esta variável de choque indica a intensidade média da variação nos gastos educacionais municipais em relação aos anos pré-recessão (2010–2013). Esta medida ao nível do município é ponderada pela variação no gasto educacional para todo o Brasil.

Portanto, o grau de exposição do gasto educacional à recessão é definido da seguinte forma:

$$\text{Exp}_m = \left[\ln \frac{E_{m,2016}}{E_{m,2014}} - \ln \frac{E_{m,2013}}{E_{m,2010}} \right] - \left[\ln \frac{E_{\text{agregado},2016}}{E_{\text{agregado},2014}} - \ln \frac{E_{\text{agregado},2013}}{E_{\text{agregado},2010}} \right] \quad (4)$$

Em que Exp_m representa a medida de choque para o município m . A variável $E_{m,t}$ é o gasto municipal *per capita* em educação no ano t . Essa medida representa o quanto a variável $E_{m,t}$ se modifica durante a recessão (2014 até 2016) em relação ao seu comportamento médio antes da recessão (2010 até 2013). Esta diferença é ponderada pelo impacto médio da recessão para todos os municípios do Brasil, representado por: $E_{\text{agregado},t}$.

Importante destacar que variações no gasto no ensino fundamental não necessariamente estarão correlacionados a choques na atividade econômica. Em municípios pequenos, o gasto no ensino fundamental é fortemente relacionado aos repasses do FUNDEB, sendo muito mais dependentes das variações agregadas nacionais do que sobre sua própria atividade econômica. Por outro lado, o choque sobre a atividade econômica está mais associado as estruturas produtivas presentes no município e sua relação de comércio com outros municípios.

A especificação principal buscará mensurar o impacto da exposição a uma maior redução do gasto educacional durante a recessão sobre os resultados dos estudantes em Português e Matemática no 5º e 9º ano do Ensino Fundamental. Seja y_{imtec} o desempenho do i , no município m , no ano t , na escola e , na etapa $c = \{5, 9\}$. A especificação principal deste trabalho é:

$$y_{imtec} = \alpha + \beta \text{Exp}_m \times (1 \geq 2015) + \delta X_{imtec} + \gamma_t + \pi_m + u_{imtec} \quad (5)$$

Em que: $(1 \geq 2015)$ é uma variável indicadora que recebe valor 1 para os anos durante a recessão e zero para os demais períodos. Os termos γ_t e π_e representam efeitos fixos temporais e para a escola, respectivamente, e buscam absorver diferenças específicas existentes entre as escolas e também as diferenças resultantes de políticas em determinados anos. Em especificações mais rigorosas será adicionado a interação entre efeitos fixos estaduais e temporais ($\tau_{est} \times t$) buscando capturar variações idiossincráticas estaduais variantes no tempo. O vetor X_{imtec} é um conjunto de variáveis de controle ao nível do estudante, tais como gênero, cor ou raça, idade e escolaridade da mãe.

A variável de interesse é β e representa o impacto que uma maior exposição a mudanças nos gastos em educação sobre os resultados dos estudantes em cada etapa. Para facilitar a exposição dos resultados, a variável Exp_m foi padronizada para ter média zero e desvio-padrão um. A sua interação com o termo $(1 \geq 2015)$ passará a ser chamada de *IGE*. Portanto, os resultados irão apresentar qual o impacto de um desvio-padrão acima na exposição do gasto educacional municipal decorrente do período recessivo sobre o desempenho dos estudantes em português e matemática no 5º e 9º anos do ensino fundamental. Observe que quanto maior o valor de Exp_m , maior é o impacto da recessão sobre os gastos educacionais municipais. Por fim, os erros padrões foram estimados ao nível da escola.

O efeito da recessão sobre os resultados educacionais pode se dar por dois possíveis canais. Primeiro, a recessão pode reduzir o gasto em educação, afetando a qualidade da educação ofertada. Este primeiro canal é o foco principal desta pesquisa e será capturado pelo *IGE*. Segundo, a recessão pode afetar as oportunidades dos estudantes no mercado de trabalho, fazendo com que tenham maior interesse em permanecer dentro da escola. Para capturar o efeito da recessão sobre a atividade econômica será utilizado como controle o mesmo índice de exposição, porém, aplicado a variações no PIB municipal, medido em termos reais⁷. Espera-se que este controle capture o impacto da recessão sobre a atividade econômica, evitando com isso que tal canal possa causar endogeneidade.

⁷Para deflacionar os dados, os valores dos gastos em educação e do PIB municipal foram corrigidos utilizando o índice de preço disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes ao total das atividades com 2010 como ano de referência. A correção se dá pela razão entre os valores nominais e o índice de preço do período.

A identificação causal do efeito da maior exposição a redução no gasto educacional devido a recessão é acessada ao se considerar que a recessão de 2014–2016 foi um evento exógeno ao planejamento de gasto educacional dos municípios. Embora os motivos que levaram a crise tenham evoluído no tempo de acordo com a piora na estabilidade política, o efeito direto da maior ou menor exposição do gasto educacional a recessão sobre o gasto público educacional é incerto para os municípios. Isso deve-se ao fato de que significativa parte dos recursos utilizados na educação pública são financiados por meio do FUNDEB. Este é um fundo composto por diferentes fontes de arrecadação sendo a principal delas o ICMS, estadual.⁸ O impacto da recessão sobre este tributo não é óbvia dada as diferentes estruturas econômicas estaduais e as particularidades e complexidades de cada legislação tributária do ICMS nos estados. Nos exercícios de robustez, é verificado se existem tendências particulares aos municípios que sugeririam a não validade desta hipótese.

A dinâmica das variáveis de resultado pode ser afetada pelas características específicas dos municípios, mesmo que estes sejam similarmente expostos ao choque recessivo. No entanto, para endereçar tal questão, serão realizados diferentes testes de especificação do modelo principal, como adição de diferentes variáveis de controle.

3.2 Base de dados

Os dados de proficiência do aluno em Português e Matemática utilizados neste trabalho são da avaliação do SAEB para o período 2011–2017. Foram considerados apenas os estudantes pertencentes à rede pública e que participaram da avaliação. Os dados sobre os gastos em educação no ensino fundamental foram coletados do banco de dados Finanças do Brasil — FINBRA criado pela Secretaria do Tesouro Nacional — STN. Com o objetivo de mensurar a intensidade da recessão foram considerados apenas os municípios que tinham dados disponíveis em 2011, 2013, 2015 e 2017. As variáveis e fonte de dados associadas estão descritas na [Tabela A3](#) no apêndice.

A [Tabela A1](#), incluída no apêndice, apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis de resultado e controle para os alunos dos anos iniciais e finais no SAEB entre 2011–2017. Ao observar as proficiências em Português e Matemática, nota-se que o desempenho na proficiência em Matemática é superior a Português nos anos iniciais e finais, bem como que a média nos anos finais é superior a verificada para os anos iniciais, sendo esta diferença de aproximadamente 51 pontos em Português e de 42 pontos em Matemática na escala SAEB. Em relação ao índice de exposição a mudança nos gastos em educação devido a recessão, verifica-se que na média *IGE* foi maior nos anos finais, indicando que os alunos da educação mais básica foram menos expostos ao choque nos gastos.

No caso de variáveis dicotômicas a média indica a proporção de alunos com determinada característica. Assim, nos anos iniciais tem-se uma maior proporção de meninos dada por 55,35% ao contrário do que se observa nos anos finais, no qual a maioria é dada por meninas (51,2%). Quanto a raça, verifica-se uma menor proporção de pardos nos anos iniciais (35,9%) sendo esta a maioria nos anos finais (53%). Enquanto a proporção de alunos negros nos anos iniciais é de 20,7% e inferior a que se observa nos anos finais (11,4%).

⁸O ICMS corresponde a 58,6% dos recursos do FUNDEB (<https://www.fn.de.gov.br/index.php/financiamento/fundeb/sobre-o-plano-ou-programa/funcionamento>).

Quanto a escolaridade da mãe, a proporção de alunos que possuem mãe que nunca estudaram é de 5% para os anos iniciais e de 4% para os anos finais, aproximadamente. Para o caso de mães que estudaram até o 5º ano, o que equivaleria ao ensino fundamental incompleto, esta proporção é 12,6% e 16% para os anos iniciais e finais, respectivamente. Por fim, a proporção de alunos tal que a mãe destes possuem ensino fundamental completo (9º ano) é de 10% nos anos iniciais e de 12,6% nos anos finais.

As variáveis demográficas são dadas por rural e municípios pequenos. Pode-se verificar que a proporção de alunos que estudam em escolas situadas na área rural é maior nos anos iniciais (20%) em relação aos anos finais (16,1%). Ademais, é verificado tanto nos anos iniciais quanto nos anos finais que a maior proporção dos alunos que fizeram a proficiência no período de análise deste estudo é de escolas pertencentes a municípios com população igual ou inferior a 100.000 habitantes, sendo esta proporção de 58,2% nos anos iniciais e de 57,2% nos anos finais.

Considerando a percepção dos professores sobre possíveis problemas que afetam o processo de aprendizagem dos alunos, verifica-se que a insatisfação e desestímulo com a carreira docente e a sobrecarga que dificulta o planejamento e preparo das aulas é maior no caso dos anos finais, sendo respectivamente, 33,62% e 34,75%. Quanto ao conteúdo curricular, nota-se que na média o conteúdo curricular inadequado é maior para os alunos dos anos iniciais (17,9%) do que para alunos dos anos finais (16,62%). Por outro lado, na média, o não cumprimento do conteúdo curricular é maior nos anos finais (29%). Por fim, a carência ou ineficiência pedagógica apresenta proporção de 22,2% e 23,6% para os anos iniciais e finais, respectivamente.

A Tabela A.2, disponível no apêndice deste trabalho, resume as diferenças entre os alunos considerando o quartil mais afetado pela mudança dos gastos educacional em razão do período recessivo (Quartil 4) e o quartil menos afetado (Quartil 1). As estatísticas descritivas foram comparadas considerando os resultados e características do aluno, escolaridade da mãe, variáveis demográficas e de percepção dos professores e tem por objetivo analisar a composição dos dois grupos.

Note que os resultados de proficiência dos alunos indicam que na média as proficiências dos alunos são maiores em Matemática, com exceção apenas dos anos finais em que no quartil 1 a proficiência em Português é em média maior. Observe que a média de *IGE* no quartil 4 é positiva, indicando uma maior exposição a redução nos gastos em educação.

Nos anos iniciais e finais, os alunos do quartil 1 possuem uma maior proporção de meninas e maior proporção de mães com ensino fundamental completo. Ademais, ainda para ambos os anos, iniciais e finais, no quartil 4 observa-se maior proporção de mães que nunca estudaram, maior proporção de alunos que estudam em localidades rurais e que estudam em escolas pertencentes a municípios pequenos, isto é, com população menor ou igual a 100.000 habitantes.

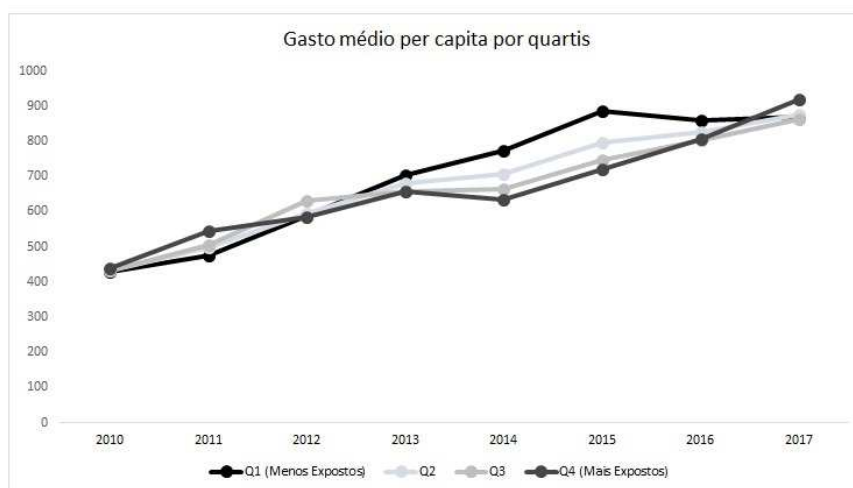
Para entender se o indicador de Exp_m realmente captura diferenças na evolução dos gastos em educação *per capita*, a Figura 1 apresenta a série temporal dos gastos em educação por quartis. Os municípios foram classificados nos quartis considerando a maior ou menor exposição a recessão sobre os gastos em educação municipal, onde o quartil 1 indica municípios menos expostos as variações nos gastos educacionais e o quartil 4 refere-se a situação mais se-

vera, isto é, os municípios mais expostos as variações dos gastos no período recessivo.

Considerando os quartis, observa-se uma maior diferença nos gastos a partir de 2013, que se intensifica em 2014 e continua até 2016. O período desta alteração dos gastos municipais entre os quartis compreende o período recessivo vivenciado no Brasil. Os gastos por quartis apontam que antes da recessão, há pouca diferença entre os gastos em educação municipal *per capita* entre os quartis, porém verifica-se uma diferença a partir 2014 e indica menor gasto médio *per capita* nos municípios mais expostos e maior gasto médio *per capita* nos municípios menos expostos. Portanto, a medida Exp_m realmente mensura diferenças de gasto municipal durante a recessão.

A Figura 2 apresenta a distribuição geográfica da maior ou menor exposição do período recessivo sobre os gastos municipais em educação *per capita*. Não se observa nenhum padrão geográfico específico relacionado a exposição municipal a recessão, sugerindo que a recessão foi exógena aos padrões de desenvolvimento das diferentes localidades.

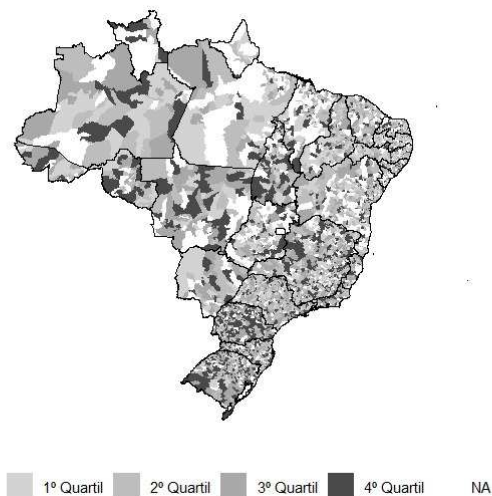
Figura 1: Gasto em educação *per capita* médio por quartis



¹ Análise por quartis do gastos em educação *per capita*.

² Na série os municípios foram classificados em quartis. De modo que o Q1 indica o quartil menos afetado pela mudança nos gastos e o Q4 indica o quartil mais severamente afetado.

Figura 2: Exposição dos municípios brasileiros a modificação nos gastos em educação



¹ Os municípios brasileiros estão classificados em escala de 1 a 4. Nesta escala, o número 1 indica os municípios menos expostos, enquanto os municípios mais expostos a modificação nos gastos em educação estão representados pelo número 4.

4 Resultados

Os resultados encontrados para a estimativa da [Equação 5](#) para as proficiências em Português e em Matemática para os anos iniciais e finais estão contidos nesta seção. Além dos resultados principais serão discutido os resultados he-

terogêneos que foram obtidos com o intuito de verificar se a mudança nos gastos em educação tem impacto diferente sobre as proficiências considerando o gênero, localidade e tamanho do município.

4.1 Efeito da redução dos gastos sobre a proficiência dos estudantes

A [Tabela 1](#) apresenta os resultados do impacto da maior redução de gastos em educação sobre as proficiências dos estudantes do 5º ano do ensino fundamental, anos iniciais, tanto para Matemática (colunas 1 a 3) quanto para Português (colunas 4 a 6). Cada coluna representa uma diferente especificação do modelo descrito na [Equação 5](#). Nas colunas 1 e 4 tem-se as estimações que incluem efeitos fixos para escola e ano, as colunas 2 e 5 são adicionados controles para características dos estudantes e, por fim, as colunas 3 e 6 adiciona-se efeitos fixos estaduais variantes no tempo que buscam capturar políticas específicas realizadas pelos estados.

Os resultados apresentados na [Tabela 1](#) indicam que uma maior exposição a variação negativa nos gastos impacta negativamente na proficiência dos indivíduos. Este resultado é obtido em todas as estimações, sugerindo que o efeito não é dirigido por potenciais variáveis omitidas. Na especificação preferida (colunas 3 e 6) observa-se que o efeito médio de ser mais exposto a recessão em um desvio padrão reduz em -0.04σ e -0.04σ para Matemática e Português, respectivamente.

Por sua vez, o efeito sobre os estudantes do 9º ano do ensino fundamental, anos finais, é apresentado na [Tabela 1](#). Novamente, uma maior exposição a uma variação negativa no gasto educacional, induzida pela recessão, implica numa menor proficiência acumulada tanto em Português quanto em Matemática. A magnitude do efeito médio de exposição, na especificação preferida (colunas 3 e 6), é de $0,01\sigma$ em Matemática e $0,02\sigma$ em Português nos municípios um desvio-padrão mais expostos a recessão de 2014–2016. Nas demais estimações este efeito foi de $0,02\sigma$ e $0,04\sigma$ em Matemática e em Português, respectivamente.

Colocando em perspectiva, um ano de aprendizagem no SAEB representa um ganho de $0,2\sigma$ aproximadamente. Portanto, o efeito da recessão via redução de gasto representa uma perda de aprendizagem de aproximadamente 2 a 2,6 meses nos anos iniciais e 0,5 e 1,3 meses nos anos finais.

Duas observações se destacam ao se comparar os resultados para o 5º e o 9º ano. Primeiro, o efeito sobre o 5º ano é quase o dobro do efeito sobre as proficiências no 9º ano. Isso indica que choques recessivos que induzem uma redução do gasto tem efeito mais significativo sobre a educação mais básica. Dada a equação de formação de habilidades, apresentada na [Seção 2](#), os retornos da educação são maiores quanto menor é a idade escolar, sendo este resultado decorrente da complementariedade dinâmica entre as habilidades ao longo do tempo. Assim, ao afetar mais intensamente as idades escolares mais novas, tal choque pode gerar efeitos negativos mais persistentes nos estudantes.

Segundo, o efeito em Matemática para o 9º ano é bem menor em magnitude do que para Português para o mesmo ano. Isso pode significar que ao longo do tempo a proficiência da Matemática torna-se menos sensível a variações no gasto educação. Esse resultado pode estar associado a uma maior dificuldade de aprendizagem dos estudantes em Matemática. Assim, a acu-

mulação da habilidades matemáticas do estudante não muda significativamente com variações nos insumos escolares, como o gasto proporcional.

Tomados em conjunto, os resultados apontam que a acumulação de capital humano, mensurado pela proficiência, é fortemente afetada por choques no gasto em educação induzidos pela recessão. Uma vez que países emergentes, como o Brasil, são mais sujeitos a choques econômicos recessivos, a redução do gasto educacional causada por tais choques contribui para explicar a diferença de desempenho em testes padronizados internacionais, como o PISA. Considerando uma análise de longo prazo, tais resultados ajudam a explicar as diferenças de capital humano acumulado entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Tabela 1: Resultados principais para os anos iniciais via gastos em educação

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IGE	-0,0690 ^{***} (0,0138)	-0,0729 ^{***} (0,0130)	-0,0392 ^{***} (0,0113)	-0,0792 ^{***} (0,0165)	-0,0756 ^{***} (0,0153)	-0,0420 ^{***} (0,0142)
Observações	2 414 977	2 259 002	2 259 002	2 414 977	2 259 002	2 259 002
R ² ajustado	0,7979	0,8128	0,8154	0,7674	0,7875	0,7897
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controle para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

¹ A Tabela 1 apresenta o efeito da mudança nos gastos dado por IGE sobre as proficiências do aluno nos anos iniciais.

² Nas colunas (1) a (3) são apresentados os resultados estimados para a proficiência em Matemática e nas colunas (4) a (6) os resultados estimados para a proficiência em Português.

³ Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

⁴ Com relação a significância: *** : $p < 0,01$, ** : $p < 0,05$ e * : $p < 0,1$.

Tabela 2: Resultados principais para os anos finais via gastos em educação

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IGE	-0,0231 ^{***} (0,00257)	-0,0223 ^{***} (0,00241)	-0,00731 ^{***} (0,00282)	-0,0370 ^{***} (0,00547)	-0,0364 ^{***} (0,00534)	-0,0209 ^{***} (0,00591)
Observações	2 232 467	2 147 783	2 147 783	2 232 467	2 147 783	2 147 783
R ² ajustado	0,8203	0,8336	0,8346	0,8346	0,8202	0,8210
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controle para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

¹ A Tabela 2 apresenta o efeito da mudança nos gastos dado por IGE sobre as proficiências do aluno nos anos finais.

² Nas colunas (1) a (3) são apresentados os resultados estimados para a proficiência em Matemática e nas colunas (4) a (6) os resultados estimados para a proficiência em Português.

³ Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

⁴ Com relação a significância: ^{***} : $p < 0,01$, ^{**} : $p < 0,05$ e ^{*} : $p < 0,1$.

4.2 Robustez

Foram realizados diferentes testes de robustez para verificar até que ponto os resultados dependem da especificação reportada. Tais resultados são apresentados no apêndice.

O primeiro exercício de robustez, reportado na [Tabela A.8](#), testou se a inclusão de novas variáveis de controle ao nível municipal afetavam os resultados. Foram incluídas como variáveis de controle pré-determinadas as seguintes variáveis: proporção de pessoas que recebem até um quarto de salário, razão entre a renda dos 10% mais ricos contra os 40% mais pobres, índice de Gini, Taxa de analfabetismo, distância do município até a capital do estado, proporção de pobres, IDH municipal e proporção de idosos.

A inclusão destas variáveis tem o objetivo de minimizar a heterogeneidade ao nível local dos municípios brasileiros. Como esperado, a inclusão de tais variáveis reduziu a eficiência da estimativa, porém, não alterou o sinal e nem a magnitude do efeito da relação entre maior exposição a recessão sobre o gasto educacional e o seu impacto sobre a performance dos estudantes. Os resultados para os anos iniciais passam a ser não significativos, implicando que tais resultados são sensíveis ao controle de variáveis locais. A sensibilidade das estimativas a inclusão de controles ocorre principalmente para os anos iniciais e pode indicar que aspectos não-observados ao nível local possam influenciar nos resultados.

O segundo exercício de robustez, [Tabela A.6](#) e [Tabela A.7](#), consiste em verificar se há evidência de tendências prévias nas variáveis de resultado antes do início da recessão em 2014. O modelo de diferença em diferença baseia-se na hipótese principal da existência de tendências paralelas. Embora não testável empiricamente, tal hipótese pode ser inferida pela inspeção da presença de tendências prévias nas variáveis de resultado. Assim, foi estimado em separado o impacto da maior exposição a recessão de 2014 sobre o desempenho dos estudantes em 2013 e 2011. Os resultados mostraram que Exp_m não afeta o desempenho dos estudantes nestes anos, sugerindo, como esperado, que o impacto negativo apenas ocorre posteriormente ao início da recessão em 2014. Este resultado contribui para a validação da hipótese de tendência paralelas.

O último exercício foi a verificação sobre a dependência dos resultados a um presença de um ano específico na amostra, apresentado nas tabelas [A.4](#) e [A.5](#). Assim, foram realizadas quatro estimações adicionais em que cada um dos anos contidos na amostra (2011, 2013, 2015 e 2017) foi um a um sendo retirados da amostra. Não houve significativas modificações nos resultados, sugerindo que as conclusões não dependem da inclusão de um ano específico na amostra.

4.3 Efeitos heterogêneos

Esta subseção tem por objetivo investigar o efeito da exposição à recessão via gastos educacionais por meio de diferentes características dos estudantes e dos municípios. As tabelas [3](#) e [4](#) apresentam os resultados da análise de efeitos heterogêneos para Matemática e Português, anos iniciais e anos finais, respectivamente. Para verificar se há heterogeneidade nos resultados devido ao gênero, localidade e tamanho da população municipal, a [Equação 5](#) foi reestimada incluindo a interação entre estas variáveis e *IGE* considerando a especificação preferida.

A coluna 1, de ambas as tabelas, apresenta a estimação da interação entre gênero (feminino) e o *IGE*. Os resultados encontrados não indicam a presença de efeitos heterogêneos em relação a proficiência de meninas e meninos. Efeitos diferenciais por gênero estão presentes apenas nos anos finais, sendo que meninas são menos impactadas em português do que os meninos.

Adicionalmente, foram incluídas duas variáveis demográficas com a finalidade de investigar se há heterogeneidade entre alunos que moram em áreas rurais e alunos que estudam em escolas localizadas em municípios cuja população é igual e/ou inferior a 100.000 habitantes, considerados municípios pequenos com maior população. Tais oportunidades podem afetar a resposta dos estudantes a redução dos gastos municipais em educação. Além disso, existe uma dependência muito maior do FUNDEB para os municípios pequenos do que para os municípios mais populosos. Foram incluídas as variáveis de interação entre *Rural * IGE* e *Municípios Pequenos * IGE*.

Não foram encontradas evidências de que estudantes em escolas rurais ou municípios com menor população tivessem um desempenho diferente de estudantes de escolas urbanas e mais populosos. Isto posto, os resultados aqui encontrados sugerem poucas evidências de que haja heterogeneidade nos resultados.

Tabela 3: Resultados heterogêneos para os anos iniciais

Variáveis	Matemática			Português		
	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)
IGE	0,0385 ^{***} -(0,0112)	0,165 -(0,105)	0,0336 ^{***} -(0,0109)	0,0427 ^{***} -(0,0141)	0,135 [*] -(0,0786)	0,0368 ^{***} -(0,0136)
Menina*IGE	-0,000341 (0,00178)	-	-	0,00216 (0,00163)	-	-
Rural*IGE	-	0,128 (0,106)	-	-	0,0943 (0,0780)	-
Municípios pequenos*IGE	-	0,00006 (0,00696)	-	-	0,00200 (0,00703)	-
Observações	2 247 379	2 247 379	2 247 379	2 247 379	2 247 379	2 247 379
R ² ajustado	0,8154	0,8154	0,8154	0,7897	0,7897	0,7897
Escola Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano Efeito Fixo	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Estado por ano Efeitos Fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

¹ A Tabela 3 mostra o efeito da exposição a recessão via gastos educacionais a diferentes características dos estudantes.

² Os resultados são apresentados para a proficiência em Matemática e Português para os anos iniciais.

³ Na coluna (1) em ambas as proficiências verifica-se se há heterogeneidade devido ao gênero e nas colunas (2) e (3) também para ambas as proficiências encontram-se os resultados considerando características demográficas.

⁴ Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

⁵ Com relação a significância: ^{***} $p < 0,01$, ^{**} $p < 0,05$ e ^{*} $p < 0,1$.

Tabela 4: Resultados heterogêneos para os anos finais

Variáveis	Matemática			Português		
	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)
IGE	-0,00735 ^{***} (0,00284)	-0,113 (0,0693)	-0,00302 (0,00390)	-0,0234 ^{***} (0,00588)	-0,0946 ^{**} (0,0460)	-0,0150 ^{**} (0,00648)
Menina*IGE	-0,000039 (0,00170)	-	-	-0,00388 [*] (0,00224)	-	-
Rural*IGE	-	0,107 (0,0698)	-	-	0,0744 (0,0460)	-
Municípios pequenos*IGE	-	-	-0,00124 (0,00706)	-	-	0,00358 (0,00618)
Observações	2129686	2129686	2129686	2129686	2129686	2147783
R ² ajustado	0,8346	0,8347	0,8346	0,8210	0,8210	0,8210
Escola Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano Efeito Fixo	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Estado por ano Efeitos Fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

¹ A Tabela 4 mostra o efeito da exposição a recessão via gastos educacionais a diferentes características dos estudantes.

² Os resultados são apresentados para a proficiência em Matemática e Português para os anos iniciais.

³ Na coluna (1) em ambas as proficiências verifica-se se há heterogeneidade devido ao gênero e nas colunas (2) e (3) também para ambas as proficiências encontram-se os resultados considerando características demográficas.

⁴ Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

⁵ Com relação a significância: ^{***} $p < 0,01$, ^{**} $p < 0,05$ e ^{*} $p < 0,1$.

5 Mecanismos

De acordo com o modelo teórico apresentado na 2 o efeito negativo da redução do gasto educacional municipal sobre a performance dos estudantes pode ser decorrente de uma mudança na qualidade da escola. Aqui será investigado se aspectos relacionados a qualidade da escola se modificam de acordo com diminuição do gasto público, sugerindo a presença de algum potencial mecanismo de explicação dos resultados sobre desempenho em testes padronizados. A presente análise focará especificamente na qualidade da escola relacionada ao papel do professor. Existem sugestivas evidências na literatura que o professor tem papel central na qualidade da escola gerando impactos relevantes de curto e longo prazo e sobre diferentes tipos de habilidades dos estudantes (CHETTY; FRIEDMAN; ROCKOFF, 2014; CHENG; ZAMARRO, 2018; JACKSON, 2018). Embora a qualidade da educação seja uma medida mais ampla e relacionada a outros aspectos observados e não observados, aqui será dada maior ênfase as características do professor por se acreditar que tal canal é o mais sensível a variações nos gastos educacionais no curto prazo.

Para mensurar os diferentes aspectos da qualidade do professor será utilizado o *survey* aplicado aos professores e disponível nos microdados do SAEB. Os choques nos gastos educacionais podem afetar o comportamento dos professores de diferentes formas, como: desincentivo com a carreira docente, a sobrecarga de trabalho, descumprimento do conteúdo curricular, falta de apoio da gestão escolar para a aprendizagem entre outros. Todas estas variáveis podem refletir uma rápida redução da quantidade de recursos na escola. Assim, foram selecionadas as seguintes variáveis relacionadas as características do professor: insatisfação e desestímulo, sobrecarga, conteúdo curricular inadequado, não cumprimento do conteúdo curricular e dificuldade de gestão escolar. As definições precisas de cada uma dessas variáveis encontram-se no apêndice na Tabela A.3.

Foi estimado um modelo semelhante ao da Equação 5, porém substituindo a variável dependente pela medida relacionada aos professores. A especificação reportada adiciona efeitos fixos anuais e ao nível da escola e controla-se também com efeitos fixos estaduais variantes no tempo. Os resultados estão reportados na Tabela A.5. Erros padrões são estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

No caso dos anos iniciais a insatisfação dos professores não mostrou efeito significativo sobre o processo de aprendizagem dos alunos, entretanto nos anos finais este efeito foi significativo, indicando que na percepção dos professores a redução nos gastos aumenta a insatisfação e desestímulo destes com a carreira docente e isto pode contribuir para uma piora da aprendizagem.

A variável sobrecarga indica o excesso de trabalho dos professores que dificulta o planejamento e o preparo das aulas. Na Tabela 5, observa-se que IGE é positivo e significativamente correlacionado com sobrecarga ao nível de 1% de significância, indicando que municípios mais expostos a redução de gasto foram também aqueles que os professores reportaram um aumento da sobrecarga de trabalho. A presença deste efeito nos anos iniciais pode ser indicativo da sobrecarga de trabalho extra classe potencialmente causado pela redução do quadro de professores contratados. As restrições de recursos podem levar os municípios a demitirem professores temporários, elevando a sobrecarga de trabalho dos professores remanescentes. Nos anos finais, a sobrecarga devido a mudança nos gastos parece não ter efeito significativo sobre a aprendizagem

dos alunos, embora apresente estimativa pontual semelhante.

Quanto ao conteúdo curricular foram consideradas duas situações. Na primeira situação investigou-se a relação entre a mudança nos gastos e a presença de conteúdo curricular inadequado as necessidades dos alunos. Os resultados indicam que o efeito da alteração nos gastos afeta a percepção de inadequação do currículo apenas para os anos finais. Na segunda situação foi verificado o efeito dos gastos sobre o não cumprimento do conteúdo curricular ao longo da trajetória escolar do aluno a partir da percepção dos professores. Dos resultados encontrados verifica-se que a mudança nos gastos não tem efeito ao aumentar o descumprimento, mas de reduzi-lo. Nos anos iniciais e finais esta redução é de aproximadamente -0.02σ e indica que o choque nos gastos não tem efeito negativo sobre o cumprimento do conteúdo.

A dificuldade de gestão escolar é definida pela percepção dos professores quanto a supervisão, coordenação e orientação pedagógica que podem configurar um possível problema no processo de aprendizagem. De acordo com os achados, a dificuldade de gestão escolar não apresenta efeito significativo na educação mais básica, anos iniciais. Todavia, a partir da percepção dos professores, o impacto da mudança nos gastos em educação sobre a gestão escolar indica ser um fator relevante para alunos nos anos finais.

Tabela 5: Percepção dos professores sobre possíveis problemas de aprendizagem do aluno

Variáveis	Anos iniciais	Anos finais
Insatisfação e desestímulo	0,206 ^{***} (0,0103)	-0,0411 (0,0475)
Sobrecarga	0,0272 ^{***} (0,00638)	0,0241 (0,0198)
Conteúdo curricular inadequado	-0,0697 (0,0810)	-0,0990 ^{***} (0,0319)
Não cumprimento do conteúdo curricular	-0,0247 ^{**} (0,00983)	-0,0269 ^{***} (0,00667)
Dificuldade de gestão escolar	0,00546 (0,0105)	10,89 ^{***} (0,833)
Fator	-0,181 ^{***} (0,0204)	-11,98 ^{***} (1,463)

¹ A Tabela 5 mostra o efeito da mudança nos gastos em educação em variáveis que os professores consideram gerar problemas no processo de aprendizagem do aluno.

² Os resultados consideram efeitos fixos para escola, estado por ano e controle para estudantes.

³ Com relação a significância: *** : $p < 0,01$, ** : $p < 0,05$ e * : $p < 0,1$.

Os resultados apresentados na Tabela 5 podem ser afetados por problemas relacionados a múltipla testagem, isto é, tanto o sinal quanto a significância de determinadas estimativas podem resultar da análise desagregada das variáveis. Para contornar tal problema, é estimado uma variável agregada de todas as variáveis utilizadas para mensurar os aspectos relacionados ao professor. Tal variável agregada é obtida como o primeiro fator extraído por meio do métodos de componentes principais. A regressão sobre tal variável, chamada aqui de Fator, sugere que a maior exposição a redução de gastos ocasionada pela recessão econômica afeta negativamente a variável que representa o comportamento agregado dos professores, tanto para os anos iniciais quanto

para os anos finais.

Os resultados estimados sugerem que choques recessivos também afetam algumas características da qualidade da escola. Embora outros potenciais canais possam também explicar os resultados, as evidências apontam que a qualidade da escola é um importante mecanismo de explicação de como choques recessivos impactam sobre a proficiência dos estudantes.

6 Conclusões

Este trabalho investigou o impacto do choque recessivo entre 2014–2016 sobre os gastos educacionais e o conseqüente efeito desta variação sobre a performance dos estudantes em Português e Matemática nos anos iniciais e finais das escolas públicas do Brasil. O período de análise compreende 2011–2017 e contempla os estudantes nos anos iniciais (5º ano) e anos finais (9º ano) que foram avaliados pelo SAEB.

A medida de recessão utilizada neste estudo foi mensurada seguindo a abordagem de (SHORES; STEINBERG, 2017) e para acessar o impacto do choque recessivo nas proficiências em Português e Matemática adotou-se o método de diferenças em diferenças (DiD).

As estimativas permitem concluir que os resultados educacionais dos estudantes expostos a mudança nos gastos educacionais no período recessivo tiveram sua performance afetados negativamente tanto nos anos iniciais e quanto finais em ambas os assuntos: português e matemática. Ou seja, estudantes de municípios mais expostos a variação no gasto educacional foram mais prejudicados em períodos recessivos.

Com o intuito de verificar a presença de efeito heterogêneo nos resultados, a medida de recessão foi interagida com características dos estudantes. Constatou-se que há diferencial de desempenho na proficiência apenas para meninas nos anos finais, indicando que elas conseguem reduzir o impacto da variação do gasto educacional sobre a performance.

De acordo com o modelo teórico utilizado para racionalizar as hipóteses principais deste trabalho, a redução do gasto municipal potencialmente afeta a função de produção de habilidades nas variáveis que são dependentes do gasto público. Para verificar se este era realmente o mecanismo de transmissão do choque recessivo via gasto, foi encontrado que diferentes medidas da qualidade da escola, percebidas pelos professores e reportadas em um questionário próprio, foram afetadas pelo choque recessivo. Assim, a redução do gasto possivelmente reduz a performance dos estudantes por meio da diminuição da qualidade da educação ofertada.

Dada a complexidade do efeito das recessões sobre as economias locais, este trabalho demonstrou que tais recessões podem afetar negativamente a acumulação de capital humano por meio da redução dos gastos educacionais. Como recomendação de política, aqueles municípios mais sensíveis a choques econômicos agregados devem criar mecanismos de suavização do gasto educacional evitando com isso que as recorrentes crises econômicas vivenciadas pelo Brasil continuamente afetem a performance em educação.

Referências

- ARELLANO-BOVER, Jaime. The Effect of Labor Market Conditions at Entry on Workers' Long-Term Skills. *Review of Economics and Statistics*, v. 104, p. 1028–1045, 2022.
- BACEN. Banco Central do Brasil. 2021. <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/grafico/graficoestatistica/taxadesocupacao>.
- BERAJA, Martin; HURST, Erik; OSPINA, Juan. The aggregate implications of regional business cycles. *Econometrica*, v. 87, p. 1789–1833, 2019.
- BESLEY, Timothy; PERSSON, Torsten. Taxation and development. In: AUERBACH, Alan J. et al. (ed.). *Handbook of Public Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2013. v. 5. p. 51–110.
- CHENG, Albert; ZAMARRO, Gema. Measuring teacher non-cognitive skills and its impact on students: Insight from the Measures of Effective Teaching Longitudinal Database. *Economics of Education Review*, v. 64, p. 251–260, 2018.
- CHETTY, Raj; FRIEDMAN, John N.; ROCKOFF, Jonah E. Measuring the impacts of teachers II: Teacher value-added and student outcomes in adulthood. *American Economic Review*, v. 104, p. 2633–2679, 2014.
- CIA, Fabiana; OLIVEIRA PAMPLIN, Renata Christian de; ALBUQUERQUE WILLIAMS, Lúcia Cavalcanti de. O impacto do envolvimento parental no desempenho acadêmico de crianças escolares. *Psicologia em Estudo*, v. 13, p. 351–360, 2008.
- CODACE. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. 2017. https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-03/comite-de-data_o-de-ciclos-economicos-comunicado-de-30_10_2017-_1_.pdf.
- CUNHA, Flavio; HECKMAN, James J.; SCHENNACH, Susanne M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, v. 78, p. 883–931, 2010.
- FERREIRA, Francisco H. G.; SCHADY, Norbert. Aggregate economic shocks, child schooling, and child health. *The World Bank Research Observer*, v. 24, p. 147–181, 2009.
- HECKMAN, James J. The economics, technology, and neuroscience of human capability formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 104, p. 13250–13255, 2007.
- HONE, Thomas et al. Effect of economic recession and impact of health and social protection expenditures on adult mortality: a longitudinal analysis of 5565 Brazilian municipalities. *The Lancet Global Health*, v. 7, e1575–e1583, 2019.

- HOYNES, Hilary; MILLER, Douglas L.; SCHALLER, Jessamyn. Who suffers during recessions? *Journal of Economic Perspectives*, v. 26, p. 27–48, 2012.
- IPEA. *Políticas sociais: acompanhamento e análise*. 2021. https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=31656&Itemid=9.
- JACKSON, C. Kirabo. Does school spending matter? The new literature on an old question. In: TACH, L.; DUNIFON, R.; MILLER, D. L. (ed.). *Confronting inequality: How policies and practices shape children's opportunities*. Washington, DC: American Psychological Association, 2020. p. 165–186.
- JACKSON, C. Kirabo. What do test scores miss? The importance of teacher effects on non-test score outcomes. *Journal of Political Economy*, v. 126, p. 2072–2107, 2018.
- JACKSON, C. Kirabo; MACKEVICIUS, Claire. *The distribution of school spending impacts*. Cambridge, MA, 2021.
- JACKSON, C. Kirabo; WIGGER, Cora; XIONG, Heyu. Do school spending cuts matter? Evidence from the great recession. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 13, p. 304–335, 2021.
- JOHNSON, Rucker C.; JACKSON, C. Kirabo. Reducing inequality through dynamic complementarity: Evidence from Head Start and public school spending. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 11, p. 310–49, 2019.
- LAFORTUNE, Julien; ROTHSTEIN, Jesse; SCHANZENBACH, Diane Whitmore. School finance reform and the distribution of student achievement. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 10, p. 1–26, 2018.
- MIAN, Artif; SUFI, Amir. What explains the 2007-2009 drop in employment? *Econometrica*, v. 82, p. 2197–2223, 2014.
- OCDE. *Education at a Glance - Country Note*. 2019. <http://inep.gov.br/education-at-a-glance>.
- RAMESH, M. Economic crisis and its social impacts. *Global Social Policy*, v. 9, p. 79–99, 2009.
- ROSSI, Pedro; MELLO, Guilherme. Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré. IE/UNICAMP, Campinas, 2017. (Nota do Cecon).
- SHAH, Manisha; STEINBERG, Bryce Millett. Drought of opportunities: Contemporaneous and long-term impacts of rainfall shocks on human capital. *Journal of Political Economy*, v. 125, p. 527–561, 2017.
- SHORES, Kenneth; STEINBERG, Matthew. *The impact of the great recession on student achievement: Evidence from population data*. 2017.

STUART, Bryan A. The Long-Run Effects of Recessions on Education and Income. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 14, p. 42–74, 2022.

VARGA, Meagan. *The effects of teacher-student relationships on the academic engagement of students*. Baltimore, 2017.

YAGAN, Danny. Employment hysteresis from the great recession. *Journal of Political Economy*, v. 127, p. 2505–2558, 2019.

Apêndice A

Tabela A.1: Estatísticas descritivas

Variáveis	Anos iniciais		Anos finais	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
PROFICIENCIA_LP_SAEB	156	84,4	207	62,6
PROFICIENCIA_MT_SAEB	166	83,1	208	92,1
IGE	$-8,67 \times 10^{-11}$	1	$1,85 \times 10^{-10}$	1
I-PIB	0,0025	0,2777	0,0024	0,2631
MENINA	0,4465	0,4971	0,5122	0,49985
IDADE	11,1294	12,4068	15,0549	1,2035
PARDO	0,3599	0,48	0,5305	0,49907
PRETO	0,2077	0,4057	0,114	0,31781
ESMAE_NUNCA	0,0453	0,2079	0,0395	0,19466
ESMAE_5	0,1257	0,3315	0,1592	0,36587
ESMAE_9	0,0959	0,2945	0,1262	0,33207
RURAL	0,202	0,4015	0,1613	0,36779
MUNICÍPIOS PEQUENOS	0,5822	0,4932	0,5716	0,49485
INSATISF_E_DESEST	0,2594	0,4383	0,3362	0,4724
SOBRECARGA	0,2962	0,4565	0,3475	0,4761
CONT_CURRIC_INADEQ	0,1791	0,3834	0,1662	0,3723
NÃO_CUMPRIM_CONT	0,246	0,4307	0,2901	0,4537
CARENCIA_PEDAG	0,2224	0,4159	0,2363	0,4248

Tabela A.2: Estatísticas descritivas por quartil

Variável	Quartil 1			Quartil 4			Diff	t
	Observações	Média	DP	Observações	Média	DP		
PAINEL A: Anos iniciais								
PROF_LP_SAEB	606,715	154	$8,32 \times 10^{16}$	559,826	165	$7,31 \times 10^{16}$	0,000	75,9900
PROF_MT_SAEB	606,715	163	$8,64 \times 10^{16}$	559,826	178	$7,53 \times 10^{16}$	0,000	86,7980
IGE	760,347	-1,0607160	1,0756850	732,199	1,044750	0,7268670	0,000	-1,7000
MENINA	732,012	0,3703341	0,4828945	682,589	0,366143	0,4817495	0,000	-5,1640
IDADE	563,290	11,1208300	1,2368160	527,625	11,156900	1,2461440	0,000	21,4570
ESMAE_NUNCA	732,012	0,0360008	0,1862922	682,589	0,037878	0,1909009	0,000	5,9120
ESMAE_5COMPLETO	732,012	0,1021062	0,3027882	682,589	0,106020	0,3078633	0,000	7,6150
ESMAE_9COMPLETO	732,012	0,0800151	0,2713167	682,589	0,077988	0,2681535	0,000	-4,4660
RURAL	760,392	0,1698571	0,3755075	732,242	0,177715	0,3822725	0,000	12,3280
MUNICÍPIOS PEQUENOS	760,392	0,6373765	0,4807577	732,242	0,657253	0,4746282	0,000	25,4130
INSAT_DESEST_PROF	578,289	0,2462246	0,4308113	563,929	0,269222	0,4435558	0,000	28,0990
SOBRECARGA_PROF	580,518	0,2861358	0,4519541	563,638	0,295922	0,4564566	0,000	11,5210
NÃO_CUMP_CONT	579,780	0,2267015	0,4186983	563,729	0,257329	0,4371628	0,000	38,2430
CARENCIA_PEDAG	488,063	0,2148841	0,4107424	508,905	0,227235	0,4190460	0,000	-14,8600
CONT_CURRIC_INADEQ	578,696	0,1702016	0,3758102	564,165	0,175142	0,3800889	0,000	-6,9850

Tabela A.2: Estatísticas descritivas por quartil (Continuação)

Variável	Quartil 1			Quartil 4			Diff	t
	Observações	Média	DP	Observações	Média	DP		
PAINEL B: Anos finais								
PROF_LP_SAEB	633,465	220	$9,94 \times 10^{16}$	540,026	218	$8,21 \times 10^{16}$	0,000	95,4840
PROF_MT_SAEB	633,465	201	$9,86 \times 10^{16}$	540,026	220	$8,21 \times 10^{16}$	0,000	113,8950
IGE	855,694	-0,9946000	1,0008170	745,877	1,0328100	0,7257767	0,000	1,5000
MENINA	819,820	0,3949647	0,4888434	704,341	0,3931391	0,4884476	0,021	2,3000
IDADE	603,129	15,0672000	1,1961240	524,589	15,0940100	1,1973450	0,000	-41,6070
ESMAE_NUNCA	819,820	0,0272670	0,1628604	704,341	0,0283371	0,1659342	0,000	-4,0030
ESMAE_5COMPLETO	819,820	0,1149106	0,3189801	704,341	0,1230469	0,3284913	0,000	-15,4490
ESMAE_9COMPLETO	819,820	0,0968847	0,2958009	704,341	0,0952536	0,2935651	0,001	3,4070
RURAL	819,820	0,1279879	0,3340765	704,341	0,1341055	0,3407659	0,000	-11,1510
MUNICÍPIOS PEQUENOS	819,820	0,5571686	0,4967213	704,341	0,6010100	0,4896910	0,000	-54,7400
INSAT_DESEST_PROF	662,461	0,3410993	0,4740790	576,066	0,3564522	0,4789514	0,000	-17,8780
SOBRECARGA_PROF	665,587	0,3629398	0,4808480	576,066	0,3615920	0,4804619	0,119	1,5580
NÃO_CUMP_CONT	664,702	0,2769888	0,4475112	576,066	0,3169852	0,4653020	0,000	48,6050
DIFICULDADE_GESTAO	549,364	0,2392343	0,4266164	525,21	0,2446583	0,4298848	0,000	65,6240
CONT_CURRIC_INADEQ	663,617	0,1666699	0,3726812	577,557	0,1738945	0,3790191	0,000	10,6750

Tabela A.3: Descrição das variáveis da amostra

Variáveis	Descrição	Fonte
Dependentes		
PROFICIENCIA_LP_SAEB	Proficiência do aluno em Português	SAEB
PROFICIENCIA_MT_SAEB	Proficiência do aluno em Matemática	SAEB
Características do aluno		
MENINA	Menina=1; Menino=0	SAEB
IDADE	Idade do aluno	SAEB
PRETO	Preto=1; 0 caso contrário (c.c.)	SAEB
PARDO	Pardo=1; 0 caso contrário (c.c.)	SAEB
Escolaridade da mãe		
ESMAE_NUNCA	Se mãe nunca estudou=1; 0 c.c.	SAEB
ESMAE_5	Se mãe estudou até o 5º ano=1; 0 c.c.	SAEB
ESMAE_9	Se mãe estudou até o 9º ano=1; 0 c.c.	SAEB
Características demográficas		
RURAL	Se a escola é situada em área rural=1; 0 c.c.	SAEB
MUNICÍPIOS PEQUENOS	População menor ou igual a 100.000 habitantes=1; 0 c.c.	IBGE
Percepção dos professores		
INSATISF_E_DESEST	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a insatisfação e desestímulo do professor com a carreira docente=1; 0 c.c.	SAEB
SOBRECARGA	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a sobrecarga de trabalho dos professores, dificultando o planejamento e o preparo das aulas=1; 0 c.c.	SAEB
CONT_CURRIC_INADEQ	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a conteúdos curriculares inadequados às necessidades dos alunos =1; 0 c.c.	SAEB
NÃO_CUMPRIM_CONT	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido ao não cumprimento dos conteúdos curriculares ao longo da trajetória escolar do aluno =1; 0 c.c.	SAEB
DIFICULDADE DE GESTÃO	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a carência ou ineficiência da supervisão, coordenação e orientação pedagógica=1; 0 c.c.	SAEB
Índice de recessão		
I-GEDUC	Intensidade da recessão medida via gasto educacional	FINBRA

Tabela A.4: Resultados para robustez com adição de variáveis de controle específicas para os anos iniciais

Variáveis	Sem 2011		Sem 2013		Sem 2015		Sem 2017	
	Matemática	Português	Matemática	Português	Matemática	Português	Matemática	Português
IGE	-0,109 ^{***} (0,00480)	-0,0593 ^{***} (0,00320)	-0,0324 (0,0220)	-0,0428 ^{**} (0,0183)	-0,0622 ^{***} (0,0112)	-0,0647 ^{***} (0,0139)	-0,0109 (0,00915)	-0,0109 (0,00915)
Observações	1 884 284	1 884 284	1 672 649	1 672 649	1 601 789	1 601 789	1 583 406	1 583 406
R ² ajustado	0,2647	0,2676	0,8645	0,8345	0,8506	0,8331	0,8554	0,8554
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Estado por ano EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

¹ A Tabela A.4 apresenta os resultados de robustez que buscam identificar a dependência dos resultados de proficiência de alunos nos anos iniciais obtidos dado a presença de um ano específico incluído na amostra. Para tanto, retirou-se ano a ano da amostra e foi verificado se há dependência dos resultados. Ademais, foram incluídos efeitos fixos para escola, estado por ano e controles para estudantes.

² Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

³ Com relação a significância: ^{***} $p < 0,01$, ^{**} $p < 0,05$ e ^{*} $p < 0,1$.

Tabela A.5: Resultados para robustez com adição de variáveis de controle específicas para os anos finais

Variáveis	Sem 2011		Sem 2013		Sem 2015		Sem 2017	
	Matemática	Português	Matemática	Português	Matemática	Português	Matemática	Português
IGE	-0,986 ^{***} (0,159)	-5,871 ^{***} (0,390)	-0,986 ^{***} (0,159)	-0,0299 ^{***} (0,00526)	-0,0120 ^{***} (0,00333)	-0,0293 ^{***} (0,00485)	-0,00571 ^{**} (0,00283)	-0,00571 ^{**} (0,00283)
Observações	1 860 452	1 860 452	1 577 958	1 577 958	1 512 741	1 512 741	1 492 186	1 492 186
R ² ajustado	0,226	0,216	0,874	0,862	0,870	0,865	0,879	0,869
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Estado por ano EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

¹ A Tabela A.5 apresenta os resultados de robustez que buscam identificar a dependência dos resultados de proficiência de alunos nos anos finais obtidos dado a presença de um ano específico incluído na amostra. Para tanto, retirou-se ano a ano da amostra e foi verificado se há dependência dos resultados. Ademais, foram incluídos efeitos fixos para escola, estado por ano e controles para estudantes.

² Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

³ Com relação a significância: ^{***} $p < 0,01$, ^{**} $p < 0,05$ e ^{*} $p < 0,1$.

Tabela A.6: Resultados para robustez com adição de variáveis de tendência pré-período recessivo para os anos iniciais

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
IGE	-0,0713*** (0,0169)	-0,0742*** (0,0161)	-0,0524*** (0,0524)	-0,0815*** (0,0194)	-0,0768*** (0,0181)	-0,0545*** (0,0176)
IGE*2011	0,0039 (0,0113)	0,0025 (0,1131)	0,1761* (0,0095)	0,0037 (0,0122)	0,0027 (0,0120)	0,0168* (0,0095)
IGE*2013	-0,0035 (0,0036)	-0,0047 (0,0033)	-0,0027 (0,0034)	-0,0066** (0,0033)	-0,0075** (0,0029)	-0,0047 (0,0177)
Observações	2 414 977	2 259 002	2 259 002	2 414 977	2 259 002	2 259 002
R ² ajustado	0,7979	0,8128	0,8154	0,8154	0,7875	0,7897
Escola EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controles para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

¹ A Tabela A.6 reporta os resultados do exercício de robustez no qual foi verificado se há evidências de tendências prévias no resultado de proficiência do aluno antes do período recessivo para alunos dos anos iniciais.

² Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

³ Com relação a significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

Tabela A.7: Resultados para robustez com adição de variáveis de tendência pré-período recessivo para os anos finais

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
IGE	0,0229*** (0,0081)	0,0199** (0,0083)	-0,0167*** (0,0063)	-0,0408*** (0,0105)	-0,0389*** (0,0082)	-0,0318*** (0,0082)
IGE*2011	0,0001 (0,0064)	-0,0015 (0,0067)	0,0085* (0,0048)	0,0036 (0,0072)	0,0026 (0,0074)	0,1018** (0,0051)
IGE*2013	0,0005 (0,0027)	-0,0012 (0,0027)	0,0001 (0,0025)	-0,0018 (0,0028)	-0,0029 (0,0027)	0,0001 (0,0024)
Observações	2 232 467	2 147 783	2 147 783	2 232 467	2 147 783	2 147 783
R ² ajustado	0,8203	0,8336	0,8347	0,8043	0,8202	0,8210
Escola EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controles para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

¹ A Tabela A.7 reporta os resultados do exercício de robustez no qual foi verificado se há evidências de tendências prévias no resultado de proficiência do aluno antes do período recessivo para alunos dos anos finais.

² Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

³ Com relação a significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

Tabela A.8: Resultados para robustez com adição de variáveis pré-determinadas

Variáveis	Anos iniciais		Anos finais	
	Matemática	Português	Matemática	Português
IGE	-0,0048 (0,0033)	-0,0045 (0,0030)	-0,0048** (0,0024)	-0,0057*** (0,0021)
Observações	2 233 420	2 233 420	2 137 710	2 137 710
R ² ajustado	0,7909	0,7687	0,8163	0,8051
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Não	Não	Não	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Não	Não
Controle para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim

¹ A Tabela A.8 reporta os resultados do exercício de robustez no qual foi testado se a inclusão de novas variáveis de controle ao nível municipal afetaram os resultados de proficiência do aluno nos anos iniciais e finais. Para tanto foi considerada a especificação preferida, isto é, foram incluídos efeitos fixos para escola, estado por ano e controles para estudantes.

² Erros-padrão estimados ao se clusterizar ao nível da escola.

³ Com relação a significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

ASCENSÃO E DECLÍNIO: ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DAS OCUPAÇÕES NO BRASIL

JANAÍNA FEIJÓ *
LAÍSA RACHTER DE SOUSA DIAS †
FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA FILHO ‡
FERNANDO VELOSO §

Resumo

Este artigo analisa o comportamento das ocupações do mercado de trabalho brasileiro e caracteriza as tendências de ascensão e declínio. Utilizando uma abordagem similar à de [Amaral *et al.* \(2018\)](#) e os microdados da PNAD Contínua (PNADC) entre os anos de 2012 e 2019, estimamos quais ocupações mais cresceram/declinaram ao longo desse período. Os resultados sugerem que, entre as ocupações que mais cresceram, destacam-se as relacionadas aos serviços, tais como Outros Vendedores (16,2 % a.a.), e Vendedores de Rua e Postos de Mercado (11 % a.a.). As ocupações relacionadas a TI e “centrada nas pessoas” também figuraram entre as que mais cresceram, como observado em economias desenvolvidas, embora a representatividade dessas ocupações ainda seja pequena.

Palavras-chave: mercado de trabalho; ocupações; ascensão; declínio; tendências.

Abstract

This paper analyzes the behavior of occupations in the Brazilian labor market and describes upward and downward trends. Using an approach similar to [Amaral *et al.* \(2018\)](#) and microdata from the PNAD Contínua (PNADC), between 2012 and 2019, we investigate which occupations grew/declined the most over this period. The results suggest that, among the emerging occupations, those related to services stand out, such as Other Sellers (16,2 % p.a.) and Street Sellers and Market Posts (11 % p.a.). IT-related and people-centric occupations were also among the fastest-growing, as observed in developed economies, although the number of workers in these occupations is relatively low.

Keywords: labor market; occupations; emerging; declining; trends.

JEL classification: J21; J24; J82

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea193814>

* Pesquisadora do FGV IBRE. E-mail: janaina.feijo@fgv.br

† Especialista de diversidade e gênero no BID. E-mail: laisarachter@gmail.com

‡ Pesquisador do FGV IBRE. E-mail: fernando.filho@fgv.br

§ Diretor de Pesquisa do Instituto Mobilidade e Desenvolvimento Social — IMDS. E-mail: fernando.veloso@imdsbrasil.org

1 Introdução

O crescimento exponencial das tecnologias digitais, combinado com o rápido desenvolvimento e implantação da robótica, da inteligência artificial (IA) e das novas plataformas tecnológicas, está acelerando o ritmo das mudanças no mercado de trabalho. Esses fenômenos, por sua vez, geram mudanças nas ocupações e nas demandas por habilidades.

Vários estudos mostram que nos países desenvolvidos as ocupações compostas principalmente por tarefas repetitivas estão sendo cada vez mais automatizadas e a demanda por trabalhadores nessas ocupações está diminuindo. Em contraste, as ocupações que requerem tarefas não repetitivas e, portanto, não facilmente automatizadas, estão crescendo ao longo do tempo (Arntz, Gregory e Zierahn (2016)).

De acordo com o Zahidi *et al.* (2020), o declínio de algumas ocupações tenderá a ser compensado pelo surgimento e crescimento de outras ocupações do “futuro”. Haverá uma crescente demanda por trabalhadores que possam preencher empregos na economia verde, economia de dados e IA, novas funções em engenharia, computação em nuvem e desenvolvimento de produtos.

Buscando compreender quais são as principais transformações ocupacionais que o mercado de trabalho brasileiro tem vivenciado nos últimos anos e analisar se as tendências de ascensão e declínio das ocupações estão em consonância com os achados internacionais, empregamos uma abordagem similar à de Amaral *et al.* (2018). Utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua de 2012 a 2019, estimamos quais ocupações mais cresceram e declinaram no Brasil (total, formais e informais) e nas cinco regiões ao longo desse período.

Embora o estudo de Amaral *et al.* (2018) inclua o Brasil, seus dados são provenientes apenas da plataforma do LinkedIn. Ao final de 2021 existiam 50 milhões de usuários brasileiros no LinkedIn, englobando pessoas que estavam empregadas, buscando emprego, estudantes, entre outros perfis. De acordo com a pesquisa amostral realizada pela Statista, cerca de 67% dos usuários dessa mídia social tinham no mínimo ensino superior completo e 60% tinham entre 25 e 34 anos. Dessa forma, os resultados de Amaral *et al.* (2018) tendem a não representar tão bem a população brasileira que está empregada, pois apenas uma pequena parcela de brasileiros, particularmente aqueles com melhores condições socioeconômicas e mais escolarizados, são usuários desse tipo de rede. Portanto, pretendemos complementar os achados desses autores ao captar padrões e tendências que representem o universo de trabalhadores brasileiros. Nossa amostra é composta por mais de 82 milhões de pessoas ocupadas por trimestre, em média, de 2012 a 2019, com 23% dos trabalhadores tendo nível superior.

Saboia e Krubrusly (2021) também analisaram a evolução do mercado de trabalho brasileiro entre os anos de 2003 e 2017 sob o enfoque das ocupações. Os autores utilizaram uma amostra composta por trabalhadores com vínculos formais e a classificação de subgrupos principais — 45 ocupações. Os resultados mostraram um crescimento expressivo do emprego para os trabalhadores de nível superior e nas ocupações de mecanização agrícola, do comércio e serviços. Essa expansão do emprego ocorreu de forma mais intensa no período 2003–2010 do que em 2010–2017. De acordo com os autores, devido a classificação de ocupações utilizada considerar um nível muito agregado, não foi possível realizar uma análise mais detalhada da estrutura ocupacional e sua

evolução ao longo do tempo.

O presente estudo busca preencher algumas lacunas existentes na literatura nacional sobre os padrões ocupacionais. A primeira delas está relacionada ao emprego. Como o mercado de trabalho brasileiro é historicamente caracterizado por alta informalidade, em que mais de 40% da população ocupada tende a estar em atividades informais¹, torna-se imprescindível analisar as tendências para o mercado de trabalho como um todo e separado por tipo de vínculo (formal e informal). A segunda diz respeito ao nível de agregação das ocupações. Com a finalidade de melhor entender o comportamento das ocupações, consideramos um nível mais fino de agregação — 127 subgrupos ocupacionais. E a terceira, por fim, está ligada à análise regional, ao levarmos em consideração o fato de que as regiões brasileiras possuem dinâmicas distintas e as mudanças ocupacionais podem estar ocorrendo em velocidades diferentes em cada uma delas.

Esse artigo também está relacionado aos estudos sobre mudanças nas habilidades demandadas pelo mercado de trabalho. Vários pesquisadores têm investigado os requisitos de habilidades de tarefas e ocupações, tanto internacionalmente por Autor, Katz e Kearney (2006), Autor (2013), Autor e Handel (2013), Acemoglu e Autor (2012) e Acemoglu e Restrepo (2018) como nacionalmente por Soares Junior e Funchal (2016) e Maciente (2016).

Soares Junior e Funchal (2016), por exemplo, construíram uma classificação de atividades exercidas pelos trabalhadores com base na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). A classificação possui cinco tipos de atividades — rotineiras cognitivas, rotineiras manuais, não rotineiras analíticas, não rotineiras interativas e não rotineiras manuais. Os autores verificaram o aumento na demanda por atividades não rotineiras analíticas/interativas e redução na demanda por atividades rotineiras manuais no período 1985–2002. Já Maciente (2016) construiu uma classificação própria de competências/habilidades dos trabalhadores e as tarefas ocupacionais a partir da CBO e dos dados da *Occupational Information Network (O*NET)*. Seus resultados mostram que a mão de obra empregada tende a estar em ocupações que utilizam mais intensamente habilidades ligadas às atividades administrativas.

A presente pesquisa também se conecta com os relatórios de futuro do trabalho de importantes instituições internacionais. Bughin *et al.* (2018), por exemplo, indicam que a automação aumentará a demanda por habilidades tecnológicas avançadas, como programação, mas que a demanda por habilidades digitais básicas também crescerá em virtude dos novos tipos de emprego que surgirão. Os empregos no futuro terão requisitos maiores de habilidades sociais e emocionais (por exemplo, ensinar e treinar outros, habilidades interpessoais e empatia, empreendedorismo ou adaptabilidade e aprendizagem contínua) e habilidades cognitivas avançadas. Para mais detalhes ver Deming (2017) e Bughin *et al.* (2018).

Por outro lado, Muro *et al.* (2017) evidenciam a importância das habilidades tecnológicas. Esses pesquisadores verificaram que uma parcela de empregos em ocupações que exigiam poucas habilidades digitais diminuiu entre 2002 e 2016, enquanto os componentes digitais de muitas ocupações que normalmente não os exigiam, como os de enfermeiras ou trabalhadores da construção, aumentaram significativamente.

¹ Percentual obtido a partir dos microdados da PNAD Contínua do 4º trimestre de 2019.

A análise das ocupações em ascensão e em declínio proposta nesse trabalho revelou pelo menos quatro tendências no Brasil:

- i. Crescimento das ocupações relacionadas ao uso intensivo de tecnologia, tais como dirigentes de serviços de TI e comunicações (9,4 % a.a.) e especialistas em base de dados e redes de computadores (9,7 % a.a.);
- ii. Aumento de ocupações “centradas nas pessoas”;
- iii. Declínio de funções administrativas e técnicas associadas às funções repetitivas e operacionais;
- iv. Expansão dos empregos relacionados aos serviços, tais como outros vendedores (16,2 % a.a.) e vendedores de rua e postos de mercado (11 % a.a.).

As três primeiras tendências observadas são compatíveis com as evidências internacionais, em particular com os resultados de [Amaral et al. \(2018\)](#), apontando que funções com uso intensivo de tecnologia estão entre as principais ocupações emergentes em diversos países, incluindo o Brasil.² Segundo [Zahidi et al. \(2020\)](#), o conjunto de profissões emergentes refletirá a importância contínua da interação humana na nova economia, com o aumento da demanda por empregos na economia do cuidado; funções em *marketing*, vendas e produção de conteúdo. A quarta tendência está muito relacionada às características da economia e do mercado de trabalho brasileiro, em que o setor de serviços se destaca e onde os trabalhadores informais tendem a estar proporcionalmente mais concentrados. Essa tendência também ocorre em todas as regiões.

Este trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados alguns fatos estilizados sobre o comportamento dos grandes grupos ocupacionais no Brasil nos últimos dez anos. Na terceira são descritos os dados e a metodologia utilizados para identificar as ocupações em ascensão e em declínio. Na quarta seção são comentados os resultados, colocando-os em perspectiva em relação a algumas evidências internacionais. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais.

2 Fatos Estilizados

Nesta seção analisamos o comportamento do emprego por grandes grupos ocupacionais entre o 1º trimestre de 2012 e o 3º trimestre de 2021, considerando as pessoas ocupadas de 14 anos ou mais. Na Classificação de Ocupações para Pesquisas Domiciliares (COD)³ da PNADC há 434 ocupações que podem ser agregadas em 127 Subgrupos ou em 10 Grandes Grupos (GG).

Os GG formam o nível mais agregado da classificação, correspondendo ao nível de competência e similaridade nas atividades executadas. A ordenação

²O estudo inclui a Austrália, França, Reino Unido, Índia, Argentina, Brasil, Chile, México e África do Sul.

³A COD foi originada a partir da Classificação Brasileira de Ocupações domiciliar (CBO domiciliar) do IBGE, que é considerada uma adaptação da CBO disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). A CBO domiciliar era idêntica à CBO no nível mais agregado, contudo alguns subgrupos foram reagrupados devido às dificuldades de captá-los com precisão nas pesquisas domiciliares.

dos GG é feita com base na recriação do modelo da *Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-08)* para a realidade brasileira, levando em consideração os avanços no mercado de trabalho e uma compreensão mais recente de competência, cujo nível é relacionado mais fortemente com a complexidade das atividades exercidas do que com o nível de escolaridade.⁴ A análise a seguir faz uso dos GG para facilitar a visualização e a análise dos padrões ocupacionais no Brasil. Vale ressaltar que será dada maior ênfase até o 4º trimestre de 2019 para evitar inferir padrões com base em períodos atípicos, como foi o caso da pandemia da Covid que ocorreu entre os anos 2020 e 2021. Contudo, as informações numéricas referentes a esses dois anos podem ser visualizadas na [Tabela A.1 do Apêndice A](#).

De acordo com a [Figura 1](#), podemos observar que as participações dos GG têm apresentado algumas modificações na última década. A quantidade de trabalhadores em “Ocupações Elementares” caiu de 18,2 milhões para 16,2 milhões entre o primeiro trimestre de 2012 e o quarto trimestre de 2019, reduzindo sua participação de 20,7% para 16,9%. Essa redução está associada à dinâmica dos trabalhadores dos “Serviços e Vendedores do Comércio”, que tem crescido consistentemente ao longo dos anos, principalmente a partir de 2015, abrangendo 22,2 milhões de trabalhadores e representando 23,2% de toda a população ocupada no 4º trimestre de 2019. A quantidade de “Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios” permaneceu relativamente estável no período, totalizando um pouco mais de 12 milhões de pessoas e uma participação em torno de 13,5%.

Das 88 milhões de pessoas ocupadas no 1º trimestre de 2012, mais da metade (53,1%) trabalhava em:

- i. Ocupações Elementares;
- ii. Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados;
- iii. Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios.

Esse percentual variou pouco ao longo do tempo. No 4º trimestre de 2019, por exemplo, dos 95,5 milhões de pessoas ocupadas, cerca de 51,2 milhões (53,6%) ainda continuavam em um desses grupos. Esses grupos englobam ocupações de atividades simples, de baixa produtividade e com remunerações médias mais baixas do que os demais grupos. Os menos escolarizados tendem a estar concentrados nessas ocupações.

Por outro lado, no quarto trimestre de 2019 uma pequena parcela da população ocupada estava alocada em ocupações que requerem maior instrução e que tendem a apresentar as melhores oportunidades salariais, tais como “Diretores e Gerentes” (4,3%) e “Profissionais das Ciências e Intelectuais” (11,1%). Vale ressaltar que o grupo “Profissionais das Ciências e Intelectuais” aumentou sua participação em quase 2 p.p., no período, comportando 10,6

⁴Entende-se por competência a capacidade de realizar tarefas e funções correspondentes a um determinado trabalho. Já o nível de competência é definido em função da complexidade e diversidade de tarefas e funções desempenhadas em cada ocupação. Os grupos 0 e 1 não têm nível de competência definida, o grupo 2 tem competência 4, o grupo 3 tem competência 3 e os grupos 5 a 9 têm competência 2. Mais detalhes em [MTE \(2010\)](#).

milhões de trabalhadores. O incremento de 7,5 milhões na população ocupada entre o primeiro trimestre de 2012 e o quarto trimestre de 2019 ocorreu principalmente pela expansão dos “Trabalhadores dos Serviços e Vendedores dos Comércio e Mercados”. Esse grupo é composto por cozinheiros, garçons e atendentes de bar, cabeleireiros, vendedores de rua e postos de mercado, comerciantes, dentre outros. Em “Ocupações Elementares” estão os trabalhadores domésticos, de limpeza, ajudantes de preparação de alimento, lavadores de veículos, janelas e limpeza manuais, ambulantes dos serviços e afins, coletores de lixo, dentre outros.

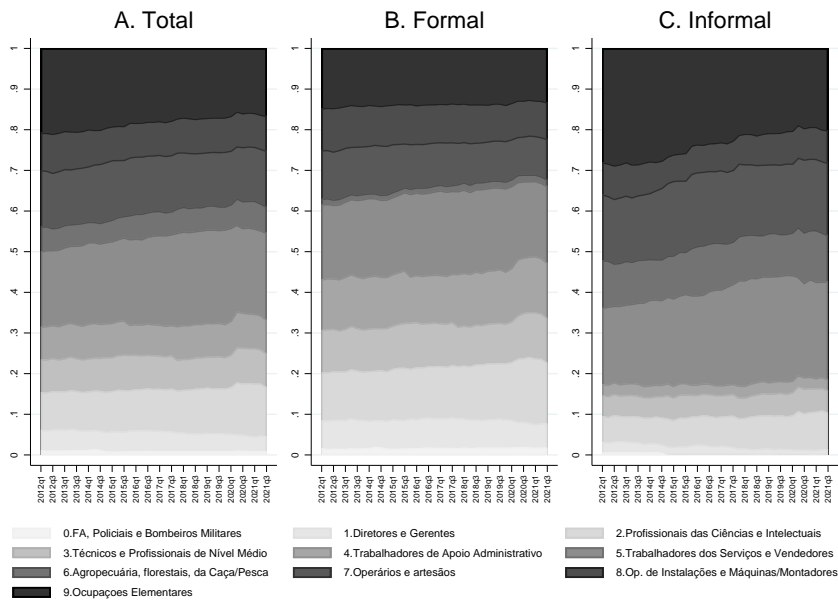
Observa-se que a remuneração média dos grupos ocupacionais difere entre si. Ocupações que exigem mais qualificação tendem a oferecer melhores salários. Trabalhadores das “Ocupações Elementares”, por exemplo, têm apresentado o menor rendimento médio ao longo do tempo. No 4º trimestre de 2019, o rendimento médio habitual desse grupo (R\$ 1152) era distante, inclusive, do segundo e terceiro GG com menores rendimentos, que foram os “Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca” (R\$ 1672) e os “Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados” (R\$ 1818). Já os “Diretores e Gerentes” e “Profissionais das Ciências Intelectuais” foram os GG com os maiores salários médios, com R\$ 7216 e R\$ 5868, respectivamente.

A fim de compreender melhor o mercado de trabalho, desagregamos a análise por tipo de vínculo: formal e informal.⁵ Faz-se necessário investigá-los separadamente por possuírem características distintas e devido à importância dos informais na economia brasileira. A participação dos informais tem crescido consistentemente nos últimos anos, representando 47,7% das pessoas ocupadas no 4º trimestre de 2019.

De acordo com a Figura 1, observa-se que as participações dos GG 1 a 4 são bem maiores entre os formais do que os informais. Por exemplo, entre os trabalhadores formais, 12,8% eram “Trabalhadores do Apoio Administrativo”, 13,8% eram “Profissionais das Ciências e Intelectuais” e 7% eram “Diretores e Gerentes” no 4º trimestre de 2019. Entre os informais, essas participações foram de 3%, 8,1% e 1,4%, respectivamente. Vale destacar que enquanto a participação de “Ocupações Elementares” permaneceu relativamente estável entre os formais, caindo de 14,7% para 13,8% no período de análise, entre os informais esse GG apresentou uma queda expressiva, passando de 28% para 20,3%.

⁵Considera-se trabalhadores com vínculo formal aqueles que trabalham no setor público ou privado com carteira assinada, domésticas com carteira assinada, empregadores, militares e servidores estatutários. Já os informais são os trabalhadores conta própria, trabalhadores públicos ou privados sem carteira, domésticas sem carteira assinada e trabalhador familiar auxiliar. Vale ressaltar que a definição utilizada se deve ao fato de que não foi possível retirar os conta própria com CNPJ do grupo dos informais devido ao fato de que essa informação não está disponível para todo o período analisado (2012–2021).

Figura 1: Evolução das participações dos grandes grupos ocupacionais do Brasil no período do 1º trimestre de 2012 ao 3º trimestre de 2021



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Nota: A Tabela A.4 do Apêndice A apresenta as subcategorias de cada um dos dez grandes grupos.

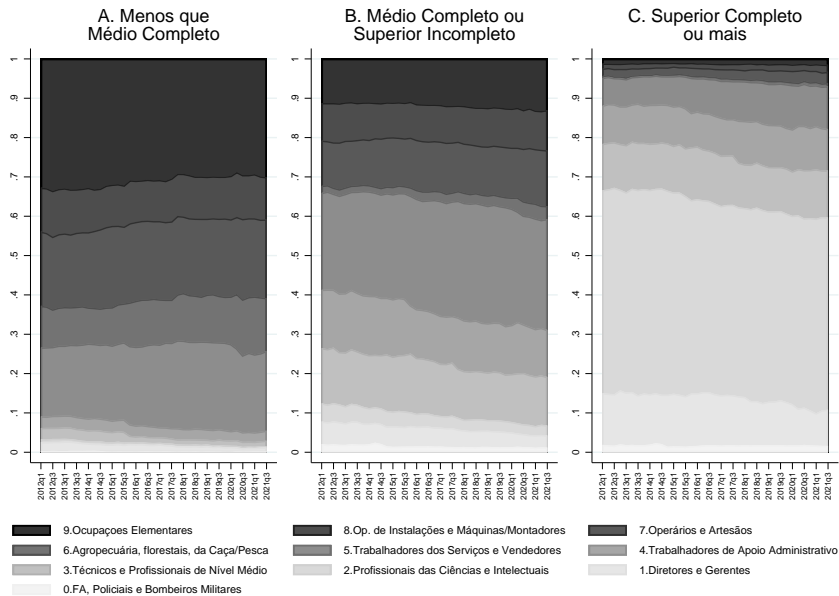
Também podemos observar diferenças salariais entre trabalhadores formais e informais. Os formais tendem a possuir remunerações maiores do que os informais, independente do GG analisado. Para ilustrar, no 4º trimestre de 2019 os formais que trabalhavam em “Ocupações Elementares” ganhavam em média R\$ 1470 e os informais R\$ 900. A maior discrepância salarial entre esses dois grupos de trabalhadores foi nos “Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, Caça/Pesca” (R\$ 3457 *versus* R\$ 1291) e a menor está nos “Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores” (R\$ 2198 *versus* R\$ 1934).

Outro ponto que merece destaque é que durante a pandemia da COVID (2020–2021) observou-se uma perda de participação dos GG de menor competência (5 ao 9) e elevação da participação dos de maior competência (1 ao 4). Esse fato sugere que as pessoas que perderam seus postos de trabalho foram aquelas que estavam em ocupações de menor qualificação e com remunerações mais baixas. Com a saída dessas pessoas do mercado de trabalho, a importância relativa dos GG 1 a 4 aumentou, principalmente no pico da pandemia, no 2º e 3º trimestre de 2020. Além disso, observa-se que as participações das ocupações relacionadas ao setor de serviços (GG 5) apresentaram queda, principalmente entre os informais. Isso indica que os mais afetados durante a pandemia foram os informais ligados ao setor de serviços, que tiveram que suspender suas atividades devido às medidas de isolamento (ver Tabela A.1 do Apêndice A).

No Brasil há grandes heterogeneidades entre os trabalhadores, que são fortemente correlacionadas com suas ocupações e salários. Dentre elas destacam-

se as de educação. Sendo assim, as Figuras 2 e 3 apresentam o comportamento das ocupações desagregando por nível educacional para todos os trabalhadores brasileiros, formais e informais⁶.

Figura 2: Evolução das participações dos grandes grupos ocupacionais do Brasil por nível educacional no período do 1º trimestre de 2012 ao 3º trimestre de 2021



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Mais de 44,6 milhões (51 %) de trabalhadores não possuíam o ensino médio completo no 1º trimestre de 2012 e estavam empregados predominantemente em “Ocupações Elementares” (32,7 %) ou eram “Operários e artesãos” (18,9 %) e “Trabalhadores dos serviços e vendedores dos comércios” (17,5 %). A quantidade de trabalhadores com esse nível de instrução diminuiu para 36,8 milhões de trabalhadores (38,5 %) no 4º trimestre de 2019. Contudo, permaneceram concentrados nos mesmos grupos ocupacionais, com 29,9 %, 19,9 % e 22,2 %, respectivamente. Dos 19,6 milhões de trabalhadores com ensino superior completo no 4º trimestre de 2019, 47,9 % eram “Profissionais das Ciências e Intelectuais”. Logo, a Figura 2 mostra que os trabalhadores com menores níveis de escolaridade tendem a estar proporcionalmente mais concentrados em ocupações com baixos níveis de competências, enquanto os mais escolarizados estão nos grupos de maior competência e complexidade. Já os que têm ensino médio (39,1 % dos trabalhadores) geralmente trabalham em ocupações relacionadas aos serviços.

Analisando a composição educacional dos formais e informais no período 2012–2019, Figura 3, observamos que a parcela dos formais com ensino supe-

⁶Exercícios adicionais foram realizados com a definição que inclui os conta própria com CNPJ no grupo dos formais no período em que é possível fazer esse tipo de distinção (4º trimestre de 2015 a 3º trimestre de 2021). Os mapas de áreas não apresentaram mudanças significativas pois os conta própria com CNPJ ainda representam uma parcela pequena do total dos conta própria.

rior aumentou 7,9 p.p., passando de 19,7 % para 27,7 %, enquanto a de menos que ensino médio completo caiu 10,9 p.p., diminuindo de 37,0 % para 26,2 %. Entre os informais a redução da parcela de trabalhadores com menos que ensino médio também foi expressiva (67,3 % para 52,0 %), contudo mais da metade dos trabalhadores informais ainda possuem baixa escolaridade. Sob esse contexto educacional, os trabalhadores com até ensino médio incompleto possuem baixa probabilidade de estarem alocados em ocupações que remuneram melhor.

A Tabela 3 também mostra que os padrões ocupacionais são distintos para quem tem alto e baixo nível educacional. As faixas dos grupos ocupacionais 6 a 9 se estreitam à medida que se aumenta a escolaridade dos trabalhadores, perdendo participação em comparação com os grupos 1 a 5. Esse padrão ocorre nos formais e informais, mas é mais acentuado para o primeiro.

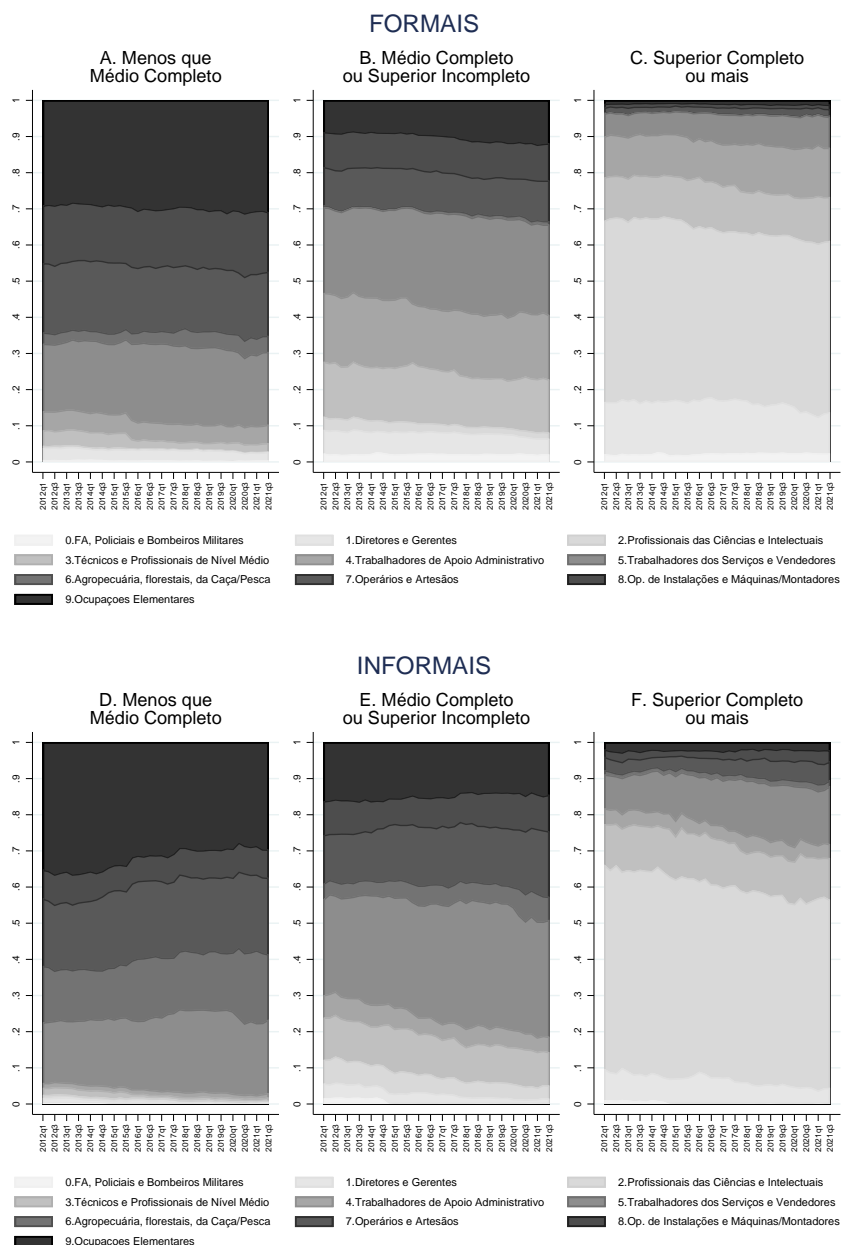
Ou seja, independentemente do tipo de vínculo dos trabalhadores, os que têm baixa escolaridade estão predominantemente em ocupações mais simples e elementares, enquanto os com maior escolaridade são profissionais das ciências e intelectuais ou estão ocupados em cargos de gerências e diretorias. Em números, 31,3 % dos formais com menos do que ensino médio completo trabalhavam em “Ocupações Elementares” no 4º trimestre de 2019. Embora para os informais esse percentual tenha sido relativamente menor (29,3 %), vale ressaltar que 52 % de todos os informais estavam nesse subgrupo educacional.

As participações dos informais que trabalham em “Agropecuária, Florestais, da Caça e Pesca” (15,6 %) e como “Operários e Artesãos da construção e outros ofícios” (21,2 %) são mais elevadas do que as verificadas entre os formais. Nesses dois grupos destacam-se os trabalhadores de agricultura familiar e pedreiros, que representam uma parcela significativa dos informais com escolaridade inferior ao ensino médio completo. Durante a pandemia a participação dos formais com baixa escolaridade não foi tão afetada quanto a dos informais.

Em relação aos que têm ensino médio completo, destaca-se a importância do grupo “Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados”, que é maior entre os informais (26,5 % no 1º trimestre de 2012 e 34,7 % no 4º trimestre de 2019) do que entre os formais (23,7 % no 1º trimestre de 2012 e 27,1 % no 4º trimestre de 2019). Observa-se também que os “Técnicos e Profissionais de Nível Médio” e “Trabalhadores de Apoio Administrativo” têm maior representatividade entre os formais.

Já entre os que têm ensino superior, a maior parte dos formais trabalhavam como “Profissionais das Ciências e Intelectuais” (46,8 %) ou como “Dirigentes e Gerentes” (13,5 %) no 4º trimestre de 2019. Entre os informais, os “Profissionais das Ciências e Intelectuais” (50,6 %) e os “Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados” (16,5 %) se destacam.

Figura 3: Evolução das participações dos grandes grupos ocupacionais dos trabalhadores formais e informais por nível educacional no Brasil no período do 1º trimestre de 2012 ao 3º trimestre de 2021



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Nota: A Tabela A.4 do Apêndice A apresenta as subcategorias de cada um dos dez grandes grupos.

Podemos observar que o nível educacional dos indivíduos é um importante determinante dos tipos de emprego que conseguirão, condicionando inclusive os salários que irão auferir. Trabalhadores com menos que ensino médio com-

pleto possuem baixas chances de trabalharem em ocupações que remuneram melhor. Estes fatos estilizados dialogam com os resultados encontrados por Saboia e Kubrusly (2021).

Além disso, verifica-se que dois trabalhadores na mesma ocupação, mas com vínculos trabalhistas e níveis educacionais distintos, tenderão a apresentar salários diferentes. Por exemplo, os informais com ensino superior que trabalham em “Agropecuária, Florestais, da Caça e Pesca” apresentaram em média rendimento 80 % inferior aos formais com essas características.

Os informais com ensino médio que trabalham em “Ocupações Elementares” têm salários 30 % menores do que os formais nessa categoria. Ainda considerando os que estão em “Ocupações Elementares” e apenas os informais, as pessoas que tinham menos que médio completo ganhavam, em média, metade do valor do salário daqueles que tinham superior completo. Adicionalmente, no Apêndice B é possível visualizar uma figura de composição ocupacional para as cinco regiões do Brasil.

3 Estratégia Empírica

3.1 Dados

Para analisar quais são as ocupações que estão em declínio e ascensão no Brasil nos últimos anos, utilizamos os microdados da PNAD Contínua no período 2012–2019 referentes ao primeiro trimestre de cada ano. Os microdados foram agregados para construir três painéis:

- i. ano-ocupação;
- ii. ano-ocupação-vínculo;
- iii. ano-ocupação-região

A partir desses dados em painel será possível analisar as tendências e padrões das ocupações para o Brasil, desagregado por tipo de vínculo (formais e informais) e por regiões.

Neste artigo foram considerados formais os trabalhadores ocupados no setor público ou privado com carteira assinada, domésticas com carteira assinada, empregador, militares e servidores estatutários. Já os informais⁷ são os trabalhadores por conta própria, trabalhadores públicos ou privados sem carteira, domésticas sem carteira assinada e trabalhador familiar auxiliar.

A variável “emprego” corresponde ao total de trabalhadores com 14 anos ou mais de idade em cada uma das ocupações em determinado período. Foi considerada o COD da PNAD Contínua, desagregado no nível de subgrupo, que possui três dígitos e 127 categorias. Fez-se necessário aplicar alguns filtros, como a exclusão dos indivíduos que não tinham o código de ocupação identificado. Também foram retirados da amostra aqueles que estavam no grupo “Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares”.⁸ Fez-se uso dos pesos amostrais para que nossa análise representasse o universo

⁷Como a PNAD Contínua só possibilita a separação dos conta própria com e sem CNPJ a partir de 2015, não foi utilizada a definição que incorpora apenas os conta própria sem CNPJ no grupo dos informais.

⁸Optou-se por não os incluir por representarem menos de 1 % das pessoas empregadas e por possuírem uma dinâmica diferente das demais ocupações.

populacional. A amostra representa mais de 82 milhões de pessoas ocupadas, em média, por trimestre, e o painel agregado possui 1015 observações e 123 categorias de ocupação.

3.2 Metodologia

Inicialmente, calcula-se as ocupações que apresentaram os maiores crescimentos/declínios com base na análise realizada por [Amaral et al. \(2018\)](#), que busca caracterizar as mudanças na demanda por habilidades associadas às mudanças nas ocupações. As tendências são obtidas a partir das taxas de crescimento estimadas pelos seguintes modelos econométricos:

Brasil

$$emp_{it} = \gamma_i + \sum_i \beta_i I[ocup = i] \times t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln(emp_{it}) = \gamma_i + \sum_i \beta_i I[ocup = i] \times t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Regiões

$$emp_{irt} = \gamma_i + \gamma_r + \gamma_{ir} + \sum_i \sum_r \beta_{ir} I[ocup = i] \times I[região = r] \times t + \varepsilon_{irt} \quad (3)$$

$$\ln(emp_{irt}) = \gamma_i + \gamma_r + \gamma_{ir} + \sum_i \sum_r \beta_{ir} I[ocup = i] \times I[região = r] \times t + \varepsilon_{irt} \quad (4)$$

Onde emp_{it} representa a quantidade de pessoas ocupadas na categoria i no período t . Analogamente, emp_{irt} representa essa mesma informação para cada região r . Essas variáveis dependentes serão regredidas em nível e em logaritmo natural. Assim, captura-se tanto o crescimento absoluto quanto o crescimento percentual médio da quantidade de empregos para cada uma das 123 ocupações.

$I[ocup = i]$ é uma função indicadora para cada ocupação e $I[região = r]$ é uma função indicadora para cada região r . Os termos γ_i , γ_r , e γ_{ir} são, respectivamente, os efeitos fixos de ocupação, região e ocupação-região. A inclusão desses efeitos fixos permite que as tendências sejam estimadas em relação ao próprio nível inicial para cada região e ocupação. O parâmetro de interesse do estudo, β_i , nos dará a taxa de crescimento médio anual (suavizada) para o período 2012–2019. O termo ε_{it} representa o termo de erro idiossincrático, que assumimos atender as hipóteses convencionais. A equação (1) é estimada separadamente para os grupos de trabalhadores formais e informais.

Após estimar β_i em cada especificação, ordenamos todas as ocupações de acordo com suas tendências para escolher as 10 principais ocupações que estão em ascensão e em declínio. Entende-se por ocupações em ascensão/declínio aquelas com maior aumento/diminuição na população ocupada ao longo do período observado. Assim, a identificação de ocupações crescentes e decrescentes é baseada na inclinação de cada reta de regressão. Complementarmente, criamos e analisamos alguns cenários para entender quais serão as ocupações que, tudo mais constante, se destacarão em um horizonte de 10 anos.

4 Discussão dos Resultados

4.1 Resultados das Estimações

As tabelas desta subseção apresentam as 10 ocupações que mais cresceram ou declinaram em termos de número de trabalhadores no período 2012–2019, em variação absoluta e percentual. Essas duas abordagens se complementam, pois é importante identificar as novas ocupações que estão surgindo devido às novas tecnologias e automação no mercado de trabalho, mas que ainda não empregam uma grande quantidade de pessoas, e caracterizar a evolução daquelas ocupações que possuem uma parcela considerável de trabalhadores.

Os valores das últimas duas colunas se referem aos resultados da estimação das equações 1 e 2 descritas na seção anterior. De acordo com a Tabela 1, cresceu a quantidade de trabalhadores nos setores de serviços e comércio. Tem-se que dentre as 10 ocupações com maiores incrementos médios anuais, cinco estão relacionadas ao setor de serviços e comércio: Outros Vendedores (300768 pessoas), Comerciantes e Vendedores de Lojas (115814), Cabeleireiros (84169), Vendedores de Ruas e Postos de Mercado (79832) e Cozinheiros (58563). Além disso, Outros Vendedores e Vendedores de Ruas e Postos de Mercado também estão entre as que mais cresceram em termos percentuais.

Logo, entre as ocupações que registraram os maiores aumentos estão aquelas relacionadas com a prestação de serviços relativamente mal remunerados, compatível com a baixa produtividade do país nos últimos anos (VELOSO *et al.*, 2017).

Ainda analisando o crescimento percentual, as tendências apontam que as ocupações relacionadas à transição tecnológica e demográfica também vêm ganhando peso na economia. A demanda por instaladores de equipamentos eletrônicos e de telecomunicações, por exemplo, foi a terceira ocupação que mais cresceu ao longo do período (13,1 % a.a.). Outras atividades relacionadas à Tecnologia da Informação e Comunicação, como Especialistas de Dados, também aparecem como ocupações emergentes, com crescimento da população ocupada em torno de 9,7 % a.a..

Da mesma forma, as ocupações associadas à saúde cresceram ao longo do período. Também designadas como ocupações “centradas nas pessoas”, esses tipos de atividades podem refletir algumas das tarefas criativas e sociais que são menos suscetíveis à automação e, portanto, com maior demanda no futuro. Outros Trabalhadores de Serviços Pessoais e Profissionais de Nível Médio de Enfermagem e Partos figuram entre as ocupações que mais têm crescido, com taxas em torno de 9,4 % a 8,2 % a.a., respectivamente.

Tabela 1: Ocupações em ascensão no Brasil entre 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas maiores variações absolutas							
1	524	Outros Vendedores	1,25	3,29	1 092 440	16,2	300 768
2	522	Comerciantes e vendedores de lojas	6,86	7,43	6 008 463	1,8	115 814
3	514	Cabeleireiros, especialistas em tratamento de beleza e afins	1,80	2,41	1 576 443	4,4	84 169
4	611	Agricultores e trab. qualificados em atividades da agricultura	3,72	3,66	3 258 483	2,7	81 884
5	521	Vendedores de rua e postos de mercado	0,60	1,18	522 657	11,1	79 832
6	832	Condutores de automóveis, caminhonetes e motocicletas	2,21	2,74	1 937 610	3,6	79 090
7	322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	0,71	0,99	620 821	8,2	61 525
8	512	Cozinheiros	1,27	1,61	1 108 085	4,6	58 563
9	753	Trab. qualificados e operários da confecção	0,71	1,04	623 657	7,7	57 181
10	261	Profissionais em direito	0,61	0,99	536 105	7,9	56 096
Ranqueado pelas Maiores Variações Percentuais							
1	143	Outros gerentes de serviços	0,04	0,11	31 920	23,3	12 247
2	524	Outros vendedores	1,25	3,29	1 092 440	16,2	300 768
3	742	Inst./reparadores de equip. eletrônicos e de telecomunicações	0,11	0,26	94 070	13,1	20 461
4	835	Marinheiros de coberta e afins	0,03	0,05	23 987	11,5	3 429
5	521	Vendedores de rua e postos de mercado	0,60	1,18	522 657	11,1	79 832
6	252	Especialistas em base de dados e em redes de computadores	0,02	0,04	16 624	9,7	2 497
7	133	Dirigentes de serviços de TI e comunicações	0,05	0,09	46 482	9,4	5 722
8	516	Outros trabalhadores de serviços pessoais	0,12	0,23	104 504	9,4	13 703
9	322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	0,71	0,99	620 821	8,2	61 525
10	342	Trabalhadores do esporte e condicionamento físico	0,17	0,31	145 768	8,0	16 806

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Em relação às ocupações em declínio (Tabela 2), foi observado que 4 das 10 ocupações com os maiores declínios na quantidade de trabalhadores são relacionadas ao GG “Ocupações Elementares”, tais como Trabalhadores Elementares da Agropecuária, da Pesca e Florestais (-290 397), Trabalhadores Elementares da Mineração e da Construção (-95 133), Trabalhadores Domésticos e de Limpeza de Interior de Edifícios (-83 079) e Vendedores Ambulantes (-51 635).

Nota-se que das 10 ocupações em declínio algumas são atividades técnicas ou operacionais. Os Dirigentes gerais e da agropecuária também apresentaram tendência decrescente. Esse padrão é observado em outros países do mundo, incluindo Austrália, Reino Unido e Chile (AMARAL *et al.*, 2018).

A Figura 4 apresenta um gráfico de calor com as ocupações em ascensão e declínio em termos percentuais para as regiões do país. Embora as 20 ocupações que mais ascenderam/declinaram reflitam características do mercado de trabalho de cada região, observou-se que 8 ocupações são comuns às cinco regiões. Em relação as emergentes, destacam-se Outros Gerentes de Serviços (variando de -16,7% a -24,9% a.a. entre as regiões), Outros Vendedores (variando em torno de 14,4% a 19,3% a.a.) e Instaladores e Reparadores de Equipamentos Eletrônicos e de Telecomunicações (entre 10,5% e 22,9% a.a.).

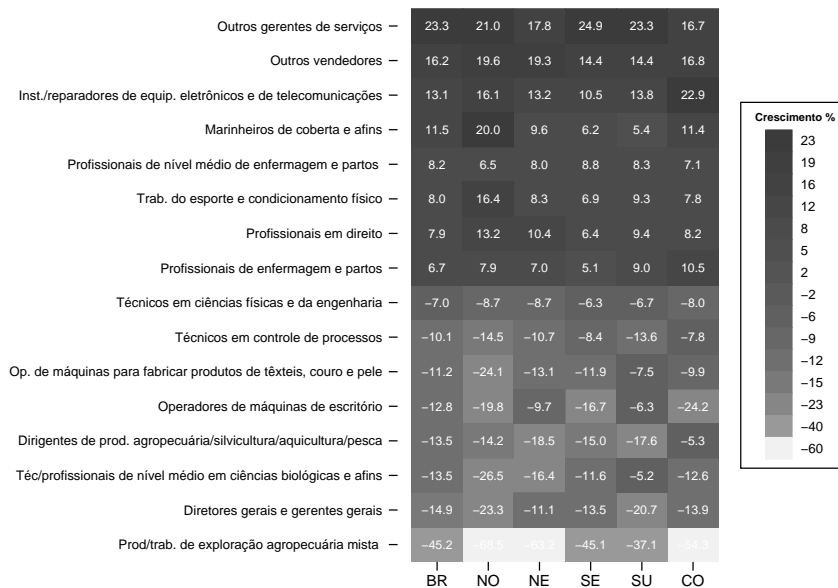
A baixa heterogeneidade regional entre as ocupações em declínio é ainda mais evidente. Em todas as regiões do país observamos declínio de Produtores e Trabalhadores Qualificados de Exploração Agropecuária Mista (variando em torno de -37,1% a -68,5% a.a. entre as regiões), seguida de Diretores e Gerentes Gerais (-11,1% a -23,3% a.a.) e Operadores de Máquinas para Fabricar Produtos de Têxteis e Artigos de Couro e Pele (-7,5% a -24% a.a.). Como já observado anteriormente, há um declínio de atividades técnicas, operacionais e administrativas em todas as regiões. Vale destacar que a redução dos empregos de Diretores e Gerentes Gerais pode sugerir que o mercado de trabalho esteja requerendo diretores e gerentes mais especializados, como é o caso da expansão dos empregos de Outros Gerentes de Serviços.

Tabela 2: Ocupações em declínio no Brasil entre 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas menores variações absolutas							
1	921	Trab. elementares da agropecuária, da pesca e florestais	4,45	2,55	3 892 875	-9,2	-290 397
2	815	Op. de máquinas para fabricar prod. têxteis e de couro e pele	1,98	0,99	1 729 175	-11,2	-143 991
3	711	Trabalhadores da construção civil em obras estruturais	4,25	3,45	3 721 415	-2,8	-101 388
4	931	Trabalhadores elementares da mineração e da construção	2,48	1,78	2 171 422	-5,1	-95 133
5	911	Trab. domésticos e outros trab. de limpeza de interior de edifícios	8,58	7,59	7 512 460	-1,2	-83 079
6	311	Técnicos em ciências físicas e da engenharia	1,47	0,99	1 284 729	-7,0	-76 281
7	952	Vendedores ambulantes (exclusive de serviços de alimentação)	0,84	0,41	732 797	-9,6	-51 635
8	334	Secretários administrativos e especializados	1,07	0,60	934 547	-6,7	-48 389
9	721	Moldadores, soldadores, chapistas, caldeireiros e afins	1,23	0,89	1 074 582	-4,6	-43 129
10	112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,37	0,16	324 459	-14,9	-34 014
Ranqueado pelas menores variações percentuais							
1	613	Produtores e trab. qualificados de exploração agropecuária mista	0,20	0,02	179 407	-45,2	-27 258
2	224	Paramédicos	0,00	0,00	1 088	-30,1	-143
3	112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,37	0,16	324 459	-14,9	-34 014
4	314	Téc. e profissionais de nível médio em ciências biológicas e afins	0,13	0,07	110 791	-13,5	-10 817
5	131	Dirigentes de prod. agropecuária, silvicultura, aquicultura e pesca	0,18	0,08	161 326	-13,5	-14 227
6	413	Operadores de máquinas de escritório	0,09	0,04	79 854	-12,8	-6 392
7	815	Op. de máquinas para fabricar prod. têxteis e de couro e pele	1,98	0,99	1 729 175	-11,2	-143 991
8	313	Técnicos em controle de processos	0,11	0,06	95 395	-10,1	-7 743
9	952	Vendedores ambulantes (exclusive de serviços de alimentação)	0,84	0,41	732 797	-9,6	-51 635
10	921	Trabalhadores elementares da agropecuária, da pesca e florestais	4,45	2,55	3 892 875	-9,2	-290 397

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Figura 4: Ocupações em ascensão e em declínio nas regiões brasileiras no período 2012–2019 — crescimento percentual ao ano.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

As Tabelas 3 e 4 mostram as tendências de ascensão e declínio, respectivamente, para os trabalhadores formais. As ocupações relacionadas aos setores de serviços, tais como Outros Vendedores, Comerciantes e Vendedores de Lojas, Cuidadores de Crianças e Cozinheiros, continuaram se destacando entre as que mais aumentaram a quantidade de trabalhadores formais nos últimos anos (Tabela 3).

Outros Vendedores vêm obtendo um incremento anual de 61 417 trabalhadores e crescendo em torno de 9% a.a. Os Cuidadores de Crianças e Ajudantes de Professores têm aumentado em torno de 7,6% ao ano, com um incremento anual de 28 213 pessoas. Vale ressaltar a importância das ocupações Comerciantes e Vendedores de Lojas e Escriturários Gerais entre os formais, pois embora elas tenham aumentado sua participação em torno de 1 p.p. ao longo do período, já possuíam um nível bastante elevado em comparação com as demais categorias. Para ilustrar, cerca de 7,66% e 6,25% dos formais estavam trabalhando nessas ocupações, respectivamente, em 2019.

Embora algumas ocupações dos serviços venham apresentando os maiores incrementos anuais, quando olhamos para as taxas percentuais identificamos que outras ocupações, principalmente relacionadas a TI e saúde, começam a emergir entre os formais, mesmo que ainda possuam participação pequena. Entre elas destacam-se Dirigentes de Serviços de TI e Comunicações (9,8% a.a.), Especialistas em Base de Dados e em Redes de Computadores (8,9% a.a.), Trabalhadores do Esporte e Condicionamento Físico (7,6% a.a.) e Profissionais de Enfermagem e partos (7,1% a.a.).

Entre as ocupações que estão declinando em termos absolutos estão aquelas de caráter mais técnico e operacional da indústria, principalmente do GG 7 e 8, que são os operários e artesãos da construção, das artes mecânicas, da

metalurgia, dentre outros (Tabela 4). Observa-se que a quantidade de trabalhadores domésticos e outros trabalhadores de limpeza, que têm uma participação relevante nos empregos formais (6,9%), têm caído em torno de 46 098 postos a.a.

Em relação às que mais decresceram em termos percentuais, aparecem alguns tipos de cargos de dirigentes, como os diretores gerais (-14,8% a.a.), de produção agropecuária e afins (-10,6% a.a.) e os membros superiores do poder legislativo (-14% a.a.).

Tabela 3: Ocupações em ascensão entre os trabalhadores formais brasileiros no período 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas maiores variações absolutas							
1	524	Outros vendedores	1,09	1,75	521 883	9,0	91 417
2	522	Comerciantes e vendedores de lojas	6,90	7,66	3 311 435	1,6	55 175
3	322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	1,10	1,57	527 056	8,1	51,965
4	411	Escriturários gerais	5,30	6,25	2 545 567	1,4	40,873
5	121	Dirigentes de administração e de serviços	1,72	2,13	826,889	3,1	29,860
6	531	Cuidadores de crianças e ajudantes de professores	0,58	0,92	280 295	7,6	28 213
7	226	Outros profissionais da saúde	0,59	0,89	283 531	6,5	23 603
8	512	Cozinheiros	1,33	1,55	636 826	3,3	23 148
9	932	Trabalhadores elementares da indústria de transformação	0,96	1,35	462 916	4,0	22 173
10	242	Especialistas em organização de administração	0,54	0,86	260 882	6,4	21 477
Ranqueado pelas maiores variações percentuais							
1	143	Outros gerentes de serviços	0,05	0,14	22 083	21,3	7 622
2	223	Profissionais da medicina tradicional e alternativa	0,00	0,00	824	13,0	135
3	133	Dirigentes de serviços de TI e comunicações	0,08	0,14	40 097	9,8	5 281
4	524	Outros vendedores	1,09	1,07	521 883	9,0	61 417
5	252	Especialistas em base de dados e em redes de computadores	0,03	1,75	16 431	8,9	2 228
6	322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	1,10	1,57	527 056	8,1	51 965
7	341	Profis. de nível médio de serviços jurídicos, sociais e religiosos	0,34	0,58	162 760	7,8	18 205
8	342	Trabalhadores do esporte e condicionamento físico	0,12	0,21	55 317	7,6	6 052
9	531	Cuidadores de crianças e ajudantes de professores	0,58	0,92	280 295	7,6	28 213
10	222	Profissionais de enfermagem e partos	0,38	0,67	184 834	7,1	18 129

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela 4: Ocupações em declínio entre os trabalhadores formais brasileiros no período 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas menores variações absolutas							
1	711	Trabalhadores da construção civil em obras estruturais	2,17	1,35	1 041 021	-7,8	-68 240
2	311	Técnicos em ciências físicas e da engenharia	2,01	1,37	963 200	-7,2	-58 429
3	931	Trabalhadores elementares da mineração e da construção civil	1,23	0,55	591 842	-13,2	-54 264
4	911	Trab. domésticos e outros trab. de limpeza de interior de edifícios	7,55	6,91	3 627 466	-1,3	-46 098
5	334	Secretários administrativos e especializados	1,68	0,95	807 569	-7,2	-44 678
6	721	Moldadores, soldadores, chapistas, caldeireiros e afins	1,39	0,90	666 215	-6,9	-38 751
7	815	Op. de máquinas para fabricar prod. de têxteis e de couro e pele	1,58	1,11	759 149	-5,4	-34 675
8	112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,55	0,24	265 079	-14,8	-27 450
9	821	Montadores	0,85	0,54	408 068	-7,3	-25 418
10	832	Condutores de automóveis, caminhonetes e motocicletas	1,79	1,45	860 957	-2,8	-22 266
Ranqueado pelas menores variações percentuais							
1	224	Paramédicos	0,00	0,00	958	-33,0	-129
2	613	Prod. e trabalhadores de exploração agropecuária mista	0,06	0,01	28 407	-32,0	-3972
3	323	Profis. de nível médio de medicina tradicional e alternativa	0,01	0,00	3063	-16,5	-249
4	112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,55	0,24	265 079	-14,8	-27 450
5	413	Operadores de máquinas de escritório	0,12	0,05	58 497	-14,6	-5240
6	111	Membros superiores do poder executivo e legislativo	0,32	0,16	153 533	-14,0	-15 080
7	931	Trabalhadores elementares da mineração e da construção	1,23	0,55	591 842	-13,2	-54 264
8	951	Trabalhadores ambulantes dos serviços e afins	0,02	0,01	10 947	-11,7	-749
9	232	Professores de formação profissional	0,16	0,10	78 796	-11,0	-5757
10	131	Dirigentes de prod. agrop., silvicultura, aquicultura e pesca	0,21	0,11	102 102	-10,6	-7913

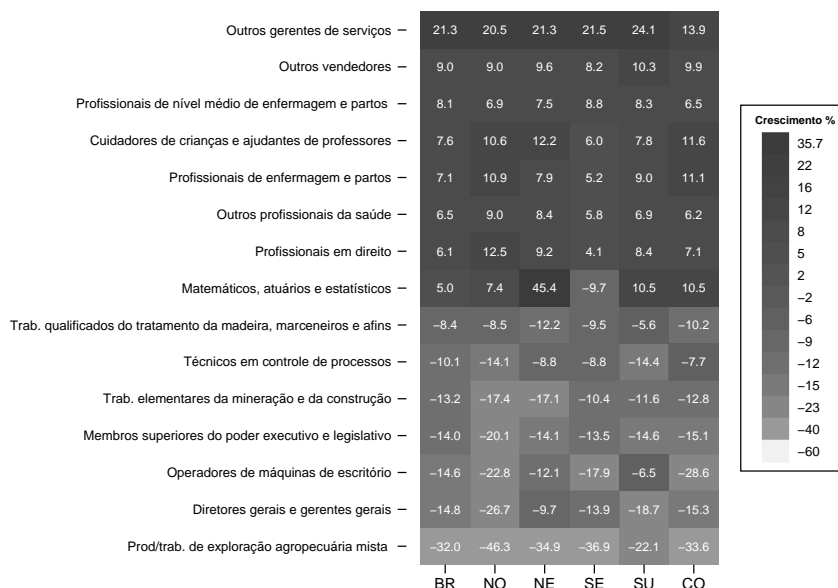
Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Regionalmente, também identificamos algumas semelhanças em relação ao padrão observado no Brasil (Figura 5). Por exemplo, Outros Gerentes de Serviços tem crescido no Centro Oeste (13,9% a.a.) e mais acentuadamente nas demais regiões, variando em torno de 20,5% a 24,1% a.a. Outros Vendedores e Profissionais de Nível Médio de Enfermagem e Partos também têm crescido nas regiões, oscilando de 6% a 12% a.a. No Nordeste e Centro Oeste, os Cuidadores de Crianças e Ajudantes e os Instaladores e Reparadores de Equipamentos eletrônicos e de telecomunicações aumentaram quase o dobro do Sudeste.

Além disso, constatamos o mesmo padrão de declínio do Brasil nas regiões, com diminuição de trabalhadores nas ocupações de diretores e gerentes, técnico e trabalhadores da indústria/agropecuária e algumas ocupações elementares. Os Produtores e Trabalhadores Qualificados de Exploração e Agropecuária Mista vem diminuindo ao longo do tempo, mais acentuadamente no Nordeste (-46,3% a.a.) e menos acentuadamente no Sudeste (-22,1% a.a.). Os Operadores de Máquina de Escritório também estão entre as ocupações que mais declinaram, reduzindo em torno de -28,6% a.a. no Centro Oeste e -17,9% a.a. no Sudeste (Figura 5).

Por fim, as Tabelas 5 e 6 mostram as tendências apenas entre os trabalhadores informais. Novamente percebemos que as ocupações que apresentaram os maiores incrementos são as de serviços, como Outros Vendedores (239 352), Cabeleireiros (89 940), Vendedores de Rua e Postos de Mercado (77 096), Comerciantes e Vendedores de Lojas (60 639), Trabalhadores de Cuidados Pessoais nos Serviços de Saúde (36 709) e Cozinheiros (35 416).

Figura 5: Ocupações em ascensão e sem declínio entre os trabalhadores formais nas regiões brasileiras no período 2012–2019 — crescimento percentual ao ano.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

A classificação de Outros Vendedores inclui vendedores a domicílio e por telefone, frentistas de posto de gasolina, modelos de moda, balconistas de serviços de alimentação, entre outros. Observa-se que as ocupações de serviços têm um peso maior entre os informais do que os formais. Por exemplo, cerca de 22% dos trabalhadores informais estavam em uma dessas seis ocupações que estão crescendo ao longo do tempo. Entre os formais, apenas 4 ocupações de serviços aparecem em ascensão, representando 11,9% dos trabalhadores formais.

Vale destacar que a ocupação Condutores de Automóveis, Caminhonetes e Motocicletas estão entre as que mais declinaram entre os formais, mas figuram entre as de maiores incrementos entre os informais. Essa expansão pode estar relacionada, dentre outros fatores, à elevação e popularização dos motoristas de aplicativos e serviços de entrega de alimentação, que, em sua maioria, não possuem carteira assinada.

Em percentuais, Especialistas em Base de Dados e Outros Gerentes de Serviços apresentaram os maiores crescimentos, 31,1% e 26,5% a.a., respectivamente. Mas essas ocupações ainda representam uma quantidade muito pequena dos trabalhadores informais, menor ainda do que a verificada entre os formais. A ocupação Outros Vendedores, que já tinha apresentado o maior incremento médio, também apresentou um alto crescimento (20,6% a.a.).

Tabela 5: Ocupações em ascensão entre os trabalhadores informais brasileiros no período 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas maiores variações absolutas							
1	524	Outros vendedores	1,44	5,03	570 556	20,6	239 352
2	832	Condutores de automóveis, caminhonetes e motocicletas	2,72	4,20	1 076 654	7,5	101 356
3	514	Cabeleireiros, especialistas em tratamento de beleza e afins	3,53	4,71	1 396 560	5,3	89 940
4	521	Vendedores de rua e postos de mercado	1,23	2,34	486 619	11,4	77 096
5	611	Agricultores e trab. qualificados em atividades da agricultura	7,49	6,87	2 958 024	2,2	60 669
6	522	Comerciantes e vendedores de lojas	6,82	7,17	2 697 029	2,1	60 689
7	753	Trab. qualificados e op. da confecção de roupas, calçados e afins	0,92	1,60	363 044	12,5	60 009
8	261	Profissionais em direito	0,76	1,28	298 679	9,3	37 578
9	532	Trabalhadores de cuidados pessoais nos serviços de saúde	0,54	1,05	214 973	11,5	36 709
10	512	Cozinheiros	1,19	1,67	471 259	6,2	35 416
Ranqueado pelas maiores variações percentuais							
1	252	Especialistas em base de dados e em redes de computadores	0,00	0,01	194	31,0	269
2	143	Outros gerentes de serviços	0,02	0,06	9837	27,0	4625
3	742	Inst. e reparadores de equip. eletrônicos e de telecomunicações	0,09	0,31	36 171	21,4	15 677
4	524	Outros vendedores	1,44	5,03	570 556	20,6	239 352
5	835	Marinheiros de cobertura e afins	0,03	0,05	10 192	20,2	2 198
6	516	Outros trabalhadores de serviços pessoais	0,07	0,22	28 837	15,6	8 763
7	214	Engenheiros (exclusive eletrotécnicos)	0,15	0,30	59 388	14,2	11 189
8	753	Trab. qualificados e op. da confecção de roupas, calçados e afins	0,92	1,60	363 044	12,5	60 009
9	532	Trabalhadores de cuidados pessoais nos serviços de saúde	0,54	1,05	214 973	11,5	36 709
10	521	Vendedores de rua e postos de mercado	1,23	2,34	486 619	11,4	77 096

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Entre as ocupações com os maiores declínios (Tabela 6), aparecem algumas em comum com os formais, que são:

- i. Produtores e Trabalhadores Qualificados de Exploração Agropecuária Mista;
- ii. Dirigentes de Produção Agropecuária, Silvicultura, Aquicultura e Pesca;
- iii. Dirigentes Gerais e Gerentes Gerais.

Algumas ocupações que apresentaram declínio entre os informais, tanto em termos absolutos quanto percentuais, não necessariamente apontam para os seus declínios na economia. Essas reduções podem estar captando as transições de trabalhadores para a formalização. Por exemplo, tem-se os Gerentes de Hotéis e Restaurantes com redução de 14134 trabalhadores ao ano (-12,9% a.a.). Essa categoria cresceu 3,08% entre os formais, ficando em 31ª posição no *ranking*.

A queda consistente de postos de trabalhos relacionados a essas ocupações entre os formais e informais pode ser reflexo das mudanças tecnológicas e as novas demandas no mercado de trabalho.

Também observamos que, embora não ocorram grandes heterogeneidades regionais em relação ao tipo de ocupações em ascensão e declínio dos trabalhadores informais, há diferenças em relação as suas magnitudes (Figura 6). A expansão dos Outros Gerentes de Serviços variou em torno de 23,6% e 33,4% ao ano nas regiões, sem considerar o Nordeste, e dos Outros Vendedores ficou entre 17,9% e 23,1% ao ano.

Conforme mostra a Figura 6, a quantidade de Produtores e Trabalhadores Qualificados de Exploração Agropecuária e afins vem caindo fortemente nas regiões Norte (-86,3% a.a.), Nordeste (-63,8% a.a.), Sudeste (-49,9% a.a.), Sul (-39,6% a.a.) e Centro Oeste (-77,6% a.a.). Outras ocupações com declínios expressivos são os Técnicos e Profissionais de Nível Médio em Ciências Biológicas e os Dirigentes de Produção Agropecuária.

Nossos resultados são próximos, principalmente no caso dos trabalhadores formais, aos encontrados no estudo de Amaral *et al.* (2018) e dialogam com os resultados de Saboia e Kubrusly (2021). Amaral *et al.* (2018) encontram que consultores, desenvolvedores de *softwares*, especialistas em *marketing* e estrategistas de negócios (com cargos como membros do conselho e executivos) estão surgindo rapidamente em muitos países, inclusive no Brasil.

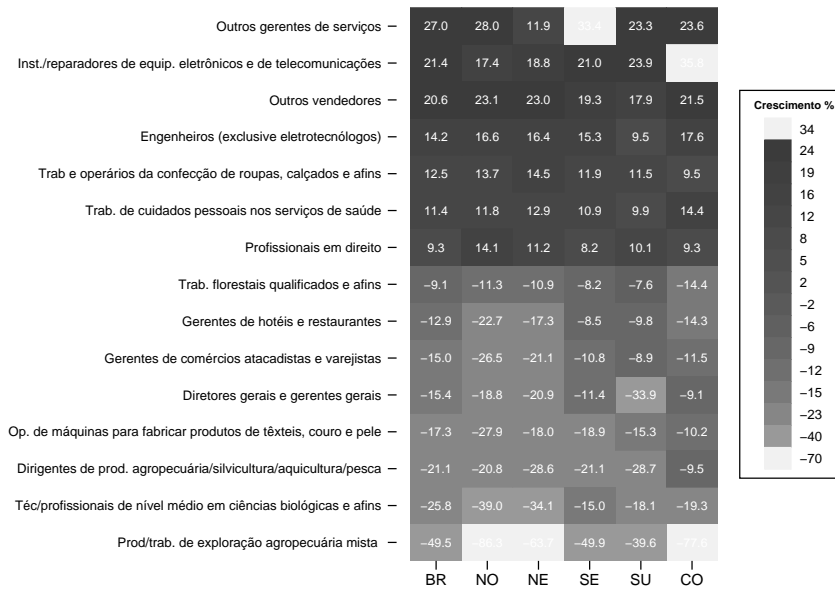
Por outro lado, os empregos administrativos estão em declínio no Brasil, sendo a segunda atividade com maior queda quando se considera os 10 países incluídos no estudo. Os principais cargos vinculados a esta ocupação no LinkedIn são assistente administrativo, gerente de escritório, recepcionista, assistente e secretária.

Tabela 6: Ocupações em declínio entre os trabalhadores informais brasileiros no período 2012–2019

Ranking	Código	Descrição	Participação (%)		Qtde. em 2012	Crescimento a.a.	
			2012	2019		%	Absoluto
Ranqueado pelas menores variações absolutas							
1	921	Trab. elementares da agropecuária, da pesca e florestais	8,40	4,45	3 318 245	-10,3	-270 079
2	815	Op. de máquinas para fabricar prod. têxteis, couro e pele	2,45	0,86	970 026	-17,3	-109 317
3	952	Vendedores ambulantes (exclusive de serviços de alimentação)	1,82	0,86	720 056	-9,7	-51 339
4	931	Trab. elementares da mineração e da construção	4,00	3,17	1 579 580	-2,8	-40 869
5	911	Trab. domésticos e outros trab. de limpeza de interior de edifícios	9,83	8,35	3 884 994	-1,0	-36 981
6	711	Trabalhadores da construção civil em obras estruturais	6,78	5,83	2 680 394	-1,2	-33 148
7	142	Gerentes de comércios atacadistas e varejistas	0,59	0,21	233 163	-15,0	-23 379
8	613	Prod. e trab. qualificados de exploração agropecuária mista	0,38	0,02	150 999	-49,5	-23 286
9	311	Técnicos em ciências físicas e da engenharia	0,81	0,56	321 529	-6,8	-17 851
10	141	Gerentes de hotéis e restaurantes	0,45	0,14	176 042	-12,9	-14 134
Ranqueado pelas menores variações percentuais							
1	613	Prod. e trab. qualificados de exploração agropecuária mista	0,38	0,02	150 999	-49,5	-23 286
2	314	Téc. e profissionais de nível médio em ciências biológicas e afins	0,13	0,03	49 439	-25,8	-7 862
3	131	Dirigentes de prod. agropecuária, silvicultura, aquicultura e pesca	0,15	0,04	59 224	-21,1	-6 314
4	212	Matemáticos, atuários e estatísticos	0,00	0,00	897	-18,1	-74
5	815	Op. de máquinas para fabricar prod. têxteis, couro e pele	2,45	0,86	970 026	-17,3	-109 317
6	112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,15	0,06	59 381	-15,4	-6 564
7	142	Gerentes de comércios atacadistas e varejistas	0,59	0,21	233 163	-15,0	-23 379
8	315	Téc. e controladores da navegação marítima e aeronáutica	0,03	0,02	13 384	-14,7	-1 662
9	141	Gerentes de hotéis e restaurantes	0,45	0,14	176 042	-12,9	-14 134
10	313	Técnicos em controle de processos	0,01	0,00	2 800	-11,0	-427

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Figura 6: Ocupações em ascensão e em declínio entre os trabalhadores informais nas regiões brasileiras no período 2012–2019. Crescimento percentual ao ano.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Vale ressaltar que aplicativos de *software* e outros avanços na tecnologia que absorvem as tarefas executadas por funcionários administrativos podem estar causando esse declínio. Técnicos e outros especialistas de suporte, assim como as ocupações de técnicos de mecânica e manutenção, técnicos e especialistas em logística, também estão em declínio.

4.2 Cenários

Supondo que as taxas de crescimento anuais estimadas para o período 2012–2019 persistam para os próximos anos, projetamos o nível de emprego das diversas ocupações considerando o nível inicial de 2019. Com isso podemos calcular a participação de cada ocupação para um horizonte de cinco e dez anos à frente.

A Tabela 7 mostra as 15 ocupações que tenderão, *ceteris paribus*, a possuir as maiores participações no futuro. A tabela está ranqueada pelas maiores participações em 2029 e possibilita visualizar quais foram as maiores alterações ocorridas no *ranking* de 2029 em comparação a 2019. O *ranking* completo pode ser visto na Tabela C.1 do Apêndice Apêndice C.

Observa-se que Outros Vendedores continuarão tendo um papel de destaque, mais que dobrando sua participação no futuro e em seguida tem-se os Comerciantes e Vendedores, mantendo sua participação relativa estável. Embora os Trabalhadores Domésticos e Trabalhadores da Construção Civil apresentem redução em suas participações, ainda permanecerão em posições de destaque.

Tabela 7: Cenário: as 15 ocupações com maiores participações no futuro–Brasil

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
524	Outros vendedores	3,3 %	6	6,4 %	3	11,7 %	1
522	Comerciantes e vendedores de lojas	7,4 %	2	7,5 %	1	7,0 %	2
911	Trab. domésticos e outros trab. de limpeza de interior de edifícios	7,6 %	1	6,6 %	2	5,4 %	3
611	Agricultores e trabalhadores qualificados em atividades da agricultura	3,7 %	4	3,8 %	5	3,8 %	4
411	Escriturários gerais	3,9 %	3	3,9 %	4	3,6 %	5
832	Condutores de automóveis, caminhonetes e motocicletas	2,7 %	7	3,0 %	6	3,1 %	6
514	Cabeleireiros, especialistas em tratamento de beleza e afins	2,4 %	9	2,8 %	7	2,9 %	7
521	Vendedores de rua e postos de mercado	1,2 %	22	1,8 %	14	2,7 %	8
711	Trabalhadores da construção civil em obras estruturais	3,5 %	5	2,8 %	8	2,1 %	9
512	Cozinheiros	1,6 %	17	1,9 %	13	2,0 %	10
612	Criadores e trabalhadores qualificados da pecuária	1,8 %	14	1,9 %	11	1,9 %	11
723	Mecânicos e reparadores de máquinas	1,8 %	13	1,9 %	12	1,8 %	12
234	Professores do ensino fundamental e pré-escolar	2,2 %	10	2,1 %	9	1,8 %	13
322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	1,0 %	29	1,3 %	22	1,7 %	14
753	Trab. qualificados e operários da confecção de roupas, calçados e acessórios	1,0 %	24	1,4 %	21	1,7 %	15

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Vale ressaltar que 45,1 % das pessoas ocupadas em 2019 estavam em uma dessas 15 ocupações. Em dez anos esse percentual aumentará para 53,2 %. Ou seja, sob o cenário construído, os empregos tenderão a estar mais concentrados em menos ocupações. Os resultados da Tabela 7 devem, no entanto, ser interpretados com cautela, uma vez que efeitos externos que afetem o mercado de trabalho, como crises econômicas e mudanças tecnológicas, podem agir no sentido de acelerar, atrasar, ou até mesmo mudar os padrões encontrados.

5 Considerações Finais

Neste estudo foram analisadas as ocupações que cresceram ou diminuíram, em termos de quantidade de trabalhadores, no Brasil no período 2012–2019. Os resultados corroboram a literatura internacional e nacional sobre o tema no que diz respeito ao crescimento de ocupações intensivas em tecnologia e relacionadas ao cuidado, bem como o declínio de funções administrativas e técnicas associadas a funções repetitivas e operacionais.

De acordo com *Zahidi et al. (2020)*, os empregadores esperam que até 2025, as funções cada vez mais redundantes caiam de 15,4 % da força de trabalho para 9 % e que as profissões emergentes cresçam de 7,8 % para 13,5 %. O relatório também destaca que, mundialmente, há uma demanda crescente dos empregadores por Analistas e Cientistas de Dados, Especialistas em IA, Engenheiros de Robótica, Desenvolvedores de *Software* e Aplicativos, Especialistas em Automação de Processos e Analistas de Segurança da Informação.

Embora essas tendências tenham sido observadas no Brasil, é necessário destacar que as ocupações relacionadas a TI ainda representam uma parcela muito pequena do total de empregos. Por outro lado, as ocupações de serviços, como vendedores, comerciantes, cabeleireiros e cozinheiros abrangem uma grande quantidade de trabalhadores e têm apresentado incrementos consideráveis ao longo dos anos, algumas delas com taxas de crescimento superiores às verificadas em ocupações de TI.

Esses achados sugerem que as mudanças na força de trabalho e nas ocupações ocasionadas pelos rápidos avanços nas tecnologias digitais tenderão a acontecer em um ritmo mais lento no Brasil do que nos países desenvolvidos. Isso se deve às características próprias do mercado de trabalho brasileiro, que possui uma força de trabalho com baixo nível educacional e um grande contingente de pessoas atuando informalmente, principalmente no setor de serviços.

Contudo, as ocupações emergentes e em declínio também podem indicar uma mudança subjacente em direção aos tipos de tarefas e habilidades que podem ser mais resistentes à automação, inteligência artificial e outras tecnologias digitais de rápido avanço. *Frey e Osborne (2017)*, por exemplo, identificaram três conjuntos de tarefas que têm sido difíceis de automatizar:

- i. Tarefas relacionadas à percepção e manipulação que são realizadas em situações complexas e não estruturadas;
- ii. Tarefas relacionadas à inteligência criativa;
- iii. Tarefas relacionadas à inteligência social.

De acordo com [Zahidi *et al.* \(2020\)](#), as principais habilidades que os empregadores veem crescendo em proeminência até 2025 incluem o pensamento crítico e analítico, resolução de problemas e habilidades em autogestão, como aprendizagem ativa, resiliência, tolerância ao estresse e flexibilidade.

Por fim, o presente estudo buscou caracterizar o comportamento das ocupações no Brasil e analisar um tema relevante que tem sido alvo de grandes debates internacionalmente: o futuro do trabalho. Além disso, pretendemos contribuir para a expansão das pesquisas acadêmicas na área, que ainda são poucas, e incentivar os debates em nível nacional.

Referências

- ACEMOGLU, D.; AUTOR, D. What does human capital do? A review of Goldin and Katz's *The race between education and technology*. *Journal of Economic Literature*, v. 50, p. 426–463, 2012.
- ACEMOGLU, D.; RESTREPO, P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment. *American Economic Review*, v. 108, p. 1488–1542, 2018.
- AMARAL, N. *et al.* *How far can your skills take you*. Washington, DC, 2018.
- ARNITZ, M.; GREGORY, T.; ZIERAHN, U. *The risk of automation for jobs in OECD countries: A comparative analysis*. Paris, 2016.
- AUTOR, D. H. The “task approach” to labor markets: an overview. *Journal for Labour Market Research*, v. 46, p. 185–199, 2013.
- AUTOR, D. H.; HANDEL, M. J. Putting tasks to the test: Human capital, job tasks, and wages. *Journal of Labor Economics*, v. 31, p. 59–96, 2013.
- AUTOR, D. H.; KATZ, L. F.; KEARNEY, M. S. The polarization of the US labor market. *American Economic Review*, v. 96, p. 189–194, 2006.
- BUGHIN, J. *et al.* *Skill shift: Automation and the future of the workforce*. 2018.
- DEMING, David J. The growing importance of social skills in the labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 132, p. 1593–1640, 2017.
- FREY, C. B.; OSBORNE, M. A. The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation? *Technological Forecasting and Social Change*, v. 114, p. 254–280, 2017.
- MACIENTE, A. N. *A composição do emprego sob a ótica das competências e habilidades ocupacionais*. Brasília, 2016.
- MURO, M. *et al.* *Digitalization and the American workforce*. Washington, DC: Brookings, 2017.
- SABOIA, J.; KUBRUSLY, L. Evolução das ocupações no Brasil no crescimento e na crise: um estudo dos subgrupos principais no período 2003/2017. *Economia Aplicada*, v. 25, p. 609–636, 2021.
- SOARES JUNIOR, Jadir; FUNCHAL, Bruno. *Mudanças na demanda por diferentes tipos de atividades no mercado de trabalho brasileiro entre 1985 e 2002*. 2016.
- VELOSO, F. A. *et al.* Anatomia da produtividade no Brasil. In: BONELLI, R.; VELOSO, F.; CASTELAR, A. (ed.). *O Brasil em comparações internacionais de produtividade: uma análise setorial*. Rio de Janeiro: FGV IBRE/Elsevier, 2017.
- ZAHIDI, S. *et al.* *The future of jobs report 2020*. 2020.

Apêndice A

Tabela A.1: População Ocupada (em milhares), Participações e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais

Grande Grupo Ocupacional	2012.T1			2019.T4			2020.T3			2021.T3		
	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$
Brasil — Total												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	1046,1	1,2 %	3754	893,1	0,9 %	5590	877,8	1,1 %	5705	857,4	0,9 %	5313
1.Diretores e Gerentes	4399,0	5,0 %	6161	4129,5	4,3 %	7216	3293,1	3,9 %	8122	3465,7	3,7 %	6244
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	8140,6	9,2 %	5618	10600,6	11,1 %	5868	10495,8	12,6 %	6024	11203,1	12,0 %	5505
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	7083,6	8,0 %	3304	7370,2	7,7 %	3327	7346,2	8,8 %	3444	7696,4	8,3 %	3111
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	7104,5	8,1 %	2053	7787,5	8,2 %	2058	7215,2	8,6 %	2191	7665,3	8,2 %	1971
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	16320,9	18,5 %	1850	22193,2	23,2 %	1818	17363,5	20,8 %	1884	19982,9	21,5 %	1766
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	5366,8	6,1 %	1433	5425,7	5,7 %	1672	5523,7	6,6 %	1706	5940,0	6,4 %	1665
7. Operários e artesãos	12225,1	13,9 %	1932	12863,0	13,5 %	1826	11094,8	13,3 %	1872	12797,2	13,8 %	1777
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	8097,3	9,2 %	1992	8079,1	8,5 %	2081	6957,4	8,3 %	2048	7935,9	8,5 %	1924
9.Ocupações Elementares	18227,2	20,7 %	1088	16173,0	16,9 %	1152	13271,9	15,9 %	1165	15432,6	16,6 %	1094
Total	88011184	100 %	2438	95515000	100 %	2592	83439424	100 %	2766	92976448	100 %	2459
Brasil — Formais												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	802,0	1,7 %	4488	889,4	1,8 %	5605	872,6	1,9 %	5728	849,5	1,8 %	5353
1.Diretores e Gerentes	3329,9	6,9 %	6675	3475,4	7,0 %	7428	2807,3	6,2 %	8012	2826,8	5,9 %	6532
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	5644,3	11,7 %	6059	6906,4	13,8 %	6421	7050,4	15,6 %	6665	7129,0	15,0 %	5941
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	5062,0	10,5 %	3563	4876,2	9,8 %	3651	5022,5	11,1 %	3665	5204,8	11,0 %	3335
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	5990,9	12,4 %	2157	6405,7	12,8 %	2171	6140,3	13,6 %	2300	6431,5	13,5 %	2064
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	8885,4	18,4 %	2154	10234,6	20,5 %	2288	8448,4	18,7 %	2336	9006,1	18,9 %	2191
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	700,1	1,5 %	2678	839,7	1,7 %	3457	752,4	1,7 %	3423	770,3	1,6 %	3387
7. Operários e artesãos	5766,0	12,0 %	2173	4976,5	10,0 %	2274	4232,9	9,4 %	2347	4723,5	9,9 %	2233
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	4961,3	10,3 %	2081	4454,7	8,9 %	2198	3980,9	8,8 %	2183	4298,7	9,0 %	2045
9.Ocupações Elementares	7106,1	14,7 %	1372	6918,9	13,8 %	1470	5768,6	12,8 %	1454	6286,4	13,2 %	1403
Total	48248060	100 %	2997	49977568	100 %	3291	45076412	100 %	3468	47526704	100 %	3082

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.1: População Ocupada (em milhares), Participações e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais (Continuação)

Grande Grupo Ocupacional	2012.T1			2019.T4			2020.T3			2021.T3		
	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$
Brasil — Informais												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	244,1	0,6 %	1274	3,7	0,0 %	1897	5,2	0,0 %	1937	7854	0,0 %	973
1.Diretores e Gerentes	1069,1	2,7 %	4501	654,1	1,4 %	6047	485,8	1,3 %	8766	638877	1,4 %	4939
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	2496,3	6,3 %	4610	3694,2	8,1 %	4830	3445,4	9,0 %	4704	4074079	9,0 %	4740
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	2021,5	5,1 %	2637	2494,0	5,5 %	2676	2323,7	6,1 %	2958	2491605	5,5 %	2633
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	1113,6	2,8 %	1448	1381,8	3,0 %	1494	1074,9	2,8 %	1523	1233812	2,7 %	1452
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	7435,5	18,7 %	1467	11958,6	26,3 %	1398	8915,1	23,2 %	1434	10976768	24,2 %	1404
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	4666,7	11,7 %	1201	4586,0	10,1 %	1291	4771,3	12,4 %	1389	5169724	11,4 %	1370
7. Operários e artesãos	6459,1	16,2 %	1712	7886,5	17,3 %	1540	6861,8	17,9 %	1573	8073663	17,8 %	1507
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	3136,0	7,9 %	1846	3624,4	8,0 %	1934	2976,5	7,8 %	1863	3637160	8,0 %	1779
9.Ocupações Elementares	11121,1	28,0 %	890	9254,1	20,3 %	900	7503,3	19,6 %	925	9146197	20,1 %	867
Total	39763120	100 %	1709	45537428	100 %	1789	38363009	100 %	1895	45449740	100 %	1777

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.2: População Ocupada, Participações e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais e educacionais

Grande Grupo Ocupacional	2012.T1			2019.T4			2020.T3			2021.T3		
	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$
Menos que ensino médio completo												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	152862	0,3 %	1624	43390	0,1 %	2774	39441	0,1 %	2972	58446	0,2 %	2366
1.Diretores e Gerentes	998419	2,2 %	3356	435862	1,2 %	3746	260563	0,9 %	3774	359311	1,1 %	3840
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	330565	0,7 %	1799	153486	0,4 %	1661	99543	0,3 %	1965	120208	0,4 %	1868
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	1277225	2,9 %	2074	495269	1,3 %	2200	371523	1,3 %	2353	455694	1,4 %	2087
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	1313077	2,9 %	1464	937411	2,5 %	1394	695247	2,4 %	1488	856107	2,5 %	1326
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	7809069	17,5 %	1463	8182173	22,2 %	1398	5649138	19,6 %	1501	6811169	20,3 %	1387
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	4747695	10,6 %	1253	4292931	11,7 %	1322	4106306	14,2 %	1377	4508975	13,4 %	1364
7. Operários e artesãos	8428437	18,9 %	1736	7325839	19,9 %	1603	5903979	20,4 %	1681	6729257	20,0 %	1594
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	4975439	11,1 %	1803	3906594	10,6 %	1905	3224182	11,2 %	1944	3606632	10,7 %	1832
9.Ocupações Elementares	14607998	32,7 %	1007	11001964	29,9 %	1066	8524402	29,5 %	1079	10103479	30,1 %	1017
Total	44640784	100 %	1454	36774920	100 %	1430	28874324	100 %	1486	33609276	100 %	1404
Ensino médio completo ou superior incompleto												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	657924	2,1 %	3085	509024	1,3 %	4399	462434	1,3 %	4356	464318	1,2 %	3980
1.Diretores e Gerentes	1777008	5,7 %	4973	1529855	3,9 %	4643	1148566	3,3 %	5423	1200989	3,1 %	4400
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	1429984	4,6 %	2308	1068982	2,7 %	2214	855328	2,5 %	2498	973659	2,5 %	2130
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	4350121	14,0 %	2796	4627286	11,8 %	2561	4540097	13,1 %	2726	4767444	12,3 %	2415
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	4591881	14,8 %	1850	4834928	12,3 %	1781	4283492	12,3 %	1781	4628921	12,0 %	1684
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	7635582	24,6 %	1971	11843053	30,2 %	1790	9590228	27,6 %	1788	10915607	28,2 %	1687
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	558712	1,8 %	2495	998089	2,5 %	2321	1263889	3,6 %	2151	1264393	3,3 %	2250
7. Operários e artesãos	3566113	11,5 %	2258	4988350	12,7 %	2007	4641729	13,4 %	2003	5483570	14,2 %	1886
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	2962742	9,6 %	2196	3845516	9,8 %	2163	3424967	9,9 %	2065	3961973	10,2 %	1936
9.Ocupações Elementares	3472981	11,2 %	1323	4921858	12,6 %	1298	4505525	13,0 %	1299	5019353	13,0 %	1194
Total	31003048	100 %	2274	39166940	100 %	2054	34716256	100 %	2092	38680228	100 %	1909

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.2: População Ocupada (em milhares), Participações e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais (**Con-
tinuação**)

Grande Grupo Ocupacional	2012.T1			2019.T4			2020.T3			2021.T3		
	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$	PO	%	R\$
Ensino superior completo												
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	235 351	1,9 %	7000	340 706	1,7 %	7727	375 911	1,9 %	7652	334 594	1,6 %	7677
1.Diretores e Gerentes	1 623 614	13,1 %	9161	2 163 806	11,1 %	9726	1 883 997	9,5 %	10 361	1 905 407	9,2 %	7851
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	6 380 087	51,6 %	6550	9 378 155	47,9 %	6349	9 540 926	48,1 %	6380	10 109 232	48,9 %	5870
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	1 456 208	11,8 %	5870	2 247 640	11,5 %	5137	2 434 560	12,3 %	4943	2 473 271	12,0 %	4635
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	1 199 553	9,7 %	3462	2 015 172	10,3 %	3024	2 236 497	11,3 %	3187	2 180 314	10,5 %	2830
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	876 252	7,1 %	4191	2 167 988	11,1 %	3528	2 124 108	10,7 %	3314	2 256 101	10,9 %	3274
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	60 390	0,5 %	5933	134 668	0,7 %	8135	153 480	0,8 %	6995	166 667	0,8 %	5537
7. Operários e artesãos	230 542	1,9 %	4010	548 788	2,8 %	3155	549 083	2,8 %	2816	584 340	2,8 %	2852
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	159 162	1,3 %	4052	327 034	1,7 %	3219	308 292	1,6 %	2940	367 280	1,8 %	2707
9.Ocupações Elementares	146 188	1,2 %	3447	249 180	1,3 %	1992	241 986	1,2 %	1699	309 734	1,5 %	1987
Total	12 367 347	100 %	6241	19 573 138	100 %	5774	19 848 840	100 %	5723	20 686 940	100 %	5136

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.3: População Ocupada (em milhares) e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais e educacionais

Grande Grupo Ocupacional	Formais								Informais							
	2012.T1		2019.T4		2020.T3		2021.T3		2012.T1		2019.T4		2020.T3		2021.T3	
	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$
Menos que ensino médio completo																
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	101	2031	42	2811	39	2987	55	2468	52	826	1	1151	0	1313	3	523
1.Diretores e Gerentes	593	3957	349	3991	213	4001	257	4190	406	2447	87	2696	48	2703	102	2937
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	107	2379	31	2566	18	2714	24	2765	224	1511	123	1428	81	1792	96	1638
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	758	2220	263	2450	230	2297	254	2197	519	1849	232	1908	142	2446	202	1945
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	949	1591	617	1584	495	1641	582	1479	364	1097	320	1007	201	1074	274	981
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	3333	1770	2757	1949	1979	2033	2277	1851	4476	1222	5426	1103	3670	1197	4534	1141
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	556	2181	591	2342	496	2364	503	2484	4192	1102	3702	1134	3611	1222	4006	1205
7. Operários e artesãos	3432	1951	2300	1994	1815	2122	2008	2030	4996	1586	5025	1422	4089	1481	4721	1407
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	2847	1924	2054	2104	1809	2126	1867	2000	2129	1635	1853	1675	1415	1706	1740	1648
9.Ocupações Elementares	5192	1290	4069	1420	3220	1402	3504	1363	9416	836	6933	847	5304	868	6600	822
Total	17867	1790	13073	1886	10313	1916	11331	1831	26773	1210	23702	1163	18561	1230	22279	1174
Ensino médio completo ou superior incompleto																
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	496	3666	507	4408	458	4380	460	4009	162	1252	2	1940	4	1807	5	1261
1.Diretores e Gerentes	1362	5207	1255	4857	978	5687	956	4640	415	4169	275	3627	171	3898	245	3426
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	768	2541	401	2876	352	2819	369	2332	662	2033	668	1811	503	2271	604	2005
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	3166	2923	3036	2761	3078	2833	3229	2592	1184	2447	1591	2166	1462	2496	1539	2035
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	3966	1912	4026	1860	3655	1841	3919	1741	626	1434	809	1358	628	1407	709	1352
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	4943	2108	6258	2047	5193	2055	5517	1950	2692	1707	5585	1492	4397	1457	5399	1409
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	119	4001	199	3759	198	3731	208	3936	440	1949	799	1884	1066	1785	1056	1848
7. Operários e artesãos	2209	2369	2431	2335	2190	2375	2464	2238	1357	2074	2558	1690	2452	1664	3019	1595
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	2013	2184	2258	2196	2026	2151	2266	2004	950	2222	1588	2115	1399	1938	1696	1843
9.Ocupações Elementares	1823	1491	2703	1508	2423	1499	2612	1399	1650	1121	2219	1030	2083	1047	2408	953
Total	20863	2441	23073	2324	20551	2365	21999	2164	10140	1912	16094	1662	14165	1675	16681	1558

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.3: População Ocupada (em milhares) e Rendimentos Habituais Médios por Grupos Ocupacionais e educacionais (**Continuação**)

Grande Grupo Ocupacional	Formais								Informais							
	2012.T1		2019.T4		2020.T3		2021.T3		2012.T1		2019.T4		2020.T3		2021.T3	
	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$	P.O.	R\$
Ensino Superior Completo																
0.FA, Policiais e Bombeiros Militares	205	7687	340	7742	375	7657	335	7677	30	2184	1	2553	0	3612	0	-
1.Diretores e Gerentes	1376	9300	1871	9794	1617	9945	1614	8025	248	8375	293	9275	267	12887	292	6875
2.Profissionais das Ciências e Intelectuais	4770	6708	6475	6659	6680	6879	6736	6150	1610	6079	2903	5657	2861	5210	3373	5309
3.Técnicos e Profissionais de Nível Médio	1138	6238	1577	5564	1714	5343	1723	4895	319	4550	670	4119	720	3983	751	4029
4.Trabalhadores de Apoio Administrativo	1076	3557	1763	3089	1990	3306	1930	2898	124	2544	253	2546	246	2167	251	2263
5.Trab. dos Serviços, Vendedores	609	4639	1219	4291	1276	3952	1212	3922	267	3120	948	2509	848	2315	1044	2497
6.Agropecuária, florestais, da Caça/Pesca	26	7301	50	15550	59	11261	60	9078	35	4635	85	2922	94	3769	107	3197
7. Operários e artesãos	125	4801	246	4290	228	3873	251	3798	106	3060	303	2226	321	2053	333	2124
8.Op. de Instalações e Máquinas/Montadores	102	4450	144	3561	146	3337	166	3103	57	3323	184	2943	162	2579	201	2374
9.Ocupações Elementares	92	3650	148	2146	126	1926	171	2278	55	3068	102	1734	116	1399	139	1579
Total	9517	6482	13831	6230	14212	6190	14197	5503	2850	5094	5742	4652	5637	4522	6490	4319

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.4: Classificação dos Grandes Grupos (GG) e Subgrupos (SG) do COD

GG	SG	Descrição
Diretores e Gerentes		
1	111	Membros superiores do poder executivo e legislativo
1	112	Diretores gerais e gerentes gerais
1	121	Dirigentes de administração e de serviços
1	122	Dirigentes de vendas, comercialização e desenvolvimento
1	131	Dirigentes de prod. Agropec., silvicultura, aquicultura/pesca
1	132	Dirigentes de indústria de transf., mineração, construção
1	133	Dirigentes de serviços de TI e comunicações
1	134	Dirigentes e gerentes de serviços profissionais
1	141	Gerentes de hotéis e restaurantes
1	142	Gerentes de comércios atacadistas e varejistas
1	143	Outros gerentes de serviços
Profissionais das Ciências e Intelectuais		
2	211	Físicos, químicos e afins
2	212	Matemáticos, atuários e estatísticos
2	213	Profissionais em ciências biológicas
2	214	Engenheiros (exclusive eletrotécnicos)
2	215	Engenheiros eletrotéc.
2	216	Arquitetos, urbanistas, agrimensores e desenhistas
2	221	Médicos
2	222	Profissionais de enfermagem e partos
2	223	Profissionais da medicina tradicional e alternativa
2	224	Paramédicos
2	225	Veterinários
2	226	Outros profissionais da saúde
2	231	Professores de universidades e do ensino superior
2	232	Professores de formação profissional
2	233	Professores do ensino médio
2	234	Professores do ensino fundamental e pré-escolar
2	235	Outros profissionais do ensino
2	241	Especialistas em finanças
2	242	Especialistas em organização de administração
2	243	Profissionais de vendas, comercialização e relações públicas
2	251	Desenvolv. e analistas de programas, aplicativos/multimídia
2	252	Especialistas em base de dados e em redes de computadores
2	261	Profissionais em direito
2	62	Arquivologistas, curadores de museus, bibliotecários e afins
2	263	Especialistas em ciências sociais e teologia
2	264	Escritores, jornalistas e linguistas
2	265	Artistas criativos e interpretativos

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.4: Classificação dos Grandes Grupos (GG) e Subgrupos (SG) do COD (Continuação)

GG	SG	Descrição
Técnicos e Profissionais de Nível Médio		
3	311	Téc. em ciências físicas e da engenharia
3	312	Superv. em engenharia de minas, de indústrias de transf/constr
3	313	Téc. em controle de processos
3	314	Téc. e profis. de nível médio em ciências biológicas e afins
3	315	Téc. e controladores da navegação marítima e aeronáutica
3	321	Téc. médicos e farmacêuticos
3	322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos
3	323	Profis. de nível médio de medicina tradicional e alternativa
3	324	Téc. e assistentes veterinários
3	325	Outros profissionais de nível médio da saúde
3	331	Profissionais de nível médio em finanças e matemática
3	332	Agentes e corretores comerciais
3	333	Agentes de serviços comerciais
3	334	Secretários administrativos e especializados
3	335	Agentes da adm. pública para aplicação da lei e afins
3	341	Profis. de nível médio de serv. jurídicos, sociais e religiosos
3	342	Trab. do esporte e condicionamento físico
3	343	Profis. de nível médio em ativ. culturais, artísticas e culinárias
3	351	Téc. em operações de TI e das comunicações e assistência
3	352	Téc. em telecomunicações e radiodifusão
Trabalhadores do Apoio Administrativo		
4	411	Escriturários gerais
4	412	Secretários (geral)
4	413	Operadores de máquinas de escritório
4	421	Caixas de banco, cobradores, pagadores e afins
4	422	Trab. de serviços de informação ao cliente
4	431	Auxiliares contábeis e financeiros
4	432	Trab. encarregados de registros de materiais e de transportes
4	441	Outros trab. de apoio administrativo
Trab. dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados		
5	511	Trab. do serviço direto aos passageiros
5	512	Cozinheiros
5	513	Garçons e atendentes de bar
5	514	Cabeleireiros, especialistas em tratamento de beleza e afins
5	515	Supervisores de manutenção e limpeza de edifícios
5	516	Outros trab. de serviços pessoais
5	521	Vendedores de rua e postos de mercado
5	522	Comerciantes e vendedores de lojas

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela A.4: Classificação dos Grandes Grupos (GG) e Subgrupos (SG) do COD (Continuação)

GG	SG	Descrição
Trab. Qualificados da Agrop., Florestais, Caça/Pesca		
6	611	Agricultores e trab. qualificados em ativ. da agricultura
6	612	Criadores e trab. qualificados da pecuária
6	613	Prod./trab. qualificados de exploração agropecuária mista
6	621	Trab. florestais qualificados e afins
6	622	Pescadores e caçadores
Trabalhadores Qualificados, Op. e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios		
7	711	Trab. da construção civil em obras estruturais
7	712	Trab. qualificados da construção (acabamento)
7	713	Pintores, limpadores de fachadas e afins
7	721	Moldadores, soldadores, chapistas, caldeireiros e afins
7	722	Ferreiros, ferramenteiros e afins
7	723	Mecânicos e reparadores de máquinas
7	731	Artesãos
7	732	Trab. qualificados e op. das artes gráficas
7	741	Instaladores e reparadores de equipamentos elétricos
7	742	Inst/Rep de equipamentos eletrônicos e de telecomunicações
7	751	Trab. qualificados do processamento de alimentos e afins
7	752	Trab. qualificados do tratamento da madeira, marceneiros
7	753	Trab. qualif. e op. da confecção de roupas, calçados e outros
7	754	Outros trab. qualificados e op. da indústria e do artesanato
Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores		
8	811	Op. de inst. mineradoras, de extração e proces. de minerais
8	812	Op. de instalações de proces. e recobridoras de metais
8	813	Op. de instalações e máquinas de prod. Químicos/fotográficos
8	814	Op. de máquinas para fabricar prod. borracha, papel eplástico
8	815	Op. de máquinas para fabricar prod. têxteis, couro e pele
8	816	Op. de máquinas para elaborar alimentos e produtos afins
8	817	Op. de instalações para a preparação de papel e de madeira
8	818	Outros operadores de instalações fixas e máquinas
8	821	Montadores
8	831	Maquinistas de locomotivas e afins
8	832	Condutores de automóveis, caminhonets e motocicletas
8	833	Condutores de caminhões pesados e ônibus
8	834	Operadores de equipamentos móveis pesados
8	835	Marinheiros de coberta e afins

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

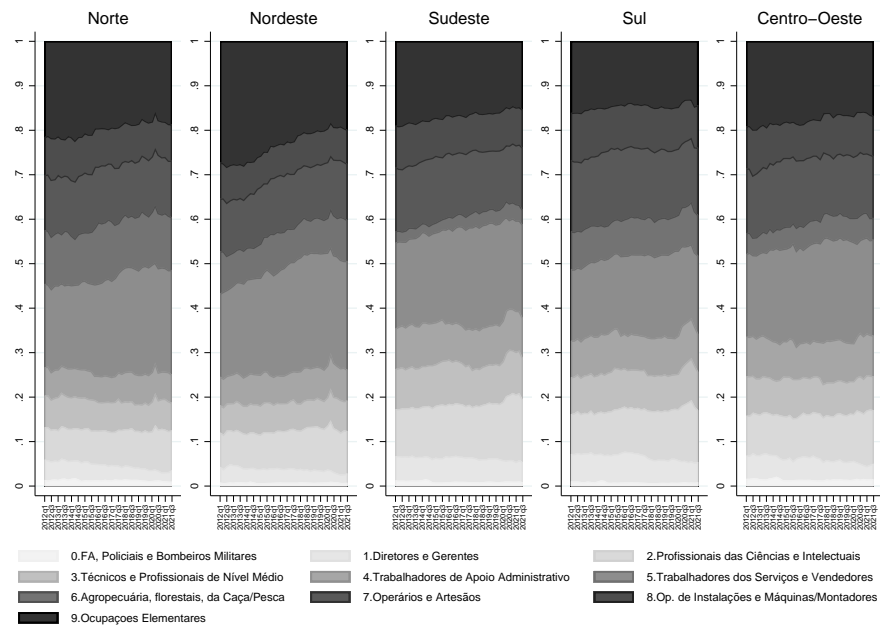
Tabela A.4: Classificação dos Grandes Grupos (GG) e Subgrupos (SG) do COD (Continuação)

GG	SG	Descrição
Ocupações Elementares		
9	911	Trab. domésticos e de limpeza de interior de edifícios
9	912	Lavadores de veículos, janelas, roupas e limpezas manuais
9	921	Trab. elementares da agropecuária, da pesca e florestais
9	931	Trab. elementares da mineração e da construção
9	932	Trab. elementares da indústria de transformação
9	933	Trab. elementares do transporte e armazenamento
9	941	Ajudantes de preparação de alimentos
9	951	Trab. ambulantes dos serviços e afins
9	952	Vendedores ambulantes (excluído serviços de alimentação)
9	961	Coletores de lixo
9	962	Outras ocupações elementares
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares		
0	11	Oficiais das forças armadas
0	21	Graduados e praças das forças armadas
0	41	Policiais militares
0	51	Bombeiros militares

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Apêndice B

Figura B.1: Evolução das *participações* dos grandes grupos ocupacionais dos trabalhadores — Regiões — 1º trimestre de 2012 ao 3º trimestre de 2021



Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Apêndice C

Tabela C.1: Cenário: participações das ocupações no futuro — Brasil

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
524	Outros vendedores	3,3 %	6	6,4 %	3	11,7 %	1
522	Comerciantes e vendedores de lojas	7,4 %	2	7,5 %	1	7,0 %	2
911	Trab. domésticos e outros trab. de limpeza de interior de edifícios	7,6 %	1	6,6 %	2	5,4 %	3
611	Agricultores e trabalhadores qualificados em atividades da agricultura	3,7 %	4	3,8 %	5	3,8 %	4
411	Escriturários gerais	3,9 %	3	3,9 %	4	3,6 %	5
832	Condutores de automóveis, caminhonetes e motocicletas	2,7 %	7	3,0 %	6	3,1 %	6
514	Cabeleireiros, especialistas em tratamento de beleza e afins	2,4 %	9	2,8 %	7	2,9 %	7
521	Vendedores de rua e postos de mercado	1,2 %	22	1,8 %	14	2,7 %	8
711	Trabalhadores da construção civil em obras estruturais	3,5 %	5	2,8 %	8	2,1 %	9
512	Cozinheiros	1,6 %	17	1,9 %	13	2,0 %	10
612	Criadores e trabalhadores qualificados da pecuária	1,8 %	14	1,9 %	11	1,9 %	11
723	Mecânicos e reparadores de máquinas	1,8 %	13	1,9 %	12	1,8 %	12
234	Professores do ensino fundamental e pré-escolar	2,2 %	10	2,1 %	9	1,8 %	13
322	Profissionais de nível médio de enfermagem e partos	1,0 %	29	1,3 %	22	1,7 %	14
753	Trab. qualificados e operários da confecção de roupas, calçados e acessórios	1,0 %	24	1,4 %	21	1,7 %	15
261	Profissionais em direito	1,0 %	27	1,3 %	24	1,7 %	16
833	Condutores de caminhões pesados e ônibus	2,1 %	11	1,9 %	10	1,6 %	17
422	Trabalhadores de serviços de informação ao cliente	1,9 %	12	1,8 %	15	1,5 %	18
751	Trabalhadores qualificados do processamento de alimentos e afins	1,6 %	18	1,5 %	17	1,4 %	19
531	Cuidadores de crianças e ajudantes de professores	1,2 %	21	1,3 %	23	1,4 %	20
121	Dirigentes de administração e de serviços	1,3 %	20	1,4 %	20	1,4 %	21
226	Outros profissionais da saúde	0,8 %	38	1,1 %	27	1,3 %	22
541	Trabalhadores dos serviços de proteção e segurança	1,8 %	16	1,5 %	16	1,3 %	23
933	Trabalhadores elementares do transporte e armazenamento	1,5 %	19	1,4 %	19	1,3 %	24
523	Caixas e expedidores de bilhetes	1,2 %	23	1,2 %	26	1,2 %	25

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela C.1: Cenário: participações das ocupações no futuro — Brasil (Continuação)

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
741	Instaladores e reparadores de equipamentos elétricos	0,9 %	34	0,9 %	28	0,9 %	26
932	Trabalhadores elementares da indústria de transformação	0,8 %	37	0,9 %	29	0,9 %	27
325	Outros profissionais de nível médio da saúde	0,9 %	35	0,9 %	30	0,9 %	28
731	Artesãos	0,7 %	44	0,8 %	37	0,9 %	29
931	Trabalhadores elementares da mineração e da construção	1,8 %	15	1,3 %	25	0,8 %	30
242	Especialistas em organização de administração	0,6 %	50	0,7 %	41	0,8 %	31
941	Ajudantes de preparação de alimentos	0,9 %	36	0,9 %	31	0,8 %	32
233	Professores do ensino médio	0,7 %	42	0,8 %	36	0,8 %	33
341	Profissionais de nível médio de serviços jurídicos, sociais e religiosos	0,5 %	56	0,7 %	43	0,8 %	34
532	Trabalhadores de cuidados pessoais nos serviços de saúde	0,8 %	41	0,8 %	34	0,8 %	35
241	Especialistas em finanças	0,6 %	48	0,7 %	40	0,8 %	36
921	Trabalhadores elementares da agropecuária, da pesca e florestais	2,5 %	8	1,4 %	18	0,8 %	37
834	Operadores de equipamentos móveis pesados	0,9 %	32	0,8 %	32	0,8 %	38
515	Supervisores de manutenção e limpeza de edifícios	0,9 %	30	0,8 %	35	0,7 %	39
742	Instaladores e reparadores de equipamentos eletrônicos e de telecomunicações	0,3 %	83	0,4 %	63	0,7 %	40
143	Outros gerentes de serviços	0,1 %	101	0,3 %	80	0,7 %	41
432	Trabalhadores encarregados de registros de materiais e de transportes	1,0 %	25	0,8 %	33	0,6 %	42
221	Médicos	0,5 %	58	0,6 %	48	0,6 %	43
222	Profissionais de enfermagem e partos	0,4 %	68	0,5 %	51	0,6 %	44
235	Outros profissionais do ensino	0,8 %	39	0,7 %	39	0,6 %	45
713	Pintores, limpadores de fachadas e afins	0,9 %	33	0,7 %	38	0,6 %	46
122	Dirigentes de vendas, comercialização e desenvolvimento	0,7 %	43	0,7 %	44	0,6 %	47
513	Garçons e atendentes de bar	0,8 %	40	0,7 %	42	0,6 %	48
962	Outras ocupações elementares	0,5 %	54	0,6 %	49	0,6 %	49
342	Trabalhadores do esporte e condicionamento físico	0,3 %	78	0,4 %	65	0,5 %	50

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela C.1: Cenário: participações das ocupações no futuro — Brasil (Continuação)

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
243	Profissionais de vendas, comercialização e relações públicas	0,4 %	62	0,5 %	55	0,5 %	51
263	Especialistas em ciências sociais e teologia	0,6 %	51	0,5 %	50	0,5 %	52
333	Agentes de serviços comerciais	0,6 %	46	0,6 %	47	0,5 %	53
251	Desenvolvedores e analistas de programas e aplicativos (software) e multimídia	0,4 %	64	0,5 %	61	0,5 %	54
214	Engenheiros (exclusive eletrotécnicos)	0,5 %	60	0,5 %	58	0,5 %	55
351	Técnicos em operações de TI e das comunicações e assistência ao usuário	0,5 %	59	0,5 %	57	0,5 %	56
516	Outros trabalhadores de serviços pessoais	0,2 %	88	0,3 %	71	0,4 %	57
721	Moldadores, soldadores, chapistas, caldeireiros e afins	0,9 %	31	0,7 %	45	0,4 %	58
712	Trabalhadores qualificados da construção (acabamento)	0,6 %	52	0,5 %	53	0,4 %	59
961	Coletores de lixo	0,5 %	53	0,5 %	56	0,4 %	60
412	Secretários (geral)	0,5 %	55	0,5 %	60	0,4 %	61
332	Agentes e corretores comerciais	0,6 %	47	0,5 %	52	0,4 %	62
134	Dirigentes e gerentes de serviços profissionais	0,4 %	61	0,4 %	64	0,4 %	63
41	Policiais militares	0,5 %	57	0,4 %	62	0,4 %	64
311	Técnicos em ciências físicas e da engenharia	1,0 %	28	0,6 %	46	0,4 %	65
331	Profissionais de nível médio em finanças e matemática	0,4 %	65	0,4 %	66	0,4 %	66
912	Lavadores de veículos, janelas, roupas e outras limpezas manuais	0,4 %	70	0,4 %	69	0,3 %	67
142	Gerentes de comércio atacadistas e varejistas	0,6 %	45	0,5 %	59	0,3 %	68
132	Dirigentes de indústria de transformação, mineração, construção e distribuição	0,4 %	63	0,4 %	67	0,3 %	69
814	Operadores de máquinas para fabricar prod. de borracha, de papel e afins	0,4 %	71	0,4 %	70	0,3 %	70
816	Operadores de máquinas para elaborar alimentos e produtos afins	0,3 %	80	0,3 %	74	0,3 %	71
231	Professores de universidades e do ensino superior	0,3 %	75	0,3 %	72	0,3 %	72
216	Arquitetos, urbanistas, agrimensores e desenhistas	0,3 %	77	0,3 %	77	0,3 %	73
21	Graduados e praças das forças armadas	0,3 %	79	0,3 %	78	0,2 %	74
815	Op. de máquinas para fabricar produtos de têxteis e artigos de couro e pele	1,0 %	26	0,5 %	54	0,2 %	75

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela C.1: Cenário: participações das ocupações no futuro — Brasil (Continuação)

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
334	Secretários administrativos e especializados	0,6 %	49	0,4 %	68	0,2 %	76
431	Auxiliares contábeis e financeiros	0,4 %	74	0,3 %	76	0,2 %	77
622	Pescadores e caçadores	0,4 %	73	0,3 %	75	0,2 %	78
264	Escritores, jornalistas e linguistas	0,2 %	93	0,2 %	90	0,2 %	79
141	Gerentes de hotéis e restaurantes	0,3 %	76	0,3 %	81	0,2 %	80
722	Ferreiros, ferramenteiros e afins	0,4 %	66	0,3 %	73	0,2 %	81
265	Artistas criativos e interpretativos	0,3 %	82	0,2 %	83	0,2 %	82
752	Trabalhadores qualificados do tratamento da madeira, marceneiros e afins	0,4 %	69	0,3 %	79	0,2 %	83
321	Técnicos médicos e farmacêuticos	0,2 %	90	0,2 %	89	0,2 %	84
818	Outros operadores de instalações fixas e máquinas	0,3 %	84	0,2 %	85	0,2 %	85
343	Profissionais de nível médio em atividades culturais, artísticas e culinárias	0,2 %	86	0,2 %	87	0,2 %	86
421	Caixas de banco, cobradores, pagadores e afins	0,3 %	85	0,2 %	88	0,2 %	87
335	Agentes da administração pública para aplicação da lei e afins	0,1 %	97	0,2 %	93	0,2 %	88
133	Dirigentes de serviços de tecnologia da informação e comunicações	0,1 %	105	0,1 %	97	0,2 %	89
821	Montadores	0,4 %	72	0,3 %	82	0,2 %	90
312	Superv. em engenharia de minas, de indústrias de transf. e da construção	0,3 %	81	0,2 %	86	0,2 %	91
213	Profissionais em ciências biológicas	0,1 %	99	0,1 %	95	0,1 %	92
511	Trabalhadores do serviço direto aos passageiros	0,2 %	89	0,2 %	92	0,1 %	93
754	Outros trabalhadores qualificados e operários da indústria e do artesanato	0,2 %	87	0,2 %	91	0,1 %	94
952	Vendedores ambulantes (exclusive de serviços de alimentação)	0,4 %	67	0,2 %	84	0,1 %	95
225	Veterinários	0,1 %	106	0,1 %	101	0,1 %	96
835	Marinheiros de cobertura e afins	0,0 %	116	0,1 %	105	0,1 %	97
817	Operadores de instalações para a preparação de papel e de madeira	0,1 %	100	0,1 %	99	0,1 %	98
441	Outros trabalhadores de apoio administrativo	0,2 %	91	0,1 %	94	0,1 %	99
352	Técnicos em telecomunicações e radiodifusão	0,2 %	94	0,1 %	96	0,1 %	100
252	Especialistas em base de dados e em redes de computadores	0,0 %	117	0,1 %	107	0,1 %	101

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

Tabela C.1: Cenário: participações das ocupações no futuro — Brasil (Continuação)

Código	Ocupação	2019		5 anos depois		10 anos depois	
		Share	Rank	Share	Rank	Share	Rank
812	Operadores de instalações de processamento e recobridoras de metais	0,2 %	95	0,1 %	98	0,1 %	102
215	Engenheiros eletrotécnicos	0,1 %	104	0,1 %	103	0,1 %	103
11	Oficiais das forças armadas	0,1 %	103	0,1 %	104	0,1 %	104
732	Trabalhadores qualificados e operários das artes gráficas	0,1 %	98	0,1 %	102	0,1 %	105
111	Membros superiores do poder executivo e legislativo	0,2 %	92	0,1 %	100	0,1 %	106
51	Bombeiros militares	0,1 %	108	0,1 %	106	0,1 %	107
951	Trabalhadores ambulantes dos serviços e afins	0,1 %	111	0,1 %	110	0,0 %	108
232	Professores de formação profissional	0,1 %	102	0,1 %	109	0,0 %	109
813	Operadores de instalações e máquinas de produtos químicos e fotográficos	0,1 %	112	0,0 %	111	0,0 %	110
262	Arquivologistas, curadores de museus, bibliotecários e afins	0,0 %	118	0,0 %	113	0,0 %	111
112	Diretores gerais e gerentes gerais	0,2 %	96	0,1 %	108	0,0 %	112
211	Físicos, químicos e afins	0,0 %	120	0,0 %	118	0,0 %	113
621	Trabalhadores florestais qualificados e afins	0,1 %	110	0,0 %	112	0,0 %	114
811	Op. de instalações mineradoras e de extração e processamento de minerais	0,1 %	114	0,0 %	114	0,0 %	115
315	Técnicos e controladores da navegação marítima e aeronáutica	0,0 %	115	0,0 %	116	0,0 %	116
313	Técnicos em controle de processos	0,1 %	113	0,0 %	117	0,0 %	117
131	Dirigentes de produção agropecuária, silvicultura, aquicultura e pesca	0,1 %	107	0,0 %	115	0,0 %	118
324	Técnicos e assistentes veterinários	0,0 %	122	0,0 %	121	0,0 %	119
314	Técnicos e profissionais de nível médio em ciências biológicas e afins	0,1 %	109	0,0 %	119	0,0 %	120
323	Profissionais de nível médio de medicina tradicional e alternativa	0,0 %	124	0,0 %	122	0,0 %	121
413	Operadores de máquinas de escritório	0,0 %	119	0,0 %	120	0,0 %	122
831	Maquinistas de locomotivas e afins	0,0 %	123	0,0 %	123	0,0 %	123
223	Profissionais da medicina tradicional e alternativa	0,0 %	125	0,0 %	124	0,0 %	124
212	Matemáticos, atuários e estatísticos	0,0 %	126	0,0 %	125	0,0 %	125
613	Produtores e trabalhadores qualificados de exploração agropecuária mista	0,0 %	121	0,0 %	126	0,0 %	126
224	Paramédicos	0,0 %	127	0,0 %	127	0,0 %	127

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNADC/IBGE.

EARLY CHILDHOOD INTERVENTION AND SCHOOL ACHIEVEMENT IN BRAZIL: EVIDENCES FROM A HOME VISITING PROGRAM

THAIS WAIDEMAN NIQUITO *
MARCOS VINÍCIO WINK JUNIOR †

Resumo

Esta pesquisa avalia os efeitos de um programa domiciliar destinado à primeira infância sobre o desempenho escolar de alunos do quinto ano do ensino fundamental, particularmente em sua performance em matemática e língua portuguesa. O programa em escrutínio é o Primeira Infância Melhor, em operação no Rio Grande do Sul desde 2003. Foram encontrados impactos positivos do programa no desempenho dos alunos em matemática, para crianças que receberam a intervenção até os três anos de idade. O estudo identificou que os mecanismos por trás dos resultados estão relacionados ao encorajamento dos pais para que o filhos realizem as atividades escolares.

Palavras-chave: intervenções na primeira infância; resultados escolares; mecanismos.

Abstract

This research evaluates the effects of an early childhood home-based program on the academic achievement of 5th grade students of elementary schools, particularly on the students' performance in mathematics and language (Brazilian Portuguese). We examine the program Primeira Infância Melhor — PIM (“Better Early Childhood”), operative in the state of Rio Grande do Sul since 2003. We found positive impacts of the program on students' achievement in mathematics for children who received the intervention up to three years old. The study identified that the mechanisms behind our results are related to the parents' encouragement for children to carry out school activities.

Keywords: early childhood interventions; school results; mechanisms

JEL classification: I20, I38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea195422>

* UFRGS. E-mail: thais.waideman@ufrgs.br

† ESAG/UDESC. E-mail: marcos.winkjunior@udesc.br. The author is thankful to the Foundation for Support of Research and Innovation of Santa Catarina (FAPESC) for its support

1 Introduction

There is considerable evidence suggesting (KNUDSEN *et al.*, 2006; LAREAU, 2018; HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013; KALIL, 2014; GARCÍA *et al.*, 2020) difficulties in the first years of life or during gestational age can compromise the structure and functioning of a child's brain (WALKER *et al.*, 2011; BRITO; NOBLE, 2014; HANSON *et al.*, 2015; GILMORE; KNICKMEYER; GAO, 2018), with potentially harmful consequences on the development of cognitive, behavioral, and learning skills (BIGELOW, 2006; EHLERT, 2013; KIM *et al.*, 2013; HANSON *et al.*, 2015). According to Lu, Black, and Richter (2016), there are about 250 million children living in low and middle-income countries who are at risk of developmental issues.

The likelihood of a child having negative experiences or being exposed to unresponsive parenting is greater when the child is part of a family context of multiple risks, including poverty (LOVE *et al.*, 2002). Studies comparing the development of children from economically favored and disadvantaged families show that the adverse effects of low levels of investment in early childhood are still observed in the preschool phase (HART; RISLEY, 1995; FERNALD; MARCHMAN; WEISLEDER, 2013).

The importance of early childhood development and the need to reduce obstacles faced by children in vulnerable situations have been widely recognized in the past decades, stimulating the creation of several multisectoral policies around the world. The number of countries counting on such policies rose from 7 to 68 between 2000 and 2014, and 45% of them are middle and low-income countries (BLACK *et al.*, 2017). Many of these programs focus on improving the quality of parents' or caregiver's interaction with children. In Brazil, particularly in the state of Rio Grande do Sul, the program Primeira Infância Melhor (Better Early Childhood, from now on we will call it PIM), created in 2003, is a pioneer in this regard. This research aims to investigate its effects on the academic achievement of children potentially benefited.

The activities of PIM do not involve cash transfers. The program offers monitored individual and group activities to families in a situation of socioeconomic vulnerability where there are pregnant women and/or children under six years old. The PIM methodology is based on home visits, promoting children's play-based learning and strengthening their affective bond with caregivers and family (VERCH; BOO; MATEUS, 2017). Although the program's benefits are potentially vast, few studies have been devoted to assessing its impacts. The dimensions investigated to date are related to short-term effects, such as the benefited children's nutritional and health conditions, see (RIBEIRO *et al.*, 2018).

This study proposes a different focus, examining the program's potential medium-term effects. The objective is to identify whether participating in its activities affects later academic achievement in mathematics and language (Brazilian Portuguese), using data from 5th grade students of elementary public schools. We observed the academic achievement of children from disadvantaged families in municipalities that run PIM during the years these students were in early childhood. The analysis is segmented in order to understand the intensity of the program, differentiating the children who participated in the program before the age of 3 from those who were over 3 at the moment their family was benefited by PIM.

Considering the influence of the family environment in the first years of

life on children's school performance (CARNEIRO; HECKMAN, 2003), the hypothesis is that PIM impacts positively academic achievement, especially in the case of children benefited before the age of 3 (CUNHA; HECKMAN, 2007); (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010). Based on the literature, the research also explores possible heterogeneous effects by gender (HECKMAN; PINTO; SAVE-LYEV, 2013; GARCÍA; HECKMAN; ZIFF, 2018).

Programs aimed at early childhood that focus on improving the quality of interaction between parents or caregivers and children, such as PIM, reduce the potential for child abuse, the stress of parents, increase the involvement of parents and caregivers with child protection services, and improve parenting behavior (SPRANG, 2009; YARGER; HOYE; DOZIER, 2016; LOWELL *et al.*, 2011). Thus, it is reasonable to assume that the families participating in PIM learn tools to help them throughout their children's education.

Therefore, this research also investigates mechanisms related to parental behavior to identify which of them contributed the most to the program's impact on school results, considering that one of PIM's roles is to offer to the families the ability to monitor their children's learning processes (VERCH; BOO; MATEUS, 2017). We investigated the following three mechanisms related to the parents' behavior toward children's education:

- i. Parents encouraging their children to carry out school activities, such as dedicating time to learn, doing homework, reading, and attending classes;
- ii. Parental participation in school meetings;
- iii. Talking to their children about school.

To our best knowledge, this research on PIM is unprecedented, and it has at least four important contributions. First, it brings robust evidence — in the context of a developing country — about the relationship between early childhood programs and beneficiaries' performance during their first years of education. Considering the connection between early childhood and learning ability mentioned before, as well as the cumulative characteristic of skill learning (CARNEIRO; HECKMAN, 2003; CUNHA; HECKMAN, 2007), studies collecting evidence to support public policies that address the first stage of initial education are crucial.

Studies evaluating early childhood programs in developing countries show positive effects both in the short term, in cognition and language development (ATTANASIO *et al.*, 2014), and long term, on the wages and salaries obtained as an adult (GERTLER *et al.*, 2014). However, much of the documented evidence addresses programs in place in developed countries (BARNETT, 1995; ELANGO *et al.*, 2015). This research, therefore, helps to fill in this gap.

The second contribution refers to the consolidation of PIM's medium-term effects. In Brazil, several other public policies were inspired by PIM's methodology, both at the regional and national levels (VERCH; BOO; MATEUS, 2017). The Criança Feliz (Happy Child) program, launched by the federal government in 2016, is the main example. Thus, considering it has been in place the longest, the evaluation of this program greatly contributes to the debate and offers guidelines to validate other initiatives.

Third, the research identifies mechanisms through which the home-based program in early childhood impacts school performance, consolidating and

improving the design of this sort of intervention. [Attanasio et al. \(2020\)](#) shows that family visit programs have a critical indirect effect in increasing parents' material and time investment in their children's education, which is the most important element leading to positive results in children's cognitive development and socioemotional skills. For the authors, interventions that ignore enriching parenting practices are likely to fail.

Finally, the fourth contribution refers to the emphasis on education, crucial in developing countries that suffer from many challenges in this area ([HANUSHEK, 2013](#)). Brazil, for example, is among the last places in educational rankings, such as the Program for International Student Assessment (PISA) that, in its 2018 edition, assessed 15-year-old students from 79 countries. In that year, 68.1 % and 50 % of Brazilians did not have a basic level of knowledge in mathematics and reading, respectively ([INEP, 2019](#)). Therefore, the validation of public policies that can improve the learning process in developing countries is imperative.

Because PIM aims only at families in a situation of socioeconomic vulnerability and considering that the program was not run in all municipalities of Rio Grande do Sul, the study's empirical strategy consisted of estimating a difference-in-differences model for cross-sectional data. Data was collected from the Brazilian basic education assessment system (Saeb), which were gathered in two assessments (in 2015 and 2017), providing information on students' performance in standardized score tests of Brazilian Portuguese language and mathematics and their socioeconomic characteristics.

In general, this study reveals that PIM has positive effects only in mathematics for children who entered the program in the first years of life, up to 3 years of age. These results are due exclusively to the effects of PIM on the academic achievement of female students. It was possible to observe that the parents' behavior of encouraging their children to engage in school activities was the mechanism through which PIM influenced the students' school performance. The findings are robust for several specifications of the proposed model and the application of falsification tests.

This paper is divided into five sections, including this introduction. The second section is dedicated to characterizing the program, explaining the context of its emergence and its main activities. The third section describes the databases, the identification strategy, and the research design. The fourth section presents and discusses the results. The fifth and last section presents the final remarks.

2 Better Early Childhood Program (Programa Primeira Infância Melhor) — PIM

2.1 History and Characteristics of the Program

Article 227 of the 1988 Brazilian Constitution guarantees the fundamental rights of children and adolescents. According to the constitution, families, society, and the state must guarantee children and adolescents right "to life, health, food, education, leisure, professionalization, culture, dignity, respect, freedom, and family and community coexistence, besides keeping them safe from any form of negligence, discrimination, exploitation, violence, cruelty, and oppression" ([BRASIL, 1988](#)). These constitutional provisions led to vast legislation created over the last decades ([VERCH; BOO; MATEUS, 2017](#)).

In 1996, the Law on Brazilian Education Guidelines and Bases (LDB) integrated early childhood education into the educational system ([MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 1996](#)) and, from Law 12796/2013, free early childhood education was legally guaranteed to all children up to 5 years of age ([BRASIL, 2013](#)). Although the education system is currently better consolidated — 54.5 % of the children in early childhood were enrolled in the system in 2018 — the reality in the early 2000s was different. In 2003, only 28.8 % were enrolled. In the State of Rio Grande do Sul, this percentage was even lower: 20.6 %.

According to [Verch, Boo, and Mateus \(2017\)](#), in 2003, 28.8 % of children in Rio Grande do Sul were members of families with a per capita income of up to 1/2 minimum wage, and the infant mortality rate was 15.9 deaths for every thousand live births. The PIM program was launched in this context as an initiative of the government of Rio Grande do Sul, Brazil. This home-based program was designed to mitigate the adversities faced by children in a situation of socioeconomic vulnerability.

The program was created in 2003, initially ruled by state law 12544 of July 3, 2006. It is part of the state policy for the promotion and development of early childhood. State law 14594 of August 28, 2014, made changes to the previous law and is still in effect today. PIM is the result of a joint effort of several state and municipal agencies. At the state level, it is coordinated by the Department of Health and, given its multidimensionality, it has the support of the Departments of Education, Culture, Social Development, Labor, Justice and Human Rights, and the Office of Social Policies. Representatives of these state secretariats form a steering committee with political-institutional responsibilities.

According to state law 14594/2014, the PIM's operational management is carried out by technical groups at the state and municipal levels. The program is mainly managed at the municipal level. The municipalities are responsible for identifying families and for hiring staff to conduct home visits. The state technical group, in turn, provides support for the implementation of the policy, assisting municipalities in training teams, and monitoring and evaluating the program.

PIM beneficiaries are selected in 3 stages ([VERCH; BOO; MATEUS, 2017](#)). First, the participating municipality is selected. The municipality's adherence to the program is not mandatory, and the mayor has to show interest in implementing its activities. In 2019, of the 497 municipalities in Rio Grande do Sul, 237 (47.7 %) adhered to the program. In the second stage, the municipality decides the regions of its territory where the activities will take place, adopting multiple criteria. This decision is based on studies that investigate, by region, the number of pregnant women and children aged zero to six years, coverage of families included in cash transfer programs — such as Bolsa Família¹ — infant morbidity and mortality, coverage of early childhood education, urban infrastructure, incidence of violence and drug use, among others. The most precarious regions are prioritized for participation in the program.

Finally, in the third stage the municipality mapped the families living in these areas and identified those that met the program's criteria related to socioeconomic vulnerability, i.e., housing conditions, family income per

¹The program Bolsa Família was created in 2003. It is one of the first and largest conditional cash transfer program in the world. For more information, see [Firpo et al. \(2014\)](#), [Brauw et al. \(2014\)](#), and [Chioda, Mello, and Soares \(2016\)](#).

capita, household density, presence of pregnant teenagers or high-risk pregnant women, history of domestic violence, mothers diagnosed with postpartum depression, illiteracy or low education of the primary caregiver, among others. Once this mapping is completed, the families are sensitized to participate in the program.

2.2 Program Activities

As mentioned before, the main activity consists of home visits, monitoring families with pregnant women or children under six that are part of the program's target audience. PIM's methodology is inspired by the Cuban program "Educa a tu Hijo" (educate your child). The care actions developed with the participating families are individual or group activities, and the interventions can be segmented into four phases, distinguished by the stage of the child's development.

In the first phase, prenatal care is provided at home, individually and weekly. In addition, pregnant women participate in monthly groups organized by the network of public services, with the participation of the PIM team. In the second phase, children between 0 and 2 years, 11 months, and 29 days are monitored. In this stage, home visits occur individually and weekly. The third phase focuses on children between 3 years and 3 years, 11 months, and 29 days. They continue to receive weekly home visits individually and participate in a monthly group activity in collective spaces to start socializing. The fourth and final phase focuses on children between 4 years and 5 years, 11 months, and 29 days, held in groups in collective spaces (VERCH; BOO; MATEUS, 2017).

The families receive home visits weekly, for around 45 minutes to an hour. Each visitation agent works with up to 20 families. The agents are undergraduate students, preferably from programs in education, health, or social work. Children and caregivers take part in play-based activities. As highlighted by Verch, Boo, and Mateus (2017), during visits, the agents should get to know the family structure and dynamics, enabling the identification of potentialities and risk factors.

Table 1 shows that the program's coverage, in terms of the number of participating municipalities, substantially increased over the first four years. Although this number has shown some stability since 2006, the number of families, children, and pregnant women continued to increase until 2009. In 2019, the PIM counted 2611 visitation agents, representing the capacity to serve 53 180 families, 58 498 children, and 7755 pregnant women.

Table 1: Number of participating municipalities and estimates of the number of services provided, PIM

Year	Municipalities	Families	Children	Pregnant	Visitors
2003	51	1875	2063	225	75
2004	105	7850	8635	942	314
2005	153	20225	22248	2427	809
2006	226	40125	44138	4815	1605
2007	217	37100	40810	4452	1484
2008	223	46525	51178	5583	1861
2009	233	54100	59510	6492	2164
2010	255	58550	64405	7026	2342
2011	255	59550	65505	7146	2382
2012	254	47640	52404	7146	2382
2013	266	54320	59752	8148	2716
2014	267	55140	60654	8271	2757
2015	248	52220	57442	7833	2611
2016	242	51700	56870	7755	2585
2017	250	54020	59422	8103	2701
2018	248	53980	59378	8097	2699
2019	237	53180	58498	7977	2659

[†] Source: Secretary of Health of the State of Rio Grande do Sul (Brazil).

3 Data and Research Design

Two databases were used to carry out this study. Information about the municipalities participating in the program and the number of families and children benefited were obtained from the Department of Health of the State of Rio Grande do Sul. Data on students' school performance and socioeconomic characteristics in 5th grade of elementary public schools were collected from two editions (2015 and 2017) of the assessment conducted by the basic education assessment system (Saeb). The data is made available by the National Institute for Educational Studies and Research Anísio Teixeira (Inep).

Saeb collects data on basic education students' performance and socioeconomic characteristics through nationwide assessments. In 2015 and 2017, students' assessment in the 5th grade of elementary education considered the knowledge in mathematics and language (Brazilian Portuguese). In the public education system, the assessment was conducted in a census, whereas in the private system, it was done through sampling. The exams were constructed using the item response theory, and scores vary from 0 to 500. From this database, information was also collected about parents' involvement in the children's school life — used to investigate the mechanisms through which PIM affected school results — and individual characteristics of students, teachers, and schools — used as covariates in the estimated regressions.

The study established an identification strategy to obtain causal effects of PIM on the academic achievement of children attending the first half of elementary education and potentially benefited by the program. It is worth mentioning that a mere comparison of conditional means of scores in math and language obtained by students who participated and who did not participate in PIM would not offer the desired effect, as the selection of beneficiaries

is not random. The socioeconomic situation of participating families incurs several unobservable factors that may affect school results, jeopardizing such comparison.

Therefore, we exploit that not all municipalities of the state participated in PIM, and the program served only part of the children (those from families in a situation of socioeconomic vulnerability) in participating municipalities. In this context, the empirical strategy adopted the estimation of a difference-in-differences model for cross-sectional data.² This research estimates the intervention's potential effects on the achievements in math and language tests applied to public school 5th grade students in the elementary education for the cross-sections of 2015 and 2017.³

It is important to clarify that, so far, there is no database identifying the child who participated in the program, which explains why this research estimates the effect of PIM on those potentially benefited. The program's focalization led the study to consider as children potentially benefited those that are members of families in situations of socioeconomic vulnerability. They were identified as being in the lowest percentile in the distribution of socioeconomic level of students in schools of the State of Rio Grande do Sul.⁴

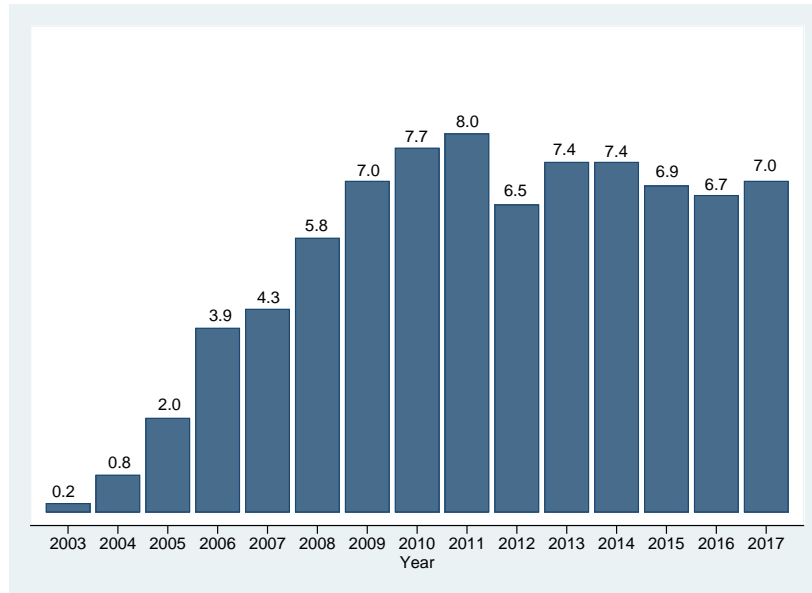
Crossing the data on the number of children participating in the PIM with the population estimates of Rio Grande do Sul, it was observed that, since 2009, around 7% to 8% of children aged 0 to 5 years living in the state are served by the program (Figure 1). As seen earlier, about half of the state's municipalities have joined the PIM. Therefore, if the population's distribution by age group was homogeneous in the municipalities, the program's coverage would be around 15% of children of attendance age in the municipalities participating in the program.

²For an example of a difference-in-differences model with cross-sectional data, see [Khandker, Koolwal, and Samad \(2009\)](#) chapter 14.

³Although information from Saeb referring to the years 2015 and 2017 is used, the data does not have a panel structure, as the investigation here is conducted at the student level. Clearly, fifth graders in elementary school in 2015 are not the same as fifth graders in 2017. Therefore, regressions are estimated separately for the two years.

⁴In the Saeb questionnaires, there is no information about the families' income. However, there are questions regarding the number of household assets. From these data, we built, using the Principal Component Analysis (PCA) methodology, an index of family socioeconomic level that allows ranking students.

Figure 1: Percentage of children aged 0-5 years old attended by the PIM in the state of RS



Source: Elaborated by the authors. The number of benefited children was collected from the Department of Health of the State of RS. The population estimates (children aged 0-5 years old).

Taking this into account, the study's treatment group (potentially benefited by PIM) was formed of students from families below the 15th percentile of the population's distribution regarding socioeconomic status in the State of Rio Grande do Sul. As a control group, we used the students from families above the 85th percentile of the same distribution. As the program's target audience is socioeconomically vulnerable families, the control group would not have been part of the intervention. Students between the 15th and the 85th percentiles in the statistical distribution of the population were excluded from the sample. The sensitivity of the results for other percentiles of identification of the treatment and control groups was analyzed as robustness checks.

To assess the municipalities participating in PIM when the students of the treatment and control groups were in early childhood, we considered the age of the student when taking the basic education assessment exam and the year in which PIM was implemented in the municipality where the students live. About 80% of the 5th grade students in elementary education are between 10 and 11 years old. Thus, if considering the school performance of an 11-year-old child obtained in 2015, and knowing that the municipality this child lives implemented the PIM in 2004, it is possible to infer that the child — if their family fitted the program's criteria — is likely to have been benefited. At that time, their mother was pregnant, or the child had just been born. In the case the municipality implemented the program in 2008, the child would be over 3 years of age when participating.

In both cases, the child was benefited. However, the treatment's intensity is different, given the program's characteristics (discussed in section 2), and these heterogeneities are explored in this study. Finally, if the program was

implemented in 2010 or later, the child did not receive support because they were over 6. Analogous reasoning can be constructed concerning the other ages and also the 2017 school results. Only municipalities that have never implemented the PIM were considered as non-participating municipalities.

The strategy above can be summarized as follows: it is expected that students from families above the 85th percentile of the socioeconomic level distribution will have better school performance in comparison to those who are below the 15th percentile, both in municipalities that participate and in municipalities that do not participate in the PIM. However, in municipalities where the program was established long enough — so 5th grade children of elementary education were benefited — this difference is expected to be less than in municipalities where the program has not been implemented.

Two points deserve to be highlighted regarding the research design. First, although the ideal would be to measure the effect on children who certainly participated in PIM, this information is not available. Alternatively, we adopted an identification strategy that places among the potential beneficiaries the children from families below the 15th percentile of the socioeconomic distribution of Rio Grande do Sul. The hypothesis that these are the beneficiaries in the municipalities where the program is implemented seems reasonable.

Second, it is important to clarify that the adopted strategy may lead to measurement error of the treated group but not of the control group. As the latter is formed by students from families above the 85th percentile of the socioeconomic level distribution, it is unlikely that any child would be part of the program's target audience. In the group of potential beneficiaries, on the other hand, we may incur the error or failure to contemplate children who have actually benefited (if the cut to the limitation is too low) or the error of inserting children who have not actually benefited (if the cut to the limitation is too high). Therefore, alternative cuts to the 15th percentiles were tested as for robustness checking.

The estimated equation is:

$$Y_{i,m} = \alpha_0 + \alpha_1 Pot_i + \alpha_2 PIM_{i,m} + \theta_m + \delta' X_{i,m} + \epsilon_{i,m} \quad (1)$$

where $Y_{i,m}$ is the score of student i , resident of municipality m , in the math or language test; Pot_i is a dummy that identifies the group of potential beneficiaries, assuming a value of 1 if student i is below the 15th percentile and zero if they are above the 85th percentile; $PIM_{i,m}$ is the dummy variable that identifies the treatment on the potential treated, receiving a value of 1 if student i is below the 15th percentile and resides in a municipality m in which the program has been implemented for enough years that indicates the student could have been benefited when they were in early childhood, and zero value for all other cases; θ_m represents the fixed effect of the municipalities, which controls their unobservable characteristics; $X_{i,m}$ is a set of covariates that condition the results to the individual characteristics of the student, their teachers and the schools in which they study; $\epsilon_{i,m}$ is the error term. The parameter of interest for the research proposed here is, therefore, α_2 . The Equation 1 is estimated by ordinary least squares (OLS).

The covariates that represent the student's individual characteristics are age and a set of dummy variables indicating whether they are female, white, had to retake a school year, live with mother, if the mother is literate and if the father is literate. Teachers' covariates are salary, education and experi-

ence. In turn, the covariates that represent the characteristics of the school are its socioeconomic level, the average proficiency of its students in the Saeb standardized tests, and a dummy variable indicating whether it is located in a rural area. The regressions were weighted by the student's sample weight and the errors are robust, clustered at the school level. Based on the literature (HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013; GARCÍA; HECKMAN; ZIFF, 2018), possible heterogeneities by students' gender are also explored.

Non-experimental studies of impact analysis show it is important to demonstrate that the effects of the identification strategy adopted are, in fact, representative of the intervention. Thus, a falsification test was conducted considering potential participants of PIM students who clearly could not have benefited — although being part of the target audience (due to their socioeconomic vulnerability) and residing in municipalities where the program was implemented. In this case, they were certainly not benefited because they were over 6 when PIM was implemented in their municipality (for example, when analyzing the academic achievement of an 11-year-old child obtained in 2015, knowing that the municipality this child lives implemented the PIM in 2010 or after). In the falsification test, this individual was considered as a potential beneficiary. The same reasoning can be applied to students of other ages and for the results of 2017. As before, the control group is composed of students from families above the 85th percentile regarding socioeconomic status in the state. Non-participant municipalities are those that never implemented PIM.

Additionally, the study examined some mechanisms associated with parents' involvement in the school life of their children that may explain how the home-based program in early childhood affected school results. Adopting a specification identical to that presented in Equation 1, we regressed dummy variables indicating whether parents:

- i. Encourage their children to do school activities, such as going to school, reading, doing homework, and studying;
- ii. Attend school meetings;
- iii. Talk to their children about school.

In the case of mechanisms, given that the variables explained are dummy variables, the equations were estimated by Probit (PUHANI, 2012).

4 Results and Discussion

This section presents and discusses our findings. Table 2 shows the sample's descriptive statistics, considering the municipalities participating and not participating in the PIM in 2010. It appears that, for all groups, the means in the standardized proficiency exams in mathematics are higher than those in language (Brazilian Portuguese). Still regarding proficiency, means are also higher for municipalities that are not part of the program. Finally, there seems to be no difference for groups of municipalities among the proportions of parents who a) encourage their children to do school activities, b) attend school meetings, and c) talk about school.

Table 2: Sample's descriptive statistics (mean and standard deviation). 5th grade students of elementary education, Rio Grande do Sul, 2015 and 2017, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

Variables/Municipalities	2015			2017		
	Total	Participant	Non participant	Total	Participant	Non participant
Score in language	211.8 (45.5)	211.2 (45.44)	213.2 (45.8)	219.8 (45.5)	218.6 (45.6)	222.6 (45.2)
Score in mathematics	224.1 (42.6)	223.2 (42.2)	226.2 (43.4)	229.1 (43.4)	227.7 (42.9)	232.3 (44.5)
Age (years)	11.0 (1.04)	11.1 (1.05)	11.0 (0.99)	10.9 (0.95)	10.9 (0.97)	10.9 (0.93)
Parentes encourage school activities	0.92 (0.27)	0.92 (0.28)	0.93 (0.26)	0.91 (0.28)	0.92 (0.28)	0.91 (0.28)
Parents attend school meetings	0.89 (0.31)	0.89 (0.31)	0.89 (0.31)	0.71 (0.45)	0.71 (0.45)	0.73 (0.45)
Parents talk about school	0.83 (0.37)	0.83 (0.38)	0.83 (0.37)	0.84 (0.36)	0.83 (0.37)	0.85 (0.35)
Observations	14807	10244	4563	9203	6213	2990

¹ Source: Microdata from Saeb 2015 and 2017.

² Mean and standard deviation in brackets. Only public-school students who are part of the control or treatment group defined in the empirical work strategy are considered. Participant municipalities were those that offered the program in 2010.

Table 3 shows the estimates in equation (1) using data from Saeb 2015 (odd columns) and 2017 (even columns). As already mentioned, students from public schools from families below the 15th percentile formed the treatment group and those above the 85th percentile formed the control group. The dependent variables are the standardized test scores of the students obtained in exams in language (Brazilian Portuguese) (columns 1, 2, 5, and 6) and in mathematics (columns 3, 4, 7, and 8), carried out when they were in the 5th grade of elementary education.

Columns 1 to 4 show the effects of PIM on the students' scores, considering those potentially benefited when they were under 3 years old. Columns 5 to 8 show the same effects for children potentially benefited when they were over 3 years old. We present in this paper only the coefficient of interest — α_2 in Equation 1 — for reasons of space. However, all regressions conducted also contained the dummy variable that identifies the treatment group and the covariates that control the estimates by the individual characteristics of students, teachers, and schools. All regressions were carried out with a fixed effect of municipalities and estimated with robust errors clustered at the school level.

Positive and statistically significant effects of participation in the program were found for the scores in mathematics of children who potentially benefited from PIM before they were 3 (columns 3 and 4). It is worth highlighting that the effect is found both when the estimates are conducted for the 2015 sample and for the 2017 sample, which indicates the robustness of the impact from the identification strategy adopted. For the 2015 sample, the children's improvement in math scores was 3.33 points (column 3). Such an effect is not negligible. Considering that, at the national level, the standard deviation of student scores is 40 points, the impact found corresponds to about 8% of the standard deviation ($3.33/40 = 0.083$). In 2017, the magnitude of the effect was similar, at 2.92 points (column 4), corresponding to approximately 7% of the standard deviation ($2.92/40 = 0.073$).

Some other results are worth mentioning. First, there were no effects on language scores for students of the treatment group, regardless of the intensity of the participation. The literature supports this result with studies such as (ROUSE, 1998) and (FIRPO; JALES; PINTO, 2015), who indicate that math scores are more likely to be affected by public policies than scores on language-related topics.

The second point to be highlighted is that no statistically significant results were found, in language or mathematics, on the scores of children in the treatment group who were potentially benefited after 3 years of age. As documented by Cunha and Heckman (2007) and Cunha, Heckman, and Schennach (2010), it is unreasonable to assume that, in the function of producing skills, inputs have perfect substitutability at different stages of development especially with regard to cognitive skills (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010)). Thus, interventions that occur at older ages are less likely to have effects, especially considering the format of PIM actions for children over 3 years of age, in which the activities are held in groups, not occurring at the individual and family level, as they do for under 3's.

Table 3: Effect of participation in PIM on school results in mathematics and language. 5th grade students of elementary education, Rio Grande do Sul, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

Benefited from PIM	Under 3 years old				Over 3 years old			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Language		Mathematics		Language		Mathematics	
Year of Saeb test	2015	2017	2015	2017	2015	2017	2015	2017
Coefficient	1.02 (1.54)	0.79 (1.91)	3.33** (1.44)	2.92* (1.77)	0.72 (3.07)	-8.33 (5.83)	-1.06 (3.03)	-5.78 (4.94)
R-square	0.297	0.339	0.334	0.381	0.343	0.305	0.380	0.415
Observations	13810	9003	13810	9003	5503	3185	5503	3185

Notes: * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: standardized proficiency in the Saeb test in language (Brazilian Portuguese) and mathematics. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); and controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

Table 4 has the same format as Table 3 but shows the results segmented by the students' sex.⁵ Panel (A) presents the effects of potential participation in PIM on girls' scores and Panel (B) presents the effects of potential participation in PIM on boys' scores. It is possible to see that PIM's effects on math scores of students of the treatment group, potentially benefited before the age of 3, are exclusively observed on girls.

For girls, these effects ranged between 4.49 and 4.53 points, which corresponds to about 11% of the standard deviation — columns 3 and 4 of Panel (A). The estimates suggest possible effects on language scores for girls who potentially participated in the PIM until the age of 3. When Saeb 2015 data were used — column 1 of Panel A — a positive impact of 4.31 points was found (also about 11% of the standard deviation). However, this result must be observed with caution since no statistically significant effects were found in the sample containing the 2017 data. For boys who potentially participated in PIM before the age of 3, no statistically significant effects were found for any of the tests in any of the editions analyzed.

The existence of significant effects for female students and not for male students is supported by the literature (HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013) (GARCÍA; HECKMAN; ZIFF, 2018). García, Heckman, and Ziff (2018) attribute this particularity to the worst domestic environment experienced by girls. For example, parents of boys are more likely to be present at home than parents of girls. Thus, there is a greater possibility of improvements, from interventions

⁵Alternatively, specifications of the models presented in tables 3 and 4 were also performed, changing the dependent variable to a dummy indicating whether the student performed below the basic level in the Saeb tests. Grades below 150 in language and 175 in mathematics are considered below basic levels. As the dependent variable is binary, these specifications were performed using the PROBIT method and the results are shown in tables 7 and 8 in the appendix. In general, participation in the PIM reduces the likelihood of grades below the basic level, especially for children who received the intervention up to three years old.

in early childhood, for female participants. Finally, in the case of children who potentially received the intervention after 3 years of age, no statistically significant effects of the intervention are observed (columns 5 to 8 of Panels A and B).

Table 4: Effect of participation in PIM on school results in mathematics and language. 5th grade students of elementary education by sex, Rio Grande do Sul, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

Benefited from PIM	Under 3 years old				Over 3 years old			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Language		Mathematics		Language		Mathematics	
Year of Saeb test	2015	2017	2015	2017	2015	2017	2015	2017
Panel (A): Female								
Coefficient	4.31 [*] (2.17)	0.84 (2.74)	4.53 ^{**} (1.98)	4.49 [*] (2.53)	4.27 (4.57)	-7.51 (7.77)	-0.03 (4.32)	-4.93 (9.26)
R-square	0.318	0.352	0.349	0.406	0.359	0.385	0.411	0.456
Observations	6808	4669	6808	4669	2700	1656	2700	1656
Panel (A): Male								
Coefficient	-1.50 (2.15)	0.484 (2.94)	1.83 (2.09)	1.14 (2.76)	-3.63 (4.01)	-6.31 (11.17)	-2.55 (4.17)	-4.93 (9.36)
R-square	0.301	0.355	0.348	0.397	0.366	0.373	0.396	0.432
Observations	7002	4334	7002	4334	2803	1529	2803	1529

Notes: ^{*} significant at 10%; ^{**} significant at 5%; ^{***} significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: standardized proficiency in the Saeb test in language (Brazilian Portuguese) and mathematics. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); and controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

4.1 Robustness Check

In addition to the study on Saeb's two editions, estimates were conducted considering different percentiles to define the treatment and control groups to verify the robustness of the results found. This section presents estimates that take into account cut-offs from the 10th to the 20th percentiles. In each case, students below the lowest percentiles were considered as the treatment group (potential benefited by PIM), and those above the highest percentiles were used as a control group. Also, in each case, students at the center of the distribution were excluded from the sample.

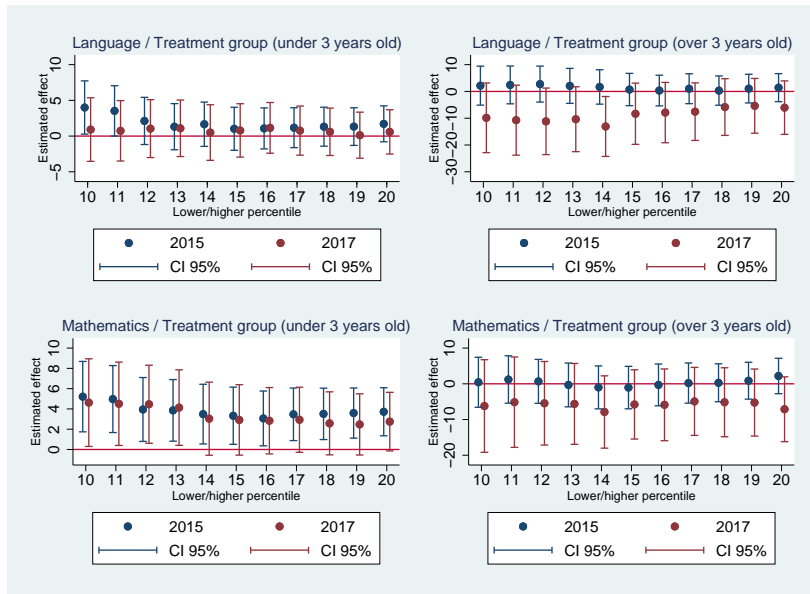
For example, if the treatment group consists of students from families below the 10th percentile in terms of socioeconomic conditions and the control group of students from families above the 90th percentile, those between the 10th and 90th percentiles are excluded from the sample. When the treatment group is formed of students below the 11th percentile and control group of students above the 89th percentile, those between the 11th and 89th percentiles are discarded, and so on.

At the top of [Figure 2](#), we have the results for the effects on performance in language, and at the bottom, for the effects on performance in mathematics, for each of the percentiles considered for the delimitation of the treatment and control groups. On the left are the results for children who benefited before 3 years of age and on the right those who benefited after 3 years of age. In all cases, the estimated coefficients of interest and the 95% confidence intervals are shown. The specification of the estimated equations is identical to that presented previously.

The results align with the main estimation. There are no statistically significant effects, in mathematics or language, for children who benefited after 3 years of age (figures on the right). In addition, there are no robust effects on results in language, regardless of whether the child participated in PIM before or after 3 years of age (figures above). For the results of language, considering children who were benefited before 3 years of age, when the treatment group is limited to lower percentiles, such as the 10th and 11th, there is a statistically significant effect at 5%, for estimates using Saeb data from 2015. This result is not maintained when estimates use Saeb data from 2017.

In turn, the positive effects found for mathematics for children who started participating in the program before the age of 3, were maintained for all cut-offs tested to identify the treatment and control groups. Two interesting points are that the effect seems to be greater when the treatment group is formed with students from families in the lowest percentiles. As more students are inserted in the treatment group (i.e., when the percentile cut-off point is higher), the effect is reduced. The difference is evident from the 14th percentile. This may be an indication that lower cut-offs better represent the effect of the program. Also, when reducing the treatment group, based on a lower cut-off, we minimize the error of including children who did not participate in the program. The second point is that the effects from the 14th percentile are not statistically significant at 5% when estimated from the Saeb 2017 but at 10%.

Figure 2: Effect of participation in PIM on school results in mathematics and language. Students in the fifth year of elementary education, Rio Grande do Sul, different cut-offs to identify the treatment and control groups.



Notes: Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student’s sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: standardized proficiency in the Saeb tests in Portuguese and mathematics. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); and controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

4.2 Falsification Test

As explained in section 3, the falsification test consists of considering as potential beneficiaries students from families below the 15th percentile regarding socioeconomic status in Rio Grande do Sul and who live in municipalities that offered the program but only when these students were already 6 years old, and therefore not in the criteria to participate in PIM. The expectation is that, if the identification strategy has been well designed, the coefficient of interest — α_2 in Equation 1 — should not be statistically significant in this falsification exercise.

The results are shown in Table 5. Note that, for both editions of Saeb and for results in language and mathematics, the parameter of interest was not significant. Therefore, the falsification indicates that the effect found in the main analysis, that is, the improvement in the mathematical test of children who were potentially benefited before the age of 3, is in fact due to participation in the program and not characteristics unobserved in the municipalities.

Table 5: Falsification test. Students in the 5th of elementary education, Rio Grande do Sul, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Language		Mathematics	
Year of Saeb test	2015	2017	2015	2017
Coefficient	-2.22 (3.80)	-10.62 (13.32)	3.35 (4.12)	4.74 (13.21)
R-square	0.329	0.348	0.374	0.410
Observations	4893	2931	4893	2931

Notes: * significant at 10%, ** significant at 5%, *** significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: dummy variable indicating whether parents participating in school life. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

4.3 Mechanisms

The results suggest that there are positive effects of PIM on the math scores of students who entered the program before they were 3 years old. It was demonstrated that such results are robust, maintained not only for data extracted from different editions of Saeb but also for different cut-offs in the distribution of the population's socioeconomic level when identifying the treatment and control groups. In addition, the falsification test carried out indicated that the effects observed were, in fact, due to participation in the program. This subsection is dedicated to examining the mechanisms related to parental behavior that may help to understand the means through which PIM affected academic achievement.

This part of the study considered the same treatment and control group as the main part of the research, respectively, below the 15th percentile and above the 85th percentile. The mechanisms are analyzed only for the sample made up of students who received the intervention before age 3 since the research did not show impact for those who benefited after 3 years of age.

The available data allow to explore three mechanisms associated with parental behavior with regard to the involvement of parents in their children's school life:

- i. Encouraging them to do school activities, such as homework, attending classes, reading, and studying;
- ii. If they participate in school meetings;
- iii. Talking to their children about school.

The three variables for identifying such behavior are dummy variables. Thus, for this analysis, Probit estimates are used with specifications identical to Equation 1 in which the dependent variables are the mechanisms mentioned

above. The same process as in the previous cases was used; the estimates were made separately for the samples referring to the 2015 and 2017 editions of Saeb.

Table 6 shows the marginal effects resulting from the Probit model for each of the assessed mechanisms. As in the previous cases, only the coefficient of interest is presented — α_2 in equation (1). Statistically significant coefficients are found only for the mechanism of parents encouraging their children to carry out school activities. It is important to note that this result is robust for the two editions of Saeb.

Estimates suggest that family participation in PIM increases between 1.88 and 2.71 percentage points the likelihood of parents encouraging children to perform school activities (samples from 2015 and 2017, respectively). This result can be explained by the actions developed by the program with families. As detailed in previous sections, the PIM aims to enhance the relationship between parents and children. Thus, the effects found here suggest that the policy has been successful in fulfilling an important objective.

Table 6: Average marginal effect of participation in PIM on the probability of parents participating in school life. 5th grade students of elementary education by sex, Rio Grande do Sul, participating in the program before the age of 3, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

	Encourage school activities		Participate in school meetings		Talk about school	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Year of Saeb test	2015	2017	2015	2017	2015	2017
Coefficient	0.0188* (0.0111)	0.0271* (0.0148)	0.0120 (0.0124)	-0.0035 (0.0231)	-0.0100 (0.0150)	-0.0044 (0.0187)
R-square	0.069	0.076	0.056	0.048	0.031	0.043
Observations	13810	9003	13810	9003	13810	9003

Notes: * significant at 10%, ** significant at 5%, *** significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: dummy variable indicating whether parents participating in school life. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

5 Final Remarks

Difficulties faced by individuals in early childhood are known to affect their development, with negative effects in the short and long term. This study acts on this issue and works to evaluate the effects of a home-based program in early childhood on the benefited children's academic achievement later in life when they attend the 5th grade of elementary education.

The program evaluated was *Primeira Infância Melhor* — PIM (Better Early Childhood), implemented in the state of Rio Grande do Sul, Brazil, in 2003. About half of the state's municipalities participate in the program, which, in

2019, could serve 53.180 families. Exploring that there are non-participating municipalities and that PIM is targeted at a specific part of the population, the empirical strategy adopted was the difference-in-differences estimation model for cross-sectional data. Data from the 2015 and 2017 editions of Saeb were used, and the impacts on students' standardized scores tests in language and maths were examined. 5th grade students of elementary education in public schools were analyzed.

For students who were exposed to the intervention before the age of 3, the positive effects of participation in the program were found on the results in standardized mathematics tests. The impacts proved to be robust for the samples of Saeb's two editions and for different strategies for identifying the treatment and control groups. It was also found that the observed effects are due to the improvement in female students' performance. No robust effects were found for scores in language.

On the other hand, in the case of students who received the intervention after 3 years of age, no effects on school results were found. Such a result may be related both to the greater effectiveness of interventions performed earlier and to the format of PIM for children in this age group, when activities are held in a group, rather than individual and at home.

This study also investigated mechanisms associated with parental behavior that can be behind our results. Given that one of PIM's objectives is to offer families the capacity to participate in their children's learning processes, it is reasonable to assume that the parents participating in the program have greater knowledge about instruments to stimulate such processes. In this sense, parents' involvement was analyzed in terms of encouraging their children to carry out school activities, participate in parent meetings, and talk to their children about school. Encouraging school activities was the mechanism empirically identified.

This research contributes to filling the literature gap about the medium-term effects of home-based programs designed to improve the quality of early childhood in developing countries. Most of the studies carried out to date are related to programs implemented in developed countries. In addition, this study contributes as an assessment tool for PIM, whose intervention methodology has been used to formulate several other programs aimed at the development of early childhood in Brazil, both at the regional and national levels. Finally, the dimension investigated, that is, the capacity of this policy to facilitate children's learning processes, brings pertinent evidence to developing countries, which still have significant disadvantages regarding the quality of human capital formation. Thus, consolidation of public policies that are effective in mitigating such disadvantages is fundamental.

References

- ATTANASIO, Orazio P. *et al.* Estimating the production function for human capital: results from a randomized controlled trial in Colombia. *American Economic Review*, v. 110, p. 48–85, 2020.
- ATTANASIO, Orazio P. *et al.* Using the infrastructure of a conditional cash transfer program to deliver a scalable integrated early child development program in Colombia: cluster randomized controlled trial. *BMJ*, v. 349, 2014.
- BARNETT, W. Steven. Long-term effects of early childhood programs on cognitive and school outcomes. *The Future of Children*, p. 25–50, 1995.
- BIGELOW, Brian J. There's an elephant in the room: the impact of early poverty and neglect on intelligence and common learning disorders in children, adolescents, and their parents. *Developmental Disabilities Bulletin*, v. 34, p. 177–215, 2006.
- BLACK, Maureen M. *et al.* Early childhood development coming of age: science through the life course. *The Lancet*, Elsevier, v. 389, p. 77–90, 2017.
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília: Senado Federal, 1988.
- BRASIL. *Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013*. 2013. Altera a Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, para dispor sobre a formação dos profissionais da educação e dar outras providências.
- BRAUW, Alan De *et al.* The impact of Bolsa Família on women's decision-making power. *World Development*, v. 59, p. 487–504, 2014.
- BRITO, Natalie H.; NOBLE, Kimberly G. Socioeconomic status and structural brain development. *Frontiers in Neuroscience*, v. 8, p. 276, 2014.
- CARNEIRO, Pedro Manuel; HECKMAN, James J. *Human capital policy*. Bonn, 2003.
- CHIODA, Laura; MELLO, João M. P. De; SOARES, Rodrigo R. Spillovers from conditional cash transfer programs: Bolsa Família and crime in urban Brazil. *Economics of Education Review*, v. 54, p. 306–320, 2016.
- CUNHA, Flavio; HECKMAN, James J. The technology of skill formation. *American Economic Review*, v. 97, p. 31–47, 2007.
- CUNHA, Flavio; HECKMAN, James J.; SCHENNACH, Susanne M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, v. 78, p. 883–931, 2010.
- EHLERT, Ulrike. Enduring psychobiological effects of childhood adversity. *Psychoneuroendocrinology*, v. 38, p. 1850–1857, 2013.

- ELANGO, Sneha *et al.* Early childhood education. In: MOFFITT, Robert A. (ed.). *Economics of Means-Tested Transfer Programs in the United States*. Chicago: University of Chicago Press, 2015. v. II. p. 235–297.
- FERNALD, Anne; MARCHMAN, Virginia A.; WEISLEDER, Adriana. SES differences in language processing skill and vocabulary are evident at 18 months. *Developmental Science*, v. 16, p. 234–248, 2013.
- FIRPO, Sergio *et al.* Evidence of eligibility manipulation for conditional cash transfer programs. *Economía*, v. 15, p. 243–260, 2014.
- FIRPO, Sergio; JALES, Hugo; PINTO, Cristine. Measuring peer effects in the Brazilian school system. *Applied Economics*, v. 47, p. 3414–3438, 2015.
- GARCÍA, Jorge Luis *et al.* Quantifying the life-cycle benefits of an influential early-childhood program. *Journal of Political Economy*, v. 128, p. 2502–2541, 2020.
- GARCÍA, Jorge Luis; HECKMAN, James J.; ZIFF, Anna L. Gender differences in the benefits of an influential early childhood program. *European Economic Review*, v. 109, p. 9–22, 2018.
- GERTLER, Paul *et al.* Labor market returns to an early childhood stimulation intervention in Jamaica. *Science*, v. 344, p. 998–1001, 2014.
- GILMORE, John H.; KNICKMEYER, Rebecca C.; GAO, Wei. Imaging structural and functional brain development in early childhood. *Nature Reviews Neuroscience*, v. 19, p. 123–137, 2018.
- HANSON, Jamie L. *et al.* Behavioral problems after early life stress: contributions of the hippocampus and amygdala. *Biological Psychiatry*, v. 77, p. 314–323, 2015.
- HANUSHEK, Eric A. Economic growth in developing countries: The role of human capital. *Economics of Education Review*, v. 37, p. 204–212, 2013.
- HART, Betty; RISLEY, Todd R. *Meaningful differences in the everyday experience of young American children*. Baltimore: Paul H. Brookes, 1995.
- HECKMAN, James J.; PINTO, Rodrigo; SAVELYEV, Peter. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. *American Economic Review*, v. 103, p. 2052–2086, 2013.
- INEP. Relatório Brasil no PISA 2018. *Inep/MEC*, v. 53, p. 1689–1699, 2019.
- KALIL, Ariel. Inequality begins at home: The role of parenting in the diverging destinies of rich and poor children. In: AMATO, Paul R. *et al.* (eds.). *Families in an era of increasing inequality: Diverging destinies*. Cham: Springer, 2014. p. 63–82.

- KHANDKER, Shahidur R.; KOOLWAL, Gayatri B.; SAMAD, Hussain A. *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. Washington, DC, 2009.
- KIM, Pilyoung *et al.* Effects of childhood poverty and chronic stress on emotion regulatory brain function in adulthood. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 110, p. 18442–18447, 2013.
- KNUDSEN, Eric I. *et al.* Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building America's future workforce. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 103, p. 10155–10162, 2006.
- LAREAU, Annette. Unequal childhoods: Class, race, and family life. In: GRUSKY, David; HILL, Jasmine (eds.). *Inequality in the 21st Century - A Reader*. New York: Routledge, 2018. p. 444–451.
- LOVE, John M. *et al.* *Making a Difference in the Lives of Infants and Toddlers and their Families: The Impacts of Early Head Start*. ERIC, 2002. v. I-III.
- LOWELL, Darcy I. *et al.* A randomized controlled trial of Child FIRST: A comprehensive home-based intervention translating research into early childhood practice. *Child Development*, v. 82, p. 193–208, 2011.
- LU, Chunling; BLACK, Maureen M.; RICHTER, Linda M. Risk of poor development in young children in low-income and middle-income countries: an estimation and analysis at the global, regional, and country level. *The Lancet Global Health*, v. 4, e916–e922, 2016.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. *Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996*. 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional.
- PUHANI, Patrick A. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear “difference-in-differences” models. *Economics Letters*, v. 115, p. 85–87, 2012.
- RIBEIRO, Felipe Garcia *et al.* An empirical assessment of the healthy early childhood program in Rio Grande do Sul state, Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 34, e00027917, 2018.
- ROUSE, Cecilia Elena. Private school vouchers and student achievement: An evaluation of the Milwaukee Parental Choice Program. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 553–602, 1998.
- SPRANG, Ginny. The efficacy of a relational treatment for maltreated children and their families. *Child and Adolescent Mental Health*, v. 14, p. 81–88, 2009.
- VERCH, K.; BOO, F. L.; MATEUS, M. C. *Transforming the attention towards the first years of life in Latin America: challenges and achievements of a public policy in Southern Brazil*. Washington, DC, 2017.

WALKER, Susan P. *et al.* Inequality in early childhood: risk and protective factors for early child development. *The Lancet*, v. 378, p. 1325–1338, 2011.

YARGER, Heather A.; HOYE, Julie R.; DOZIER, Mary. Trajectories of change in Attachment and Biobehavioral Catch-up among high-risk mothers: A randomized clinical trial. *Infant Mental Health Journal*, v. 37, p. 525–536, 2016.

Appendix A

Table A.1: Average marginal effect of participation in PIM on the probability of grades below basic level in mathematics and language. 5th grade students of elementary education by sex, Rio Grande do Sul, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

Benfited from PIM	Under 3 years old				Over 3 years old			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Language		Mathematics		Language		Mathematics	
Year of Saeb test	2015	2017	2015	2017	2015	2017	2015	2017
Coefficient	-0.007 (0.011)	0.007 (0.013)	-0.023* (0.013)	-0.008 (0.017)	-0.016* (0.023)	0.537*** (0.113)	-0.021* (0.025)	-0.027 (0.053)
R-square	0.158	0.202	0.153	0.189	0.163	0.209	0.169	0.220
Observations	13810	9003	13810	9003	5503	3185	5503	3185

Notes: * significant at 10%, ** significant at 5%, *** significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: dummy variable indicating whether parents participating in school life. All regressions include control variables for students (age and dummy variables indicating whether they are a girl, white, had to retake a school grade, live with their mother, if the mother is literate, if the father is literate); controls for teachers (salary, education and experience); controls for the schools (socioeconomic level, average proficiency in the standardized Saeb tests and a dummy variable indicating whether the school is in a rural area). Data from 5th grade students of elementary education in public schools in the Brazilian state of Rio Grande do Sul.

Table A.2: Average marginal effect of participation in PIM on the probability of grades below basic level in mathematics and language. 5th grade students of elementary education by sex, Rio Grande do Sul, both treatment and control groups = below 15th and above 85th percentiles.

Benefited from PIM	Under 3 years old				Over 3 years old			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Language		Mathematics		Language		Mathematics	
	2015	2017	2015	2017	2015	2017	2015	2017
Panel (A): Female								
Coefficient	-0.036** (0.016)	0.001 (0.019)	-0.008 (0.020)	-0.052* (0.028)	-0.0691* (0.039)	-0.471*** (0.060)	-0.028 (0.041)	-0.038 (0.067)
R-square	0.189	0.218	0.151	0.198	0.202	0.239	0.156	0.260
Observations	6808	4669	6808	4669	2700	1656	2700	1656
Panel (B): Male								
Coefficient	-0.013 (0.018)	0.011 (0.025)	-0.039** (0.018)	0.028 (0.027)	0.018 (0.035)	1.427*** (0.104)	-0.030 (0.035)	0.260 (1.656)
R-square	0.153	0.214	0.173	0.209	0.170	0.223	0.197	0.204
Observations	7002	4334	7002	4334	2803	1529	2803	1529

Notes: * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%. Robust errors clustered at the school level in brackets; regressions weighted by the student's sample weight; all estimates are made with fixed effects of municipalities. Dependent variables: dummy variable indicating whether the student's grade is below the basic level in language (Brazilian Portuguese).

MENTAL HEALTH STATUS OF BRAZILIAN ADOLESCENTS: ASSOCIATED FACTORS AND THE IMPACT OF THE HEALTH AT SCHOOL PROGRAM

BARBARA SANT'ANA KUENKA *
CASSIA KELLY FAVORETTO †

Resumo

A partir do marco teórico da função de produção de saúde de Grossman, este artigo investigou os componentes associados ao estado de saúde mental dos adolescentes brasileiros e o impacto do Programa Saúde na Escola (PSE) sobre esse estado. Os resultados indicaram que sexo (feminino), comportamento de risco e exposição ao *bullying* contribuíram negativamente para a saúde mental dos adolescentes, enquanto alimentação saudável e autoavaliações positivas de saúde e imagem corporal atuaram como fatores de proteção psicoemocional. Resultados também identificaram o impacto benéfico do PSE na saúde mental escolar, principalmente em seu papel protetor contra os níveis de solidão dos meninos. Destaca-se o potencial papel imperativo do PSE na proteção da condição psicossocial de adolescentes escolares brasileiros, especialmente contra desvantagens socioeconômicas e demográficas.

Palavras-chave: saúde mental; escolares; métodos quantitativos; propensity score matching; economia da saúde.

Abstract

By using Grossman's health production function theoretical framework, this paper investigates the components associated with the mental health status of Brazilian adolescents and the impact of the Health at School Program (PSE) on such status. Our findings indicate that (female) sex, risky behavior, and exposure to bullying contributed negatively to adolescent mental well-being, while healthy eating and positive self-assessments of health and body imagery acted as psycho-emotional protecting factors. Results also identified the PSE's beneficial impact on school mental health, primarily in its protective role against boys' levels of loneliness. We highlight the potential imperative role of the PSE in protecting the psychosocial status of Brazilian teenage schoolchildren, especially against socioeconomic and demographic disadvantages.

Keywords: mental health; adolescents; scholars; quantitative methods; propensity score matching; health economics; impact evaluation.

JEL classification: I1; I12; I18; J18.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea195814>

* Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). E-mail: barbarakuenka@gmail.com

† Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). E-mail: ckfavoretto@uem.br

1 Introduction

According to the [World Health Organization \(2017\)](#), around 4.4% and 3.6% of the world's population suffers from clinical depression and anxiety disorders, respectively. Over the years, the worldwide prevalence of anxiety disorders has varied between 15% to 20% amongst children and adolescents only and suicide is the third leading cause of death among 15 to 19-year-olds ([WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2018](#); [EUN, 2019](#); [ZHOU *et al.*, 2019](#)). In Brazil, school adolescents have shown significant symptoms of psychological suffering: 44% of public-school teenagers claimed to feel lonely and 36% reported dealing with insomnia ([IBGE, 2016](#)).

If the adolescent population represents a collective stock of human capital in formation, then the potentially debilitating nature of mental illnesses may result in the loss of present and future productivity for these individuals. Clinical depression and anxiety disorders are estimated to cost more than a trillion dollars a year in lost productivity — generating direct and indirect costs for patients, their families, and healthcare systems ([RAZZOUK, 2016, 2017](#); [WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2018](#)).

Regarding public policy, the Health at School Program (PSE) stands out as an intersectoral policy designed — although indirectly — for adolescent mental health in Brazil. Created in 2007, the PSE aims to promote prevention and healthcare actions in public schools, taking into account social and individual vulnerabilities that pose obstacles to the development of children and adolescents ([BRASIL, 2007](#)). By providing a range of services that vary from dental treatments to antidrug and antibullying campaigns, the program targets to improve the physical and mental health of its beneficiary students ([BRASIL, 2018](#)).

In this study, we aim to analyze the components associated with the mental health perception status of Brazilian adolescents, as well as the impact of the Health at School Program (PSE) on these students' psychological well-being. First, we use the theoretical approach of Grossman's health production function ([GROSSMAN, 1972b,a, 2000](#)) and a probit model to identify the factors associated with our observations' mental health status. Then we estimate a propensity score matching model in order to verify the effect of the PSE on such status. We use microdata from the 2015 National Survey of School Health (NSSH) for both analyses.

The NSSH is a population survey created to monitor the situation of risk factors for the health of students and to detect priority areas for public policies. The questionnaire addresses the socioeconomic, domestic, and behavioral conditions the individuals interviewed live under, such as family structure, drug use, and violence exposure ([BRASIL, 2017](#)). Based on the methodology of similar international questionnaires¹, the NSSH incorporates elements like loneliness and insomnia as indicators for deteriorating mental health status ([FRICK; BARRY; KAMPHAUS, 2010](#); [MCKINNON *et al.*, 2016](#); [SHARMA; LEE; NAM, 2017](#)).

According to what's been offered by the literature, we're able to repeatedly identify the pattern of direct relationship between loneliness/insomnia and psychological deterioration, which confirms the criteria for questionnaires

¹The Self-Reporting Questionnaire (SRQ-20), the Global School-Based Health Survey (GSHS), and the Reynolds Adolescent Depression Scale Second Edition (RADS-2).

that investigate the psychological and somatic profile of adolescents in a given population (ZAWADZKI; GRAHAM; GERIN, 2013; BEUTEL *et al.*, 2017). Feelings of loneliness and sleep disorders during adolescence negatively impact behavioral and psychological functioning, incurring cognitive failures, relationship difficulties, generalized anxiety, and clinical depression (SHARMA; LEE; NAM, 2017; JENKINS; SANCHEZ; OLIVAS-HERNÁNDEZ, 2019).

Based on Grossman's health production function model (GROSSMAN, 1972a), we use the adolescents' mental health perception status as a dependent variable in both econometric models estimated. Moreover, the variables were built from the linear sum of Brazilian adolescents' self-reports responses to loneliness and insomnia levels. Due to the heterogeneous and multidimensional nature of symptoms manifested in mental disorders, the NSSH offers the screening of psycho-emotional pathologies in detriment to the medical diagnosis itself (PAIXÃO; PATIAS; DELL'AGLIO, 2019). Therefore, we recognize the limitation in quantifying the prevalence or severity of mental disorders in the groups interviewed, as well as the relative frailty of the indicators constructed (SANTOS; ARAÚJO; OLIVEIRA, 2009). Also, such a method of measuring dependent variables was adopted given the unavailability or absence of specific secondary data on mental disorders for adolescents in Brazil.

Several goal-related studies have used self-reported variables (insomnia, loneliness, body satisfaction) to analyze adolescent mental health conditions, in addition to confirming that socioeconomic and domestic circumstances have a significant influence on teenage mental health and correlated risk factors². As for the evaluation of public policies on the health status of adolescents, the literature presents a consistent pattern of socioeconomic (purchasing power, race, family relationships) and behavioral (drug use, alcohol consumption, sexual relations) factors associated with psycho-emotional disorders of young people in the global and Brazilian context³. As for the PSE in Brazil, very few studies have addressed its effects on the mental health of adolescents⁴. While the literature⁵ often focuses on the program's impact on direct outcomes (adolescent eating habits, alcohol consumption, and sexual behavior), we aim to contribute by evaluating the program's indirect effects on students — in other words, whether the program is being beneficial to teenage psychosocial well-being or not.

Considering the high prevalence rates of anxiety and clinical depression in Brazil; the greater vulnerability of adolescents to the initial manifestation of psycho-emotional disorder symptoms; as well as the personal, financial and epidemiological burden caused by them, we highlight the importance of the study of mental health in Economics. In that regard, the contribution of this study occurs under three main approaches:

- i. Theoretically, for we estimate a specific mental health production function for Brazilian adolescents based on Grossman (1972b,a, 2000) theoretical health production function model;

²Avanci *et al.* (2007), Benjet *et al.* (2009), Kim and Hagquist (2018), and Huang *et al.* (2019).

³Araújo Andrade *et al.* (2012), Elstad and Pedersen (2012), Malta *et al.* (2014a,b), Alaie *et al.* (2018), Lemes *et al.* (2018), Antunes *et al.* (2018), and Jaen-Varas *et al.* (2019).

⁴Fontes, Conceição, and Machado (2017), Giacomozzi *et al.* (2012), and Ataliba and Mourão (2018).

⁵Giacomozzi *et al.* (2012), Ataliba and Mourão (2018), and Becker (2020).

- ii. Empirically, by partially filling the gap in the national literature regarding studies that evaluated the performance of the PSE in the field of school mental health;
- iii. Offering evidence-based results that can be used to better understand and formulate public policies aimed at promoting adolescent mental health.

2 Methods

2.1 Adolescent mental health production function

Adolescence represents a period of biological changes and emotional adaptations — presenting itself as a crucial stage in one’s psycho-emotional development (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2018). In this scenario, many conditions might influence a teenager’s perception of mental health: the more exposed to risk factors (unstable family structure, abusive relationships, physical and sexual violence, socioeconomic deprivation, among others), the greater the negative psychological impact (COLEY *et al.*, 2018).

According to (GROSSMAN, 1972a), individuals are health producers. Therefore, the search for “inputs” for such production elevates the demand for medical services. In order to elaborate a demand model for “good health”, the author approaches our “health stock” as a durable capital stock capable of generating a healthy amount of time. Each individual inherits an initial stock of health that — despite being subject to increased depreciation rates over time — can be increased via investment (PHELPS, 2016).

Health capital corresponds to a production process composed of the consumption of goods and services necessary for the care of one’s health, added to the time that the individual dedicates to being healthy (NIXON; ULMANN, 2006; OLUWATOYIN; FOLASADE; FAGBEMINIYI, 2015). The demand for health capital originates from individual behavior, as in the way individuals combine the resources available to them when they seek to expand their health stock. Through this process, the gross investment in the health capital of agents is determined by individual production functions, whose inputs consist of a series of elements: medical care, educational level, disposable income, age, lifestyle, genetics, and environmental aspects (FOLLAND *et al.*, 2013).

Given the purpose of this study, we apply Grossman’s idea (GROSSMAN, 1972a,b, 2000) — which refers to health in general — exclusively to a mental health production function for Brazilian adolescents. As identified in Health Economics literature, such kind of adaptation is commonly made to estimate mental health production functions for groups without age distinction (KNESPER; BELCHER; CROSS, 1987; ALEGRIA; PEREZ; WILLIAMS, 2003; OHRNBERGER; FICHERA; SUTTON, 2017); however, little is found when the focus is on this specific audience.

Thus, the mental health production function for Brazilian adolescents can be generically expressed by:

$$MHS = F(\textit{genetics, lifestyle, socioeconomics, demographics, environment, etc.}) \quad (1)$$

in which MHS refers to the mental health status of adolescents and the terms in parentheses correspond to the inputs necessary to generate such status — quantitative or qualitative improvements in these factors produce more “mentally healthy” days. Consequently, the marginal product of each input consists

of an increase in the quality of mental health caused by an additional unit of that input, *ceteris paribus* — the higher the consumption of a production factor, the smaller the increments added to the final product (FOLLAND *et al.*, 2013).

Figure 1: Relationship between adolescent mental health stock and number of mentally healthy days

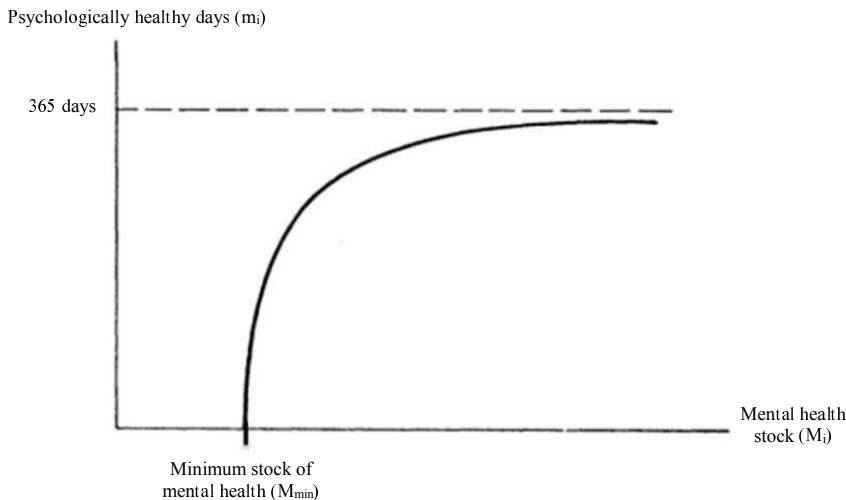


Figure 1 shows the graphic form of a mentally healthy day production function: the relationship between the adolescent’s mental health stock (M_i) and the number of healthy days produced from a psychological point of view (m_i) — whose maximum duration is 365 days. As adolescents “invest” in their mental health capital — whether through healthy eating, physical activity, or a good relationship with their families — their number of mentally healthy days increases (GROSSMAN, 1972a,a, 2000). On the other hand, when the mental health stock is minimal (M_{\min}), the number of mentally healthy days equals zero. M_{\min} is the graphical representation of null mental health and, therefore, death (situation of suicide, for instance). Since marginal productivity of inputs is decreasing, the mentally healthy time increases at a gradually lower rate from the M_{\min} , eventually approaching the asymptotic curve of 365 days (ZWEIFEL; BREYER; KIFMANN, 2009; BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2013).

2.2 Data

We use information from the 2015 National Survey of School Health (NSSH), a population survey that includes students from public and private schools residing in the urban and rural areas of the 26 Brazilian capitals, major regions municipalities, and the Federal District. The 2015 edition includes a sample of students in the ninth-grade of elementary school (Sample One) and another smaller sample of students (Sample Two) from the sixth-grade of elementary school to the third year of high school (third year of high school corresponds

to the final school year in Brazil). We chose to use Sample One in its original form and another sample made from the sum of samples One and Two.

Table 1 shows the description of the variables selected. Variables of interest consisted of loneliness, insomnia, and the self-perception of mental health status — the latter constructed from the linear sum of responses referring to loneliness and insomnia. In the form of a binary variable, an observation assumes the value of “1” (one) if answered “Yes” to both feeling lonely and having frequent insomnia. For this category, the perception of mental health status is classified as “not good”. Observations that answered with “No” to at least one of these two questions assume value “0” (zero) and are considered to have “good” mental health. Therefore, in this study, the “final product” corresponds to the perception of “not good” mental health, as the “inputs” will consist of the socioeconomic, demographic, and behavioral factors that characterize the sampled students.

Regarding the inputs (explanatory variables) used in the students’ mental health production function, socioeconomic, demographic, and behavioral factors stand out, which were chosen based on the theoretical and empirical review⁶. For compatibility with the empirical literature, we also constructed variables by combining two or more questions from the NSSH.

Family structure is expressed by whether the student lives with their father and/or mother — assuming unit value if claimed to live with at least one of the parents. We measured school lag based on the age-grade distortion concept that sets the student a limit of two years to be enrolled in their recommended grade (Anísio Teixeira National Institute for Educational Studies and Research, 2018). The measure of eating habits combined answers to questions about vegetable and fruit consumption — adolescents who consumed fruits and vegetables at least three times a week were considered to have healthy eating habits (LEVY *et al.*, 2010; BARUFALDI *et al.*, 2016; BENTO; ESTEVES; FRANÇA, 2015).

Physical activity was constructed by addressing the criterion recommended by the Pediatrics (2017), which is for teenagers to exercise at least three days (or one hour a day) during the week. Lastly, students who consumed alcoholic beverages, nicotine cigarettes, or psychoactive drugs at least once during the 30 days prior to the application of the questionnaire were considered to practice risk behavior (OLIVEIRA *et al.*, 2019).

⁶Micheli and Formigoni (2004), Avanci *et al.* (2007), Benjet *et al.* (2009), Araújo Andrade *et al.* (2012), Giacomozzi *et al.* (2012), Alaie *et al.* (2018), Fontes, Conceição, and Machado (2017), Antunes *et al.* (2018), Ataliba and Mourão (2018), Lemes *et al.* (2018), Kim and Hagquist (2018), Malta *et al.* (2014a,b), Eun (2019), Huang *et al.* (2019), and Jaen-Varas *et al.* (2019).

Table 1: Description of dependent and explanatory variables

Variable	Definition	Description
Dependent: Mental health		
Loneliness	In the past 12 months, how often have you felt alone?	0 – for Never and Rarely; 1 – for Sometimes, Most of the Time and Always.
Insomnia	In the past 12 months, how often have you been unable to sleep at night because something worried you a lot?	0 – Never and Rarely; 1 – Sometimes, Most of the Time and Always.
Socioeconomic and demographic		
Gender	What is your gender?	0 – Male; 1 – Female.
Race	What is your color or race?	0 – Black, Mixed Race, Yellow, and Indigenous; 1 – White.
Paid work	Do you receive money for this job or business? (Continuing from the question “Do you currently have a job or business?”)	0 – No; 1 – Yes.
Live with mother and/or father	Do you live with your mother?/Do you live with your father?	0 – No; 1 – Yes.
Hunger	In the past 30 days, how often have you been hungry because you didn’t have enough food in your home?	0 – Never and Rarely; 1 – Always, Most of the Time and Sometimes.
Macroregion	Regions of Brazil	Binary variable for each region of the country (North, Northeast, South, Southeast and Midwest).

Table 1: Description of dependent and explanatory variables (**Continued**)

Behavioral		
School lag	What year were you born?/What grade are you in?	0 – No School Lag; 1 – School Lag.
Food Consumption	In the past seven days, on how many days did you eat at least one type of vegetable?/In the past seven days, how many days did you eat fresh fruit or fruit salad?	0 – None; 1 – Three or more days.
Physical activity	In the past seven days, on how many days have you been doing physical activity for at least 60 minutes (one hour) per day? (Add all the time you spent on any type of physical activity each day)	0 – None; 1 – Three or more days.
Risk behavior	In the past 30 days, how many days have you had at least a glass or a dose of alcohol?/In the past 30 days, how many days have you smoked cigarettes?/In the past 30 days, how many days have you used drugs such as weed, cocaine, crack, cola, “loló”, “lança-perfume”, ecstasy, oxy, etc?	0 – None; 1 – Three or more days.
Sexual intercourse	Have you ever had sex?	0 – No; 1 – Yes.
Bullying	In the past 30 days, how often have any of your schoolmates made fun of you, teased you, intimidated you, or made fun of you so much that you were hurt, annoyed, upset, offended, or humiliated?	0 – None; 1 – Rarely, Sometimes, Most of the Time and Always.
Sexual abuse	Have you ever been forced to have sex in your life?	0 – No; 1 – Yes.
Health self-assessment	How would you rate your health status?	0 – Bad and Very Bad; 1 – Very Good, Good and Regular

Table 1: Description of dependent and explanatory variables (**Continued**)

Body self-assessment	How do you feel about your body?	0 – Dissatisfied and Very Dissatisfied; 1 – Very Satisfied, Satisfied and Indifferent.
Management		
School type	Administrative dependency of the school	0 – Public; 1 – Private.

Considering that in the production function the variables loneliness, insomnia, and perception of “not good” mental health status are final products that express negative perceptions of students, it is admitted that inputs that positively affect the final product are acting as elements that deteriorate the state of mental health of the analyzed observations. Those with negative effects are responsible for improving or at least protecting the psycho-emotional status of adolescents. The expected signs of each explanatory variable are shown in [Table 2](#).

Table 2: Expected sign for the explanatory variables

Variable	Expected sign			Literature the expected signs were based on
	Loneliness	Insomnia	Perception of "not good" mental health status	
Gender(female)	+	+	+	Boyd <i>et al.</i> (2015) and Sassarini (2016)
Color or race (white)	-	-	-	Assis, Avanci, and Vasconcellos Carvalhaes de Oliveira (2009) and Elstad and Pedersen (2012)
Paid work	+	+	+	Assis, Avanci, and Vasconcellos Carvalhaes de Oliveira (2009) and Malta <i>et al.</i> (2014a)
Live with mother and/or father	-	-	-	Antunes <i>et al.</i> (2018)
Famine	+	+	+	Huang <i>et al.</i> (2019)
North Region	+	+	+	IBGE (2020)
Northeast Region	+	+	+	IBGE (2020)
Southeast Region	-	-	-	IBGE (2020)
South Region	-	-	-	IBGE (2020)
Midwest Region	×	×	×	×
School lag	+	+	+	Micheli and Formigoni (2004) and Avanci <i>et al.</i> (2007)
Food consumption (Healthy)	-	-	-	Barufaldi <i>et al.</i> (2016) and Bento, Esteves, and França (2015)
Physical activity	-	-	-	Novais <i>et al.</i> (2018)
Risk behavior	+	+	+	Malta <i>et al.</i> (2014b)
Sexual intercourse	+	+	+	Araújo Andrade <i>et al.</i> (2012) and Alaie <i>et al.</i> (2018)
Bullying	+	+	+	Malta <i>et al.</i> (2014a)
Sexual abuse	+	+	+	Fontes, Conceição, and Machado (2017)
Health self-assessment (good)	-	-	-	Lemes <i>et al.</i> (2018)
Body self-assessment (good)	-	-	-	Johns <i>et al.</i> (2017) and Ciciurkaite and Perry (2018)
School type	×	×	×	×

Notes: Midwest region was the reference for the other four geographical regions. There were no signs expected for school type due to lack of empirical evidence in the literature.

In the second stage of the study, we estimate PSE's impact on the mental health status of Brazilian students attending the public schools that joined the program. We estimate the effect for Sample One separately and then for the group corresponding to the sum of samples One and Two, given the relatively small size of the second sample. Since the PSE is aimed at public schools only, all private schools were excluded from the econometric estimates. We then compared public schools participating in the PSE to public schools that did not participate (but were eligible to do so).

Under the propensity score matching, the information in the mental health block alternated as a variable of interest (outcome), while some of the variables previously used as "inputs" (race, regions of Brazil, bullying, physical activity, and risk behavior) assumed the role of control variables to estimate the impact of the PSE on the participating students. The selection criterion for the choice of controls is justified by the need to balance the model before pairing. We followed the recommendation to select only variables that may simultaneously influence both participation in the program and generated outcomes (CUONG, 2012).

Since it is a program aiming the improvement of aspects that might affect — directly and indirectly — the psychological plenitude of students, we assumed that PSE's effect is significant and beneficial (negative sign) to the indicators of loneliness, insomnia, and "not good" mental health for both sexes.

Regarding sampling stratification, all observations that were missing were excluded in order to avoid estimate bias. For the probit estimations, the total sample of students attending ninth-grade was 12 390 and the total of students attending from sixth-grade to third year of high school (HS) was 14 777. These represents a share of 12 % of the total number of students interviewed, but given the nature of the database we consider these numbers to be representative enough. The significant number of missing observations occurs mainly because we are dealing with a questionnaire and many students may not feel comfortable enough (or don't know how) to answer certain questions — especially about mental health and personal behavior. Such restraints tend to shrink the sample available for estimations and consist of one of the downsides of using questionnaire-based information.

For the Health at School Program (PSE) evaluation, the total number of observations attending ninth-grade was 42 290 participants (treated) for 5405 non-participants (untreated). The total number of observations attending from sixth-grade to third year/HS was 47 758 treated for 6125 untreated. In this case it was possible to deal with relatively larger samples, reducing the possibility of bias in the estimates. All estimates were made using the STATA software version 13.

Descriptive statistics

Table 3 shows the description of the interviewees' samples from the 2015 NSSH. Among ninth-grade students, 44.73 % claimed they felt alone, 36.21 % reported experiencing frequent insomnia and 24.42 % had perceived mental health status classified as "not good". Within the sample of students attending from sixth-grade to third year/HS, 44.5 % reported feelings of loneliness, 36.28 % declared frequent insomnia and 24.4 % showed indications of "not good" mental health.

Girls showed the highest percentages of loneliness and insomnia in all observed samples (28.96 % and 28.59 % for loneliness and 23.36 % and 23.14 % for insomnia, respectively) when compared to boys (15.76 % and 15.91 % for loneliness and 12.85 % and 13.13 % for insomnia). Due to the predominance of the female audience in the percentage of loneliness and insomnia, girls were the majority among the observations that revealed a perception of “not good” mental health in the two sample blocks. The participation of boys with “not good” mental health was 7.34 % among ninth-grade students and 7.5 % among boys from sixth-grade to third year/HS. Considering only the female group, 17.08 % of ninth-graders and 16.88 % attending from sixth-grade to third year/HS reported a “not good” mental health status.

Table 4 shows the descriptive socioeconomic, demographic, and behavioral profiles of students interviewed by the NSSH. In both samples, the majority of interviewees were female and non-white students from public schools. The Northeast region had the largest share of representatives in both samples, followed by the North region.

Analyzing ninth-grade interviewees, 7.39 % of boys and 4.03 % of girls received financial compensation for some type of work in 2015. About 5 % of male and 6 % of female schoolchildren claimed to have suffered from hunger for not having any food at home (famine). Healthy food consumption was around 19 % for boys and girls in both samples, while 7 % of boys and 5 % of girls reported age-grade distortion (school lag).

The behavioral factors (Table 4) that might draw the most attention are the ones expressing large discrepancies between the sexes — the difference between boys and girls who practice physical activity regularly was approximately 10 percentage points in favor of the male group in both samples analyzed. Also, 17 % of boys and 10 % of girls have had sexual intercourse before.

Table 3: Descriptive profile of the dependent variables loneliness, insomnia, and perception of mental health status related to schoolchildren

Variables	Attending 9 th grade 2015 (n = 99 285)			Attending 6 th grade to the 3 rd year/HS 2015 (n = 115 224)		
	General (%)	Boys (%)	Girls (%)	General (%)	Boys (%)	Girls (%)
Loneliness						
No	55.27	32.41	22.86	55.5	32.52	22.99
Yes	44.73	15.76	28.96	44.5	15.91	28.59
Insomnia						
No	63.79	35.32	28.46	63.72	35.29	28.43
Yes	36.21	12.85	23.36	36.28	13.13	23.14
Perception of mental health status						
Good mental health	75.58	40.84	34.75	75.6	40.91	34.68
“Not good” mental health	24.42	7.34	17.08	24.4	7.50	16.88

Note: The percentage for each sex in each sample is calculated based on the total number of observations (*n*) in their respective “general” group.

On the other hand, there was larger female participation in alcohol and other drug consumption. From the subjective point of view, it is noted that most students of both sexes had a good perception of their health and body. 5.66 % of boys attending ninth-grade and 5.76 % of boys attending from sixth-grade to the third year/HS had a negative body perception, while 12.17 % of girls reported being dissatisfied with their bodies in both samples.

Furthermore, the percentage of young people exposed to bullying was approximately 44 %. As for sexual violence, 4.03 % of students from ninth-grade and 3.96 % of students from sixth-grade to third grade/HS reported that they had already suffered sexual abuse — the highest percentage of victims being in the female group.

Table 4: Descriptive socioeconomic and behavioral profile of students

Variables	Attending 9 th grade 2015 (n = 99285)			Attending 6 th grade to the 3 rd year/HS 2015 (n = 115224)		
	General (%)	Boys (%)	Girls (%)	General (%)	Boys (%)	Girls (%)
Socioeconomic and demographic						
Sex	–	47.91	52.09	–	48.17	51.83
(White) Race	33.21	16.62	16.59	34.13	17.17	16.97
Paid work	11.42	7.39	4.03	11.73	7.54	4.19
Live with mother and/or father	93.53	45.16	48.37	93.52	45.39	48.13
Famine	11.43	5.03	6.4	11.44	5.1	6.34
North Region	23.44	11.38	12.06	22.89	11.14	11.75
Northeast Region	35.61	16.5	19.11	33.56	15.61	17.95
Southeast Region	17.49	8.53	8.95	17.83	8.73	9.1
South Region	9.59	4.71	4.88	10.93	5.46	5.47
Midwest Region	13.87	6.78	7.08	14.8	7.24	7.56
Behavioral						
School Lag	12.14	7.01	5.14	12.13	7.04	5.09
(Healthy) Food consumption	38.09	19.06	19.03	38.45	19.3	19.15
Practices physical activity regularly	37.18	23.53	13.64	37.13	23.47	13.66
Risk behavior	23.14	10.77	12.37	23	10.83	12.17
(Have had) Sexual intercourse	27.88	17.66	10.21	27.75	17.4	10.35
Bullying	44.22	21.58	22.64	44.25	21.74	22.51
Sexual abuse	4.03	1.67	2.36	3.95	1.65	2.3
(Good) Health self-assessment	92.25	44.49	47.76	92.4	44.8	47.6
(Good) Body self-assessment	82.17	42.25	39.92	82.06	42.41	39.65
Management						
Public school	79.2	37.83	41.37	78.53	37.75	40.78
Private school	20.8	10.08	10.72	21.47	10.43	11.04

Lastly, [Table 5](#) presents the description of the sample used for the PSE's impact evaluation. The focus of the statistics below should be on the students who participated in the program and reported having loneliness and/or insomnia, according to the 2015 NHHS.

Table 5: Schoolchildren who participated and did not participate in the Health at School Program (PSE) and who reported having loneliness and insomnia

Variables/Answers	Students from the 9 th grade 2015 (n = 47 695)				Students from the 6 th grade to the 3 rd year/HS 2015 (n = 53 883)			
	Participated in the program		Did not participate in the program		Participated in the program		Did not participate in the program	
	n	%	n	%	n	%	n	%
Loneliness								
Yes	18 668	39.14	2436	5.11	20 919	38.82	2748	5.10
No	23 622	49.53	2969	6.22	26 839	49.81	3377	6.27
Insomnia								
Yes	15 192	31.85	1982	4.16	17 180	31.88	2233	4.14
No	27 098	56.82	3423	7.18	30 578	56.75	3892	7.22
Total	42 290	88.67	5405	11.33	47 758	88.63	6125	11.37

We are able to notice that, for both samples, approximately 88% of the students that responded to the questionnaire attended public schools that participated in the program. In addition, 39.14% of 9th graders exposed to the PSE claimed to suffer from feelings of loneliness and 31.85% stated that they often suffered from insomnia. Regarding students from the 6th grade to the 3rd year of High School that participated in the PSE initiatives, 38.82% reported dealing with loneliness, whilst 31.88% reported having trouble sleeping. We reinforce that these statistics refer only to students that responded to the mental health related questions in the NHHS.

Empirical approach

The use of probit as a binary response model originates from the search to avoid the main limitations of linear probability models — which correspond to their adjusted values being less than zero or greater than one and the partial effect of any independent variable is constant (WOOLDRIDGE, 2013). Whereas the information collected as variables of interest consists of discrete values, the dependent variable y “perception of the student’s mental health status” assumes only zero or one value in the process of estimating the mental health production function for Brazilian adolescents. Thus, the model takes the following form:

$$P(MHS = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + x\beta) \quad (2)$$

Where $x\beta = \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$. In equation (2), MHS corresponds to the mental health status perception (mental health status) of Brazilian adolescents and x is the vector of socioeconomic, demographic, and behavioral variables that may represent statistically significant associated factors for the construction of this psycho-emotional status (GREENE, 2014). Additionally, techniques such as the probit model are usually derived from a latent variable model and consist of estimations of non-linear nature. For that reason, the dimensions of the parameters β are rarely used for interpretations or inferences — making the estimation of the marginal effects⁷ more appropriate for this type of analysis (WOOLDRIDGE, 2013).

Due to the impossibility of intervening directly in the environment and observed sample characteristics, non-experimental studies end up disregarding the randomization of their observation units — becoming more susceptible to the presence of selection bias (SOUZA, 2010). Covariates can have different probability distributions, which means groups are not fully comparable and the effect estimates of a given treatment or policy becomes biased.

In this context, we opted for the propensity score matching (PSM) model. When estimating the impacts of treatment, propensity scores represent an efficient alternative to eliminate any potential bias (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). In general terms, the PSM builds a statistical comparison group by modeling the likelihood that a group will participate in a given intervention based on observable characteristics not affected by the intervention itself (KHANDER; KOOLWAL; SAMAD, 2010). Thus, it is necessary to create a control group that is as similar as possible in observable characteristics to the treatment group (KHANDER; KOOLWAL; SAMAD, 2010). Thereafter, each treated observation is

⁷The marginal effects of the probit estimation are computed by the command `mfx compute` on STATA.

paired with an observationally similar counterfactual as they now share identical probability distributions and propensity scores. The difference between the average results in the treated and control groups is the unbiased estimate of the average treatment effect (SOUZA, 2010).

Hence, we use the PSM methodology to:

- i. Estimate the probability of Brazilian adolescents to attend a public school that has performed PSE activities in the year in which the information was collected (treatment);
- ii. Based on this probability, find in the same sample adolescents from public schools who did not participate in the program but have similar characteristics to students who were exposed to the program;
- iii. Pair PSE participants and non-participants to capture the effect of the program on the observations' mental health perception status.

The effect of the PSE on the mental health perception status of students is represented by the average effect of treatment on the treated (ATT), formally expressed by:

$$ATT = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1, X_i] = [Y_i(1)|T_i = 1, X_i] - [Y_i(0)|T_i = 1, X_i] \quad (3)$$

Once the goal is to compare outcomes for students exposed to the program ($T = 1$) and for those who were not ($T = 0$; in which T stands for Treatment), the estimation of a participation model was here performed by a probit model. The probit is estimated as one of the steps in the Propensity Score Matching method in order to generate the probabilities of participation in the intervention or program analyzed. It is from these generated probabilities that the pairings are calculated and the matching process is assured. For being a tool in the matching process, the interpretation of the probit results is not necessary in this specific context (KHANDER; KOOLWAL; SAMAD, 2010).

Considering equation 3, it is possible to predict the outcomes that represent the propensity scores. In this context, each participant and non-participant presents an estimated score in the form $\hat{P}(X|T = 1) = \hat{P}(X)$. Then, we define the common support region in which the distribution of treatment propensity scores and control group overlap. Finally, the pairing between treated and counterfactuals can be completed (ROSENBAUM; RUBIN, 1983).

The pairing of treated and non-treated propensity scores can be achieved through a series of different techniques (AUSTIN; JEMBERE; CHIU, 2018). Ultimately, they entail calculating a weight for each matched treated and untreated pair; the means different techniques will assign their particular weights to the pairs, resulting in different estimates (ZANUTTO, 2006).

Surveys commonly use the nearest neighbor matching, which consists of matching each treated unit with a non-treated unit that has the closest propensity score (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). Meanwhile, Khander, Koolwal, and Samad (2010) point out that the distance between scores of the treated unit and its non-participating neighbor may remain large even with the nearest neighbor estimation, therefore generating statistically undesirable matchings. To avoid this from happening, an interval (caliper) of maximum distance between propensity scores is established so that different treated units can be paired with the same non-treated. The risk of this technique is that a very small number of non-participants that satisfy the range constraint remain

available. That makes the kernel matching an interesting alternative to add to the estimation process. This particular form of nonparametric matching is characterized by using a weighted average of all non-participants to build an equivalent counterfactual for each participant — the average treatment effect is equal to the average difference in outcomes in the common support area, weighting the units of comparison by the distribution of propensity scores (CALIENDO; KOPEINIG, 2008; KHANDER; KOOLWAL; SAMAD, 2010).

3 Results and Discussion of Findings

3.1 Probit analysis

Table 6 shows the estimated probit model results referring to the variables loneliness and insomnia for Brazilian adolescents in 2015. We observe that girls were more likely to feel lonely. The socioeconomic variables revealed that famine was directly related to feelings of loneliness and that living with at least one parent had a protective effect only for boys. Living in the Southeast region contributed to easing feelings of loneliness among young people, with the sole exception of ninth-grader males.

Risky behavior was harmful to all groups, as school lag harmed the mental health of the general group and boys in ninth-grade. Both violence exposure variables (bullying and sexual abuse) contributed to making adolescents of all samples feel lonelier. In contrast, the subjective variables of perception revealed that teenagers who were more satisfied with their health and bodies felt less alone. Students who had healthy eating habits also felt less lonely and regular physical activity proved to be a protective agent against feelings of loneliness for male students. As for school management, attending public schools had a protective effect against the loneliness of ninth-graders in the general and male groups.

Pertaining to insomnia, results indicate that girls had greater difficulties in having a healthy sleep (Table 6). Living with at least one parent represented a factor of improvement and/or prevention of insomnia for the general group and boys attending ninth-grade, while famine had a significant aggravating role for all groups. Furthermore, schoolchildren of both sexes, living in the North and Northeast regions, were more likely to suffer from insomnia. Race and paid work did not show any significant results.

Adolescents of both sexes who had already had sexual intercourse and exhibited risky behavior were more likely to suffer from difficulties with sleeping, as well as the general and male groups of both samples who are falling behind in school. Healthy eating habits were relevant to prevent insomnia only for male ninth-graders, whilst regular physical activity was harmful to female adolescents.

Moreover, bullying and exposure to sexual abuse were prominent factors for the mental deterioration of all groups and samples, demonstrating that young people exposed to such forms of violence had more difficulties to sleep. Male and female adolescents who were satisfied with their health and bodies were less likely to suffer from insomnia, as well as those who attended public schools.

Table 6: Marginal effects of the estimated probit models, loneliness and insomnia as dependent variables

Variables	Loneliness						Insomnia					
	Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS			Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS		
	General n = 12390	Boys n = 7988	Girls n = 4402	General n = 14777	Boys n = 9483	Girls n = 5294	General n = 12390	Boys n = 7988	Girls n = 4402	General n = 14777	Boys n = 9483	Girls n = 5294
Socioeconomic and demographic												
Gender (female)	0.2303 ^{***}	–	–	0.2213 ^{***}	–	–	0.2132 ^{***}	–	–	0.2114 ^{**}	–	–
Race	–0.0001	0.0042	–0.0099	–0.0056	–0.0002	–0.0169	–0.0082	–0.0122	0.0024	–0.0150 [*]	–0.0185 [*]	–0.0065
Paid work	–0.0263	–0.0186	–0.0357	–0.0186	–0.0143	–0.0229	–0.0172	–0.0264	0.0009	–0.0150	–0.0292	0.0131
Live with mother/father	–0.0284	–0.0410 [*]	–0.0091	–0.0370 ^{**}	–0.0457 ^{**}	–0.0231	–0.0286 [*]	–0.0522 ^{**}	0.0141	–0.0224	–0.0463 ^{**}	0.0186
Famine	0.1329 ^{***}	0.1499 ^{***}	0.0907 ^{***}	0.1400 ^{***}	0.1552 ^{***}	0.1004 ^{***}	0.1494 ^{***}	0.1509 ^{***}	0.0136 ^{***}	0.1527 ^{***}	0.1552 ^{***}	0.1368 ^{***}
North Region	0.0187	0.0202	0.0075	0.0111	0.0122	0.0040	0.0361 ^{**}	0.0376 ^{**}	0.0285	0.0285 ^{**}	0.0251 [*]	0.0315
Northeast Region	0.0110	0.0107	0.0090	0.0108	0.0109	0.0095	0.0490 ^{***}	0.0461 ^{***}	0.0543 ^{**}	0.0415 ^{***}	0.0367 ^{**}	0.0505 ^{**}
Southeast Region	–0.0410 [*]	–0.0278	–0.0633 ^{**}	–0.0461 ^{***}	–0.0352 ^{**}	–0.0621 ^{***}	0.0061	0.0137	–0.0081	–0.0037	0.0052	–0.0210
South Region	–0.0132	–0.0101	–0.0194	–0.0138	–0.0113	–0.0186	0.0076	0.0321	–0.0426	0.0104	0.0259	–0.0221
Midwest Region	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
Behavioral												
School Lag	0.0226 [*]	0.0351 ^{***}	–0.0058	0.0159	0.0273 ^{**}	–0.0092	0.0315 ^{***}	0.0325 ^{**}	0.0266	0.0186 [*]	0.0201 [*]	0.0164
Food consumption	–0.0291 ^{***}	–0.0283 ^{**}	–0.0280 [*]	–0.0326 ^{***}	–0.0287 ^{***}	–0.0357 ^{**}	–0.0126	–0.0198 [*]	0.0026	–0.0123	–0.0152	–0.0048
Physical activity	–0.0244 ^{**}	–0.0340 ^{***}	–0.0022	–0.0221 ^{**}	–0.0299 ^{***}	–0.0031	0.01498	0.0071	0.0310 [*]	0.0153 [*]	0.0099	0.0264 [*]
Risk behavior	0.0656 ^{***}	0.0434 ^{***}	0.0940 ^{***}	0.0621 ^{***}	0.0411 ^{***}	0.0905 ^{***}	0.0924 ^{***}	0.0767 ^{***}	0.1123 ^{***}	0.0887 ^{***}	0.0711 ^{***}	0.1126 ^{***}
Sexual intercourse	0.0179 [*]	0.0211 [*]	0.0151	0.0115	0.013	0.0122	0.0549 ^{***}	0.0384 ^{***}	0.0901 ^{***}	0.0508 ^{***}	0.0357 ^{***}	0.08191 ^{***}
Bullying	0.1380 ^{***}	0.1308 ^{***}	0.1331 ^{***}	0.1468 ^{***}	0.1378 ^{***}	0.1458 ^{***}	0.1055 ^{***}	0.0944 ^{***}	0.1153 ^{***}	0.1092 ^{***}	0.1004 ^{***}	0.1150 ^{***}
Sexual abuse	0.0707 ^{***}	0.0372 [*]	0.1177 ^{***}	0.0784 ^{***}	0.0444 ^{**}	0.1234 ^{***}	0.0549 ^{***}	0.0488 ^{**}	0.0593 ^{**}	0.0612 ^{***}	0.0574 ^{***}	0.0615 ^{**}
Health self-assessment	–0.0648 ^{***}	–0.0633 ^{***}	–0.0606 ^{**}	–0.0649 ^{***}	–0.0647 ^{***}	–0.0577 ^{***}	–0.0739 ^{***}	–0.0802 ^{***}	–0.0572 ^{**}	–0.0741 ^{***}	–0.0733 ^{***}	–0.0694 ^{***}
Body self-assessment	–0.1644 ^{***}	–0.1482 ^{***}	–0.1664 ^{***}	–0.1601 ^{***}	–0.1534 ^{***}	–0.1530 ^{***}	–0.0863 ^{***}	–0.0750 ^{***}	–0.0988 ^{***}	–0.0790 ^{***}	–0.0750 ^{***}	–0.0833 ^{***}

Notes: *** Significant at 1% ** Significant at 5% * Significant at 10%

Table 6: Marginal effects of the estimated probit models, loneliness and insomnia as dependent variables (Continued)

Variables	Loneliness						Insomnia					
	Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS			Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS		
	General n = 12390	Boys n = 7988	Girls n = 4402	General n = 14777	Boys n = 9483	Girls n = 5294	General n = 12390	Boys n = 7988	Girls n = 4402	General n = 14777	Boys n = 9483	Girls n = 5294
Management												
Public school	-0.0303**	-0.0341**	-0.0205	-0.0199	-0.0192	-0.0221	-0.0398***	-0.0289*	-0.0590**	-0.0404***	-0.0272*	-0.0657***
Private school	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
Log pseudolikelihood	-7742.21	-4938.67	-2790.67	-9250.26	-5877.45	-3360.27	-7605.35	-4703.76	-2889.53	-9107.77	-5608.78	-3486.73
Wald test	1388.27***	462.26***	319.75***	1646.75***	568.57***	396.69***	1161.84***	419.17***	308.21***	1355.07***	482.93***	347.54***
Pseudo R ²	0.0887	0.0466	0.0593	0.0878	0.0479	0.0601	0.0747	0.0436	0.0527	0.0727	0.0419	0.0494

Notes: *** Significant at 1 % ** Significant at 5 % * Significant at 10 %

Table 7 presents the results regarding the mental health perception status of Brazilian students observed. In general, we identified the same behavior previously shown by the female sex and the famine component, those that contributed negatively to the mental health of adolescents. Simultaneously, living with at least one of the parents had an overall protective effect on the boys. In demographic terms, male ninth-graders residing in the North region showed greater chances of dealing with unhealthy psychological conditions, whereas females residing in the South and Southeast regions were more inclined to present a good perception of psycho-emotional health.

Table 7: Marginal effects of the estimated probit models, perception of “not good” mental health status as a dependent variable

Variables	Perception of mental health status					
	Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS		
	General n = 12 390	Boys n = 7988	Girls n = 4402	General n = 14 777	Boys n = 9483	Girls n = 5294
Socioeconomic and demographic						
Gender (female)	0.1917 ^{***}	–	–	0.1898 ^{***}	–	–
Race	–0.0022	–0.0053	0.0057	–0.0079	–0.0087	–0.0058
Paid work	–0.0117	–0.0155	–0.0035	–0.0112	–0.0215	0.0106
Live with mother/father	–0.023	–0.0463 ^{**}	0.0117	–0.0221 [*]	–0.0427 ^{***}	0.0132
Famine	0.1285 ^{***}	0.1192 ^{***}	0.1351 ^{***}	0.1343 ^{***}	0.1251 ^{***}	0.1396 ^{***}
North Region	0.0210 [*]	0.0268 ^{**}	0.0041	0.0126	0.0137	0.0072
Northeast Region	0.0109	0.0139	0.0057	0.0085	0.0098	0.0077
Southeast Region	–0.0144	0.0035	–0.0500 ^{**}	–0.0241 ^{**}	–0.0086	–0.0535 ^{**}
South Region	–0.0109	0.0114	–0.0586 ^{**}	–0.0101	0.0058	–0.0443 [*]
Midwest Region	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)

Notes: ^{***} Significant at 1%. ^{**} Significant at 5%. ^{*} Significant at 10%.

As for the lifestyle aspect, we note the significant degree of influence of risky behavior on the mental health of students. Positive for all groups, the variable that captures the consumption of alcohol and other drugs reflected its direct relationship with the deterioration of adolescent mental health. In addition, school lag played a significant detrimental role for boys in the ninth-grade, while regular physical activity practice — in an unexpected result — proved itself harmful for girls attending from sixth-grade to third year/HS.

All variables that sought to represent violence exposure and health/body self-assessment (Table 7) were statistically significant for all groups. The good perception of one’s own body and health had a positive influence on the improvement of mental health status, but bullying and sexual abuse represented significantly harmful components to the psychological well-being of adolescents.

In terms of literature, several studies have shown that women present the highest prevalence rates of mental disorders worldwide, as girls live with twice the risk of developing depressive disorders (BOYD *et al.*, 2015; SASSARINI, 2016; KUEHNER, 2017). Other previous findings addressed how healthy family relationships and parental supervision are effective in protecting teenagers from developing common mental disorders (ARAÚJO ANDRADE *et al.*, 2012; ANTUNES *et al.*, 2018). Demographic aspects — confirmed by indicators such as per capita income or basic household conditions — highlight the socioeco-

conomic discrepancies inherent to the persistent inequalities between South and Southeast Brazil and the North and Northeast regions of the country (IBGE, 2020). In this scenario, socioeconomic disadvantages actively interfere in the adolescent's maturing process, which can result in moderate or severe psychological complications (ELSTAD; PEDERSEN, 2012).

Academic components like school lag, school dropout, or the excessive pressure for high grades had previously been linked to substance abuse and clinical depression (MICHELI; FORMIGONI, 2004; AVANCI *et al.*, 2007; BENJET *et al.*, 2009; ALAIE *et al.*, 2018). In contrast, regular physical activity assumes a protective position for the male audience against feelings of loneliness, in what is inferred to be a relevant form of social interaction (NOVAIS *et al.*, 2018). It appears that a large part of students in our three samples who regularly practiced physical activity are boys (average of 63%), which is corroborated by scientific findings that show how girls are less physically active than boys (FARIAS JÚNIOR *et al.*, 2012; GROTH; RHEE; KITZMAN, 2016). For girls, physical activity had a little or unfavorable effect on loneliness, insomnia, and overall mental health perception. Although unexpected, these results can be explained by the greater female tendency towards a sedentary lifestyle in adolescence and the insecurity about their appearance while performing physical exercises (BRODERSEN *et al.*, 2007; ROBBINS; PENDER; KAZANIS, 2003; STANDIFORD, 2013).

As well as widely identified in the literature, we can observe in our study how young people inclined to risky behaviors or who have been sexually abused usually show greater tendencies towards loneliness, insomnia, and perception of "not good" mental health status (ARAÚJO ANDRADE *et al.*, 2012; MALTA *et al.*, 2014a; FONTES; CONCEIÇÃO; MACHADO, 2017). It is presumed that using the school environment to discuss and educate teenagers about sexual violence and risky behaviors might promote healthier lifestyles and safe-sex awareness — thus, promoting positive social externalities in the long run.

We also highlight bullying's crucial role in the school environment due to its considerable harmful effect on the psycho-emotional well-being of both sexes and in all our samples. School violence represents a psychological burden for its victims by triggering situations of social isolation, substance abuse, feelings of loneliness, and insomnia (MALTA *et al.*, 2014a). These findings draw attention both to the psychological implications attributed to bullying and for the increasing spread of its practices inside educational institutions: according to the NSSH, the number of Brazilian ninth-grade students who claimed to have been bullied has more than doubled between 2012 and 2015 (IBGE, 2016). It has become imperative that, in order to fully comprehend the conditions for the mental well-being of the modern adolescent, policymakers recognize how school settings are intertwined with one's psychological status.

Our results related to "good" self-assessments of health and body also match with the evidence found in the literature. Studies claim that body dissatisfaction is often related to the deterioration of female mental health, especially in the intersectional axis of gender, race, and socioeconomic conditions — emphasizing the legitimacy of the debate about health prevention and body image acceptance among teenagers (JOHNS *et al.*, 2017; CICIURKAITE; PERRY, 2018).

3.2 Propensity score matching analysis

To verify the PSE's impact on the mental health perception status of students, we applied the propensity score matching method to each group (general, boys and girls) in both samples analyzed (ninth-grade students and sixth-grade students to third year/HS). As a "not good" mental health perspective is adopted as a reference, we emphasize that effects presented with a negative sign mean a beneficial impact on adolescent mental health.

Table 8: Balancing between treated and control groups, before and after pairing

Interest variable	Status	Attending 9 th grade					Attending 6 th grade to 3 rd year/HS						
		General											
		Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R	Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R		
Loneliness, Insomnia, Mental health	Unmatched	0.006	196.16 ^{***}	5.3	20.2	0.95	0.005	172.31 ^{***}	4.7	17.8	0.97		
	Matched	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0		
Boys													
		Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R	Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R		
Loneliness, Insomnia, Mental health	Unmatched	0.007	113.12 ^{***}	6.1	22.3	0.99	0.005	95.6 ^{***}	5.3	19.2	0.96		
	Matched	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0		
Girls													
		Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R	Pseudo-R ²	Chi-Square	Mean bias	B %	R		
Loneliness, Insomnia, Mental health	Unmatched	0.005	89.40 ^{***}	5.0	18.8	0.92	0.004	84.43 ^{***}	4.5	17.3	0.97		
	Matched	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0	0.000	0.00	0.0	0.0	1.0		

Notes: ^{***} Significant at 1 % Desirable parameters: low pseudo – R²; mean biases below 5; B below 25 %; and R between 0.5 and 2 (RUBIN, 2001; HAGEN, 2016).

Table 8 shows the tests that verified the level of reliability in the matching process, as well as the differences between treated and counterfactuals. We observe that bias — the difference between the groups being compared — was reduced to a minimum in all samples (general, boys and girls). Values for B (Rubin's B) — which consist of the absolute standardized difference of the means between treated and counterfactuals and which must be below 25% — were also all reduced to zero. Values for R (Rubin's R) — the ratio of treated and counterfactual variances of propensity scores — were all set within the recommended range of 0.5 and 2 (RUBIN, 2001). Null values for pseudo-R² and the non-significance of the chi-square tests after pairing are also indicators that the matching process was appropriate and the results came from comparable groups (HAGEN, 2016). The results of the estimates are presented in Table 9.

Table 9: ATT effect of the Health at School Program (PSE) on the perception of “not good” mental health status, loneliness, and insomnia

Variables of interest	Attending 9 th grade			Attending 6 th grade to 3 rd year/HS		
	General	Boys	Girls	General	Boys	Girls
Perception of “not good” mental health status						
Nearest neighbor	-0.006	-0.004	-0.008	-0.004	-0.002	-0.005
Radius matching 0.1	-0.006	-0.005	-0.007	-0.005*	-0.004	-0.006
Radius matching 0.01	-0.005**	-0.002	-0.003	-0.004*	-0.002	-0.003
Kernel matching 0.06	-0.005**	-0.005	-0.007	-0.005	-0.004	-0.006
Loneliness						
Nearest neighbor	-0.010	-0.026**	0.005	-0.010	-0.026***	0.005
Radius matching 0.1	-0.009	-0.028***	0.006	-0.011***	-0.029***	0.005
Radius matching 0.01	-0.009**	-0.023***	0.013	-0.010	-0.024***	0.010
Kernel matching 0.06	-0.009**	-0.028***	0.007	-0.011**	-0.028***	0.005
Insomnia						
Nearest neighbor	-0.006	0.001	-0.011*	-0.002	0.002	-0.005
Radius matching 0.1	-0.007*	-0.005	-0.011	-0.005	-0.003	-0.007
Radius matching 0.01	-0.006**	-0.001	-0.005	-0.003	0.001	-0.005
Kernel matching 0.06	-0.007***	-0.004	-0.010	-0.005	-0.003	-0.006
<i>n</i> treated	42 290	20 097	22 193	47 758	22 832	24 926
<i>n</i> control	5 405	2 588	2 817	6 125	2 938	3 187
<i>n</i> blocks	8	10	8	8	9	8
Control variables						
Race						
Regions of Brazil						
Bullying						
Physical activity						
Risk behavior						

Notes: *** Significant at 1%. ** Significant at 5%. * Significant at 10%.

Focusing first on the mental health perception status as a whole, we observe that the program had a beneficial impact for the general groups of both students attending ninth-grade and students attending from sixth-grade to third year/HS. Despite showing the expected signs, the specific results for boys and girls were not statistically significant.

Individually, loneliness was the variable of interest most affected by the program: we were able to identify beneficial impacts on the boys' levels of loneliness in both samples and under all matching techniques. Influenced by the favorable results within the male groups, the program was still statistically significant in improving the general group levels of loneliness in the two samples analyzed.

As for the outcome, the PSE's impact on adolescent levels of insomnia was statistically significant for ninth-graders in the general group. Finally, in the only statistically relevant result for the female group in the entire sample, we identify the program's contribution to reducing the levels of insomnia of female ninth-graders.

As the promotion of physical activity and leisure represents a priority guideline for the Health at School Program (PSE) — aiming, ultimately, to reduce obesity and related illnesses (BRASIL, 2015) — we find in the practice of team sports a possible explanation for the PSE's significant protective effect against the worsening of loneliness levels among male students. However, despite being a requirement in the program's legal framework, case studies often find beneficiary institutions failing to establish joint action groups between health and education professionals for the proper performance of physical and bodily activities. Such inadequacies are often a motive for criticism towards the program's efficiency and idealized intersectoral communication (COSTA; FIGUEIREDO; SILVA RIBEIRO, 2013; SILVESTRE *et al.*, 2016). Nevertheless, even if the PSE's physical activity initiatives might not be totally effective when we observe its results on the physical aspects of students, the program's potential to protect their mental health through the combination of body practices and social integration becomes very clear when we expand the analysis to psychosocial assessment (SILVESTRE *et al.*, 2016).

Empirical evidence indicates that avoiding alcohol and tobacco consumption, practicing physical activity during the day, and eating lightly at nighttime are preventive habits against insomnia (CUNHA BAGNATO, 2017). That illustrates that priority guidelines such as preventing alcohol and drug consumption, promoting body practices, and encouraging healthy eating can explain the PSE's role in preventing insomnia among adolescents. Initiatives like these can also explain the program's performance as a protective factor against loneliness and a “not good” perception of mental health: obesity reduction promotes body satisfaction and improves adolescent self-esteem; thus generating better self-assessments of body and health (PAIXÃO; PATIAS; DELL'AGLIO, 2019; SOUSA MATIAS *et al.*, 2020).

It should be worth mentioning that impact assessments of the PSE in the specific context of student mental health as the one carried out in this research are still incipient. Qualitative local case studies evaluating the PSE's performance in certain communities are predominant in Brazilian scientific literature and often highlight the diversity of strategies adopted in different educational institutions.

In addition to the heterogeneity inherent to the program, political and managerial difficulties are also present among the PSE's operational limitations. Despite the merit of strengthening the link between education and public health, weaknesses in the interactions between the two sectors are still found across the country — studies frequently address the substantially greater share of the health sector's participation in budgetary and operational decisions, attributing a peripheral role to education (BRASIL *et al.*, 2017)

(FONTENELE *et al.*, 2017; SOUSA; ESPERIDIÃO; MEDINA, 2017).

However, the improvement of direct and indirect actions dedicated to school psychosocial well-being provided by the PSE's guidelines might already symbolize an important foundation for further mental health public policies in Brazil. From an economic point of view, adolescents correspond to collective human capital stock in development: therefore, any potential risk to their physical or mental health may result in future productivity and financial losses. One in five teenagers worldwide suffers from a mental illness that will persist into adulthood (LEE *et al.*, 2014). Alternatively, estimates for the 2016–2030 period reveal that a US\$ 147 billion investment in the effective treatment of clinical depression would generate US\$ 230 billion in productivity gains — the same investment, if entirely directed towards the treatment of anxiety disorders, could generate US\$ 169 billion in return (CHISHOLM *et al.*, 2016; RAZZOUK, 2016). As for the losses already consolidated, it has been estimated that mental illness among the economically active population in the 36 OECD countries (Organization for Economic Co-operation and Development) resulted in monetary costs of US\$ 1.7 billion in 2017 — the equivalent to 3.5% of an OECD's nation average gross domestic product (WORLD BANK, 2018). These outcomes suggest the investment in adolescent mental health in the present period is capable of expanding future productivity and human capital (ZECHMEISTER; KILIAN; MCDAID, 2008).

The relationship between economics and mental health instinctively raises concern about the relatively scarce psychosocial public policies made available to Brazilian adolescents (COUTO; DELGADO, 2015). Under this scenario, the circumstances assign even greater responsibility to the PSE — which, despite the challenges of intersectionality; limited financial resources; and the socio-economic, demographic, and cultural plurality of Brazilian municipalities still engendered a beneficial impact on the mental health of its participants.

Based on the evidence found, we suggest the development of an explicit priority guideline dedicated to mental health promotion activities in Brazilian schools and the prevention of disorders of this nature. These actions can be carried out under minimal cost demands by the mere strategic strengthening of already existing practices, such as antibullying policy, physical activities, and anti-drug campaigns. Considering the trends and prevalence rates in mental disorders among women, we also suggest a more thorough epidemiological assessment that's able to clarify which initiatives under the PSE can better benefit female adolescents.

4 Conclusive Remarks

This study analyzed the socioeconomic, demographic, behavioral, and management-related factors associated with the mental health status of Brazilian adolescents, as well as the effect of the Health at School Program (PSE) on such psychological state. By using information from the 2015 National Survey of School Health (NSSH), we first estimate a binary response probit model in order to identify the determinants for adolescent mental health. We then use the Propensity Score Matching (PSM) method to address the program's impact on adolescent mental health.

Results suggest that socioeconomic, behavioral, and demographic aspects tend to affect the perception of the mental health status of Brazilian ado-

lescents. As predicted, factors such as risky behavior, exposure to bullying, and sexual abuse contributed to the worsening of the mental health status of schoolchildren of both sexes. Conversely, school lag proved to be a harmful aspect only to the boys' mental health. Healthy eating and a good self-assessment of health and body acted as protective factors for the psycho-emotional health of both boys and girls, whilst the regular practice of physical activity showed to be beneficial only for the male group. Living with at least one parent was relevant for female mental health protection when analyzing the 2012 sample, although in 2015 it became statistically significant only for boys. In general, being female was strongly associated with loneliness, insomnia, and having a poor perception of mental health. Also, boys living in the North region of Brazil showed signs of "not good" mental health, while living in the South and Southeast regions of the country acted as protecting elements against the worsening of mental health indicators for girls.

Results concerning the impact assessment of the PSE indicate the program's beneficial impact on the mental health status of students from the 6th year of elementary school to the 3rd year of high school — especially in preventing feelings of loneliness among males. The program was efficient in mitigating the levels of insomnia, but only in the general and female groups of the 9th grade of elementary school. We observed that the program had little effect on overall female mental health, which shows the need for public actions that are able to better understand and reach the female public inside the school environment.

There are important considerations to make regarding the limitations of this study. First, the element of subjectivity, which is strongly present since we aim for the quantification of psychological components and the perception that young people have of their own mental health status. Second, the discarding of observations (missings) that did not answer the questions of interest resulted in a relatively small sample, making it less representative of the adolescent population in general. Third, the static nature of the database prevents us from identifying any changes over time. Fourth, as we did not opt for the use of instrumental variables in our estimations, the interpretation of results may be limited by potential endogeneity problems and bias of omitted variables. Lastly, it is important to highlight the possibility of causality between covariates and dependent variable — as we have stated, socio-economic, demographic, and behavioral aspects have influence on mental health status, but mental health may also have an impact on behavior, school performance, relationships, and so on. Further research must be conducted in order to confirm these conjectures.

Regarding public policy, we conclude the Health at School Program has the potential to achieve further satisfactory results in the field of young psychosocial health, even if not managed specifically as an adolescent mental health initiative. The program, however, has not been effective in reaching the female audience when analyzing mental health issues in isolation. We expect our findings to raise questions about the potential returns that investing in a public policy exclusively dedicated to the mental health of Brazilian adolescents can generate for the future's human capital stock, productivity levels, and public health system.

References

- ALAIE, Iman *et al.* Uppsala longitudinal adolescent depression study (ULADS). *BMJ open*, v. 9, p. 1–14, 2018.
- ALEGRIA, Margarita; PEREZ, Debra Joy; WILLIAMS, Sandra. The role of public policies in reducing mental health status disparities for people of color. *Health Affairs*, v. 22, p. 51–64, 2003.
- ANTUNES, Hellen Araújo *et al.* Familiar factors and illicit drug use among Brazilian adolescents: an analysis of the Brazilian National Survey of School Health (PeNSE, 2015). *Cadernos de Saúde Pública*, v. 34, p. 1–11, 2018.
- ARAÚJO ANDRADE, Sylvania Suely Caribé de *et al.* Relação entre violência física, consumo de álcool e outras drogas e bullying entre adolescentes escolares brasileiros. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 28, p. 1725–1736, 2012.
- ASSIS, Simone G.; AVANCI, Joviana Quintes; VASCONCELLOS CARVALHAES DE OLIVEIRA, Raquel de. Socioeconomic inequalities and child mental health. *Revista de Saúde Pública*, v. 43, p. 92–100, 2009.
- ATALIBA, Patrick; MOURÃO, Luciana. Avaliação de impacto do Programa Saúde nas Escolas. *Psicologia Escolar e Educacional*, v. 22, p. 27–36, 2018.
- AUSTIN, Peter C.; JEMBERE, Nathaniel; CHIU, Maria. Propensity score matching and complex surveys. *Statistical Methods in Medical Research*, v. 27, p. 1240–1257, 2018.
- AVANCI, Joviana Q. *et al.* Fatores associados aos problemas de saúde mental em adolescentes. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, v. 23, p. 287–294, 2007.
- BARUFALDI, Laura Augusta *et al.* ERICA: prevalência de comportamentos alimentares saudáveis em adolescentes brasileiros. *Revista de Saúde Pública*, v. 50, p. 1–9, 2016.
- BECKER, Kalinca Léia. Análise do impacto do programa saúde na escola sobre a violência e o consumo de substâncias ilícitas dos jovens nas escolas brasileiras. *Análise Econômica*, v. 38, p. 121–144, 2020.
- BENJET, Corina *et al.* Youth mental health in a populous city of the developing world: results from the Mexican Adolescent Mental Health Survey. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, v. 50, p. 386–395, 2009.
- BENTO, Isabel Cristina; ESTEVES, Juliana Maria de Melo Esteves; FRANÇA, Thaís Elias. Alimentação saudável e dificuldades para torná-la uma realidade: percepções de pais/responsáveis por pré-escolares de uma creche em Belo Horizonte/MG, Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 20, p. 2389–2400, 2015.
- BEUTEL, Manfred E. *et al.* Loneliness in the general population: prevalence, determinants and relations to mental health. *BMC psychiatry*, v. 17, p. 1–7, 2017.

- BHATTACHARYA, Jay; HYDE, Timothy; TU, Peter. *Health economics*. London: Red Globe Press, 2013.
- BOYD, Anders *et al.* Gender differences in mental disorders and suicidality in Europe: results from a large cross-sectional population-based study. *Journal of Affective Disorders*, v. 173, p. 245–254, 2015.
- BRASIL. *Caderno do Gestor do PSE*. 2015. http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/caderno_gestor_pse.pdf.
- BRASIL. *Decreto 6286/2007 - Institui o Programa Saúde na Escola – PSE, e dá outras providências*. 2007. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2007/Decreto/D6286.htm.
- BRASIL. *Indicadores e padrões de avaliação – PSE Ciclo 2017/2018*. 2017. http://189.28.128.100/dab/docs/portaldab/documentos/documento_orientador_monitoramento_pse_2017_2018.pdf.
- BRASIL. *Passo a passo Programa Saúde na Escola*. 2011. http://189.28.128.100/dab/docs/legislacao/passos_a_passo_pse.pdf.
- BRASIL. *Programa Saúde na Escola*. 2018. <http://portal.mec.gov.br/programa-saude-da-escola/194-secretarias-112877938/secad-educacao-continuada-223369541/14578-programa-saude-nas-escolas>.
- BRASIL, Eysler Gonçalves Maia *et al.* Promoção da saúde de adolescentes e Programa Saúde na Escola: complexidade na articulação saúde e educação. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, v. 51, p. 1–9, 2017.
- BRODERSEN, Naomi Henning *et al.* Trends in physical activity and sedentary behaviour in adolescence: ethnic and socioeconomic differences. *British Journal of Sports Medicine*, v. 41, p. 140–144, 2007.
- CALIENDO, Marco; KOPEINIG, Sabine. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, v. 22, p. 31–72, 2008.
- CHISHOLM, Dan *et al.* Scaling-up treatment of depression and anxiety: a global return on investment analysis. *The Lancet Psychiatry*, v. 3, p. 415–424, 2016.
- CICIURKAITE, Gabriele; PERRY, Brea L. Body weight, perceived weight stigma and mental health among women at the intersection of race/ethnicity and socioeconomic status: Insights from the modified labelling approach. *Sociology of Health & Illness*, v. 40, p. 18–37, 2018.
- COLEY, Rebekah Levine *et al.* Locating economic risks for adolescent mental and behavioral health: Poverty and affluence in families, neighborhoods, and schools. *Child Development*, v. 89, p. 360–369, 2018.

- COSTA, Gilberto Martins; FIGUEIREDO, Rogério Carvalho de; SILVA RIBEIRO, Mirrelly da. A importância do enfermeiro junto ao PSE nas ações de educação em saúde em uma escola municipal de Gurupi-TO. *Revista Científica do ITPAC*, v. 6, p. 1–12, 2013.
- COUTO, Maria Cristina Ventura; DELGADO, Pedro Gabriel Godinho. Crianças e adolescentes na agenda política da saúde mental brasileira: inclusão tardia, desafios atuais. *Psicologia Clínica*, v. 27, p. 17–40, 2015.
- CUNHA BAGNATO, Mauricio da. *Insônia – 10 dicas para dormir melhor*. 2017. <http://hospitalsiriolibanes.org.br/blog/alimentacaoebemestar/insonia-10-dicas-para-dormir-melhor>.
- CUONG, Nguyen Viet. Selection of Control Variables in Propensity Score Matching: evidence from a simulation study, p. 1–15, 2012. https://mpira.uni-muenchen.de/36377/1/MPRA_paper_36377.pdf.
- ELSTAD, Jon Ivar; PEDERSEN, Axel West. The impact of relative poverty on Norwegian adolescents' subjective health: a causal analysis with propensity score matching. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 9, p. 4715–4731, 2012.
- EUN, Sang Jun. Contextual association between political regime and adolescent suicide risk in Korea: a 12-year repeated cross-sectional study from Korea. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 16, p. 1–13, 2019.
- FARIAS JÚNIOR, José Cazuya de *et al.* Physical activity practice and associated factors in adolescents in Northeastern Brazil. *Revista de Saúde Pública*, v. 46, p. 505–515, 2012.
- FOLLAND, Sherman *et al.* *The economics of health and health care*. New York: Routledge, 2013.
- FONTENELE, Raquel Malta *et al.* Construção e validação participativa do modelo lógico do Programa Saúde na Escola. *Saúde em Debate*, v. 41, p. 167–179, 2017.
- FONTES, Luiz Felipe Campos; CONCEIÇÃO, Otavio Canozzi; MACHADO, Sthefano. Violência sexual na adolescência, perfil da vítima e impactos sobre a saúde mental. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 22, p. 2919–2928, 2017.
- FRICK, Paul J.; BARRY, Christopher T.; KAMPHAUS, Randy W. *Clinical assessment of child and adolescent personality and behavior*. Cham: Springer, 2010. v. 3.
- GIACOMOZZI, Andréia Isabel *et al.* Levantamento sobre uso de álcool e outras drogas e vulnerabilidades relacionadas de estudantes de escolas públicas participantes do programa saúde do escolar/saúde e prevenção nas escolas no município de Florianópolis. *Saúde e Sociedade*, v. 21, p. 612–622, 2012.

- GREENE, W. Models for Ordered Choices. In: HESS, Stephane; DALY, Andrew (eds.). *Handbook of Choice Modelling*. Cheltenham: Edward Elgar, 2014. p. 333–362.
- GROSSMAN, Michael. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, v. 80, p. 223–255, 1972a.
- GROSSMAN, Michael. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York: Columbia University Press, 1972b.
- GROSSMAN, Michael. The human capital model. In: CULYER, Anthony J.; NEWHOUSE, Joseph P. (eds.). *Handbook of Health Economics*. Amsterdam: North Holland, 2000. p. 347–408.
- GROTH, Susan W.; RHEE, Hyekyun; KITZMAN, Harriet. Relationships among obesity, physical activity and sedentary behavior in young adolescents with and without lifetime asthma. *Journal of Asthma*, v. 53, p. 19–24, 2016.
- HAGEN, Tobias. *Econometric evaluation of a placement coaching program for recipients of disability insurance benefits in Switzerland*. 2016.
- HUANG, Peiyuan *et al.* Fruit and vegetable consumption and mental health across adolescence: evidence from a diverse urban British cohort study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, v. 16, p. 1–13, 2019.
- IBGE. *National Survey of School Health*. 2012. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pense/pense-2012>.
- IBGE. *National Survey of School Health*. 2015. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pense/pense-2015>.
- IBGE. *Pesquisa nacional de saúde do escolar*. 2016. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv97870.pdf>.
- IBGE. *Síntese de Indicadores Sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira*. 2020. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101678.pdf>.
- INEP. *Dados do censo escolar: rede pública tem maior número de alunos com idade acima do recomendado para a série de ensino*. Brasília, 2018.
- JAEN-VARAS, Denisse *et al.* The association between adolescent suicide rates and socioeconomic indicators in Brazil: a 10-year retrospective ecological study. *Brazilian Journal of Psychiatry*, v. 41, p. 389–395, 2019.
- JENKINS, Janis H.; SANCHEZ, Giselle; OLIVAS-HERNÁNDEZ, Olga Lidia. Loneliness, adolescence, and global mental health: Soledad and structural violence in Mexico. *Transcultural Psychiatry*, v. 57, p. 673–687, 2019.

- JOHNS, Michelle M. *et al.* Resilient minds and bodies: Size discrimination, body image, and mental health among sexual minority women. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, v. 4, p. 34–42, 2017.
- KHANDER, Shahidur R.; KOOLWAL, Gayatri B.; SAMAD, Hussain A. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington, DC, 2010.
- KIM, Yunhwan; HAGQUIST, Curt. Trends in adolescent mental health during economic upturns and downturns: a multilevel analysis of Swedish data 1988–2008. *J Epidemiol Community Health*, v. 72, p. 101–108, 2018.
- KNESPER, David J.; BELCHER, Bruce E.; CROSS, John G. Preliminary production functions describing change in mental health status. *Medical Care*, v. 25, p. 222–237, 1987.
- KUEHNER, Christine. Why is depression more common among women than among men? *The Lancet Psychiatry*, v. 4, p. 146–158, 2017.
- LEE, Francis S. *et al.* Adolescent mental health—opportunity and obligation. *Science*, v. 346, p. 547–549, 2014.
- LEMES, Daniela Carolina Molina *et al.* Satisfação com a imagem corporal e bem-estar subjetivo entre adolescentes escolares do ensino fundamental da rede pública estadual de Canoas/RS, Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 23, p. 4289–4298, 2018.
- LEVY, Renata Bertazzi *et al.* Consumo e comportamento alimentar entre adolescentes brasileiros: Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE), 2009. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 15, p. 3085–3097, 2010.
- MALTA, Deborah Carvalho *et al.* Fatores associados aos ferimentos em adolescentes, a partir da Pesquisa Nacional de Saúde dos Escolares (PeNSE 2012). *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 17, p. 183–202, 2014a.
- MALTA, Deborah Carvalho *et al.* Uso de substâncias psicoativas, contexto familiar e saúde mental em adolescentes brasileiros, Pesquisa Nacional de Saúde dos Escolares (PeNSE 2012). *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 17, p. 46–61, 2014b.
- MCKINNON, Britt *et al.* Adolescent suicidal behaviours in 32 low- and middle-income countries. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 94, p. 340–350, 2016.
- MICHELI, Denise de; FORMIGONI, Maria Lucia O. S. Drug use by Brazilian students: associations with family, psychosocial, health, demographic and behavioral characteristics. *Addiction*, v. 99, p. 570–578, 2004.
- NIXON, John; ULMANN, Philippe. The relationship between health care expenditure and health outcomes: evidence and caveats for a causal link. *The European Journal of Health Economics*, v. 7, p. 7–18, 2006.

- NOVAIS, Mônica Vieira *et al.* Atuação do professor de Educação Física no Programa Saúde na Escola: uma análise da efetividade. In: CONGRESSO NACIONAL DE EDUCAÇÃO, 5. ANAIS V Congresso Nacional de Educação – 2018. Olinda, 2018. p. 1–12. <https://editorarealize.com.br/artigo/visualizar/46538>.
- OHRNBERGER, Julius; FICHERA, Eleonora; SUTTON, Matt. The relationship between physical and mental health: A mediation analysis. *Social Science & Medicine*, v. 195, p. 42–49, 2017.
- OLIVEIRA, Luciano Machado Ferreira Tenório de *et al.* Influência do tabagismo parental no consumo de álcool e drogas ilícitas entre adolescentes. *Einstein (São Paulo)*, v. 17, n. 1, p. 1–6, 2019.
- OLUWATOYIN, Matthew A.; FOLASADE, B. Adegboye; FAGBEMINIYI, F. Fasina. Public health expenditure and health outcomes in Nigeria. *Public Health*, v. 4, p. 45–56, 2015.
- PAIXÃO, Raquel Fortini; PATIAS, Naiana Dapieve; DELL'AGLIO, Débora Dalbosco. Autoestima e sintomas de transtornos mentais na adolescência: variáveis associadas. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, v. 34, p. 1–8, 2019.
- PEDIATRICS, Brazilian Society of. *Manual de orientação: promoção da atividade física na infância e adolescência*. 2017. https://www.sbp.com.br/fileadmin/user_upload/2015/02/9667d-DOC-CIENT-AtivFisica.pdf.
- PHELPS, Charles E. *Health Economics*. New York: Routledge, 2016.
- RAZZOUK, Denise. *Mental Health Economics: The Costs and Benefits of Psychiatric Care*. Cham: Springer, 2017.
- RAZZOUK, Denise. Por que o Brasil deveria priorizar o tratamento da depressão na alocação dos recursos da Saúde? *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 25, p. 845–848, 2016.
- REYNOLDS, William Martin. Reynolds adolescent depression scale (RADS) - Second Edition. In: HERSEN, M.; SEGAL, D. L.; HILSENROTH, M. (eds.). *Comprehensive handbook of psychological assessment, Volume 2: Personality assessment and psychopathology*. New York: Wiley, 2004.
- ROBBINS, Lorraine B.; PENDER, Nola J.; KAZANIS, Anamaria S. Barriers to physical activity perceived by adolescent girls. *Journal of Midwifery & Women's Health*, v. 48, p. 206–212, 2003.
- ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, p. 41–55, 1983.
- RUBIN, Donald B. Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, v. 2, p. 169–188, 2001.

- SANTOS, Kionna Oliveira Bernardes; ARAÚJO, Tânia Maria de; OLIVEIRA, Nelson Fernandes de. Estrutura fatorial e consistência interna do Self-Reporting Questionnaire (SRQ-20) em população urbana. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 25, p. 214–222, 2009.
- SASSARINI, Jenifer. Depression in midlife women. *Maturitas*, v. 94, p. 149–154, 2016.
- SHARMA, Bimala; LEE, Tae Ho; NAM, Eun Woo. Loneliness, insomnia and suicidal behavior among school-going adolescents in Western Pacific island countries: role of violence and injury. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 14, p. 1–11, 2017.
- SILVESTRE, Caroline *et al.* Análise de promoção das práticas corporais e atividade física propostas pelo Programa Saúde na Escola nas escolas de Samambaia/Distrito Federal. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, v. 2, p. 1645–1652, 2016.
- SOUSA, Marta Caires de; ESPERIDIÃO, Monique Azevedo; MEDINA, Maria Guadalupe. A intersectorialidade no Programa Saúde na Escola: avaliação do processo político-gerencial e das práticas de trabalho. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 22, p. 1781–1790, 2017.
- SOUSA MATIAS, Thiago de *et al.* Attitudes towards body weight dissatisfaction associated with adolescents' perceived health and sleep (PeNSE 2015). *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 25, p. 1483–1490, 2020.
- SOUZA, Maria Cláudia Schardosim C. de. *Escores de propensão: aplicações à Epidemiologia*. Porto Alegre, 2010. Monografia (Graduação em Estatística).
- STANDIFORD, Anne. The secret struggle of the active girl: a qualitative synthesis of interpersonal factors that influence physical activity in adolescent girls. *Health Care for Women International*, v. 34, p. 860–877, 2013.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage Learning, 2013.
- WORLD BANK. *Lessons from OECD countries: Mental health is critical for human capital development*. 2018. <https://blogs.worldbank.org/en/health/lesson-s-oecd-countries-mental-health-critical-human-capital-development>.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Adolescent mental health*. 2019. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-mental-health>.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Depression and Other Common Mental Disorders: Global Health Estimates*. 2017. <https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/254610/WHO-MSD-MER-2017.2-eng.pdf?sequence=1>.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Global health workforce, finances remain low for mental health*. 2015. <https://www.who.int/mediacentre/news/notes/2015/finances-mental-health/en/>.

- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Mental health*. 2022. <https://www.who.int/news-room/facts-in-pictures/detail/mental-health..>
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *World Mental Health Day 2018: young people and mental health in a changing world*. 2018. <https://www.who.int/news-room/events/detail/2018/10/10/default-calendar/world-mental-health-day-2018>.
- ZANUTTO, Elaine L. A comparison of propensity score and linear regression analysis of complex survey data. *Journal of Data Science*, v. 4, p. 67–91, 2006.
- ZAWADZKI, Matthew J.; GRAHAM, Jennifer E.; GERIN, William. Rumination and anxiety mediate the effect of loneliness on depressed mood and sleep quality in college students. *Health Psychology*, v. 32, p. 212–222, 2013.
- ZECHMEISTER, Ingrid; KILIAN, Reinhold; MCDAID, David. Is it worth investing in mental health promotion and prevention of mental illness? A systematic review of the evidence from economic evaluations. *BMC Public Health*, v. 8, p. 1–11, 2008.
- ZHOU, Xinyu *et al.* Different types and acceptability of psychotherapies for acute anxiety disorders in children and adolescents: a network meta-analysis. *JAMA Psychiatry*, v. 76, p. 41–50, 2019.
- ZWEIFEL, Peter; BREYER, Friedrich; KIFMANN, Mathias. *Health economics*. Cham: Springer, 2009.

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's online edition is indexed in various databases, the current list of which can be consulted on the journal's official page at the USP Journals Portal.

Secretary, Sales and Delivery: Juliana de Freitas Vitória.

Cover: Christof Gunkel.

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

Diagramming: Hugo Edmur de Paiva Arantes Neto.

Mailing Address

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

Email: revecap@usp.br

Site: <https://revistas.usp.br/ecoa>

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 28, n. 3

July–September 2024

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz

Reynaldo Fernandes

Editorial Board

- Andrea Rodrigues Ferro**
UFSCar, Brazil
- Carlos Roberto Azzoni**
USP, Brazil
- Cássio F. Camargo Rolim**
UFPR, Brazil
- Clélio Campolina Diniz**
CEDEPLAR, Brazil
- Denisard C. de Oliveira Alves**
USP, Brazil
- Eleutério F. S. Prado**
USP, Brazil
- Fernando de Holanda Barbosa**
FGV/RJ, UFF, Brazil
- Francisco Anuatti Neto**
USP, Brazil
- Geraldo Sant'ana de Camargo Barros**
USP, Brazil
- Heloisa Lee Burnquist**
USP, Brazil
- José A. Scheinkman**
Princeton University, USA
- Lizia de Figueirêdo**
UFMG, Brazil
- Maria José Willumsen**
Florida International University, USA
- Mário Luiz Possas**
UFRJ, Brazil
- Paulo César Coutinho**
UnB, Brazil
- Pedro Cesar Dutra Fonseca**
UFRGS, Brazil
- Pierre Perron**
Boston University, USA
- Ricardo R. Araújo Lima**
UnB, Brazil
- Rodolfo Hoffmann**
USP, Brazil
- Russell E. Smith**
Washburn University, USA
- Tomás Málaga**
FGV/SP, Brazil
- Viviane Silva Lirio**
UFV, Brazil
- Andreza Aparecida Palma**
UFSCar, Brazil
- Cássia Kely Favoretto**
UEM, Brazil
- Cláudio Monteiro Considera**
UFF, Brazil
- Danyelle Karine Santos Branco**
FGV/SP, Brazil
- Elaine Toldo Pazello**
USP, Brazil
- Fabiana Fontes Rocha**
USP, Brazil
- Francisca Zilania Mariano**
UFC, Brazil
- Geoffrey J. D. Hewings**
University of Illinois, USA
- Gustavo Maia Gomes**
IPEA, Brazil
- José Marcelino da Costa**
NAEA/PA, Brazil
- Kalinca Leia Becker**
UFSM, Brazil
- Marcelo Portugal**
UFRGS, Brazil
- Márcio Gomes Pinto Garcia**
PUC/RJ, Brazil
- Mônica Viegas Andrade**
UFMG, Brazil
- Paulo Nogueira Batista Júnior**
FGV/SP, Brazil
- Pedro Luiz Valls Pereira**
FGV/SP, Brazil
- Renata Del Tedesco Narita**
PUC/RJ, Brazil
- Roberto Smith**
UFC, Brazil
- Rogério Studart**
UFRJ, Brazil
- Sérgio Werlang**
FGV/RJ, Brazil
- Victor Bulmer-Thomas**
University of London, United Kingdom
- Wilson Suzigan**
Unicamp, Brazil