

ESTIMANDO O PRÊMIO DE RENDA DO ENSINO SUPERIOR CONSIDERANDO AS HABILIDADES LATENTES COGNITIVAS E NÃO COGNITIVAS

Marcos Ki Hyung Lee
Bruno Kawaoka Komatsu
Naercio Menezes Filho

SOBRE-EDUCAÇÃO DOS JOVENS NO BRASIL E DECISÕES INTRAFAMILIARES DE OFERTA DE TRABALHO

Guilherme Fonseca Nogueirão
Solange Ledi Gonçalves
Daniela Verzola Vaz

TRIBUTAÇÃO E CADEIA PRODUTIVA NO SETOR FARMACÊUTICO NO BRASIL

Wilton Santos
Enlison Mattos
Ricardo Politi

IMPACTO DAS NORMAS DE GÊNERO NAS DECISÕES DE PARTICIPAÇÃO E DE FECUNDIDADE NO BRASIL

Letícia Marques dos Santos
Marina Silva Cunha

INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE A VARIAÇÃO DO VALOR DA CESTA BÁSICA DE ALIMENTOS E O PODER DE COMPRA REGIONAL

Emmanuel Marques Silva
Patricia Maria Bortolon

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet



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

Presidenta

Luciana Mendes Santos Servo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Gaiger Silveira

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

Luseni Maria Cordeiro de Aquino

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Aristides Monteiro Neto

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

Pedro Carvalho de Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Letícia Bartholo de Oliveira e Silva

Diretora de Estudos Internacionais

Keiti da Rocha Gomes

Chefe de Gabinete

Alexandre dos Santos Cunha

Coordenadora-Geral de Imprensa e

Comunicação Social

Gisele Amaral de Souza

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

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

CORPO EDITORIAL

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Flavia dos Santos Fernandes

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2025

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - O 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2>

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

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

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

SUMÁRIO

ESTIMANDO O PRÊMIO DE RENDA DO ENSINO SUPERIOR CONSIDERANDO AS HABILIDADES LATENTES COGNITIVAS E NÃO COGNITIVAS 9

Marcos Ki Hyung Lee

Bruno Kawaoka Komatsu

Naercio Menezes Filho

SOBRE-EDUCAÇÃO DOS JOVENS NO BRASIL E DECISÕES INTRAFAMILIARES DE OFERTA DE TRABALHO.....37

Guilherme Fonseca Nogueirão

Solange Ledi Gonçalves

Daniela Verzola Vaz

TRIBUTAÇÃO E CADEIA PRODUTIVA NO SETOR FARMACÊUTICO NO BRASIL.....73

Wilton Santos

Enlinson Mattos

Ricardo Politi

IMPACTO DAS NORMAS DE GÊNERO NAS DECISÕES DE PARTICIPAÇÃO E DE FECUNDIDADE NO BRASIL 109

Letícia Marques dos Santos

Marina Silva Cunha

INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE A VARIAÇÃO DO VALOR DA CESTA BÁSICA DE ALIMENTOS E O PODER DE COMPRA REGIONAL.....141

Emmanuel Marques Silva

Patricia Maria Bortolon

CONTENTS

**ESTIMATING THE COLLEGE INCOME PREMIUM ACCOUNTING FOR
COGNITIVE AND NON-COGNITIVE LATENT SKILLS.....9**
Marcos Ki Hyung Lee
Bruno Kawaoka Komatsu
Naercio Menezes Filho

**OVER-EDUCATION OF YOUTH IN BRAZIL AND INTRAFAMILY
LABOR SUPPLY DECISIONS.....37**
Guilherme Fonseca Nogueirão
Solange Ledi Gonçalves
Daniela Verzola Vaz

**TAXATION AND PRODUCTION CHAIN IN THE PHARMACEUTICAL
SECTOR IN BRAZIL 73**
Wilton Santos
Enlinson Mattos
Ricardo Politi

**IMPACT OF GENDER NORMS ON PARTICIPATION AND FERTILITY
DECISIONS IN BRAZIL 109**
Letícia Marques dos Santos
Marina Silva Cunha

**INFLATION: AN ANALYSIS OF THE RELATION BETWEEN THE VARIATION
OF THE BASIC FOOD BASKET VALUE AND THE REGIONAL
PURCHASING POWER.....141**
Emmanuel Marques Silva
Patricia Maria Bortolon

ESTIMATING THE COLLEGE INCOME PREMIUM ACCOUNTING FOR COGNITIVE AND NON-COGNITIVE LATENT SKILLS¹

Marcos Ki Hyung Lee²

Bruno Kawaoka Komatsu³

Naercio Menezes Filho⁴

In this paper, we estimate the returns to higher education in Brazil, controlling for the effects of latent abilities. We leverage a unique data that measures cognitive and noncognitive abilities to estimate a structural factor model that accounts for the effects of latent cognitive and non-cognitive skills. We find that college returns are on average 43% and they are positive even for the lowest levels of cognitive and non-cognitive skills. Additionally, both cognitive and non-cognitive skills influence the probability of having college education, but cognitive abilities have a larger effect. Among the college educated workers, cognitive skills are more important for earnings, but among the unskilled workers, non-cognitive skills are more rewarded.

Keywords: cognitive skill; non-cognitive skill; education; unobserved heterogeneity; income.

ESTIMANDO O PRÊMIO DE RENDA DO ENSINO SUPERIOR CONSIDERANDO AS HABILIDADES LATENTES COGNITIVAS E NÃO COGNITIVAS

Neste artigo, estimamos os retornos de renda da educação superior no Brasil, controlando pelos efeitos das habilidades latentes. Utilizamos um conjunto de dados único que mede habilidades cognitivas e não cognitivas para estimar um modelo estrutural de fatores que leva em conta esses efeitos. Nossos resultados indicam que o retorno da educação superior é, em média, de 43%, sendo positivo mesmo para os menores níveis de habilidades cognitivas e não cognitivas. Além disso, ambas as habilidades influenciam a probabilidade de obter ensino superior, mas as habilidades cognitivas têm um efeito maior. Entre os trabalhadores com ensino superior, as habilidades cognitivas são mais relevantes para os rendimentos, enquanto entre os trabalhadores não qualificados as habilidades não cognitivas são mais recompensadas.

Palavras-chave: habilidades cognitivas; habilidades não cognitivas; educação; heterogeneidade não observada; renda.

JEL: J24; D31; I24.

1 INTRODUCTION

The college wage premium is large and increasing in developing countries. In 2014, a worker with college degree earned on average 2.4 times the wage of a worker with high school degree in Brazil and Colombia, while in Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD) countries that ratio

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art1>.

2. Post-doctoral research fellow in the Department of Economics at Queen's University. E-mail: marcos.k@queensu.ca.
3. Researcher at Insper. E-mail: brunokk@uol.com.br.

4. Ruth Cardoso Chair professor at Insper; and associate professor in the School of Economics, Business, Accounting and Actuary at the University of São Paulo (FEA/USP). E-mail: naercioamf@insper.edu.br.

was 1.6 (OECD, 2022). By 2020, those disparities grew even larger, increasing even further the individual incentive for high-school graduates to continue their studies into the higher education. Despite these trends, in Brazil, higher educational attainment is still relatively low. In 2022, 23% of the adults have tertiary education, below Latin American countries as Chile, Colombia, and Mexico – whose percents are, respectively, 41%, 34%, and 27% –, and well below the OECD average of 47% (OECD, 2023). Brazilian students who could go to higher education might earn a lot more income, but they either fail to clearly evaluate the college wage premium in the future (for examples, because of uncertainties about future earnings), or some binding constraint might prevent them from continuing the education path (Binelli and Menezes-Filho, 2019).

In this paper, we investigate the role of latent skills in the educational decision. An individual's cognitive and non-cognitive skills affect their schooling decisions by influencing both its costs and the expected benefits (Carneiro, Heckman and Vytlačil, 2011). Psychic costs of doing higher education are higher to those with low levels of non-cognitive skills (Carneiro, Hansen and Heckman, 2003). Moreover, these skills have a direct impact on earnings, as individuals use them at work and other activities, increasing their productivity, and are paid accordingly in the labor market (Carneiro, Heckman and Vytlačil, 2011; Cunha and Heckman, 2007; Edin et al., 2022; Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Urzúa, 2008). Skills also influence behaviors related to other sources of income as business investment decisions (Abay, Blalock and Berhane, 2017), personal finance decisions (Luik and Steinhardt, 2016; Strömbäck et al., 2017), wealth and retirement saving (Banks, O'Dea and Oldfield, 2011), and risky behaviors (Gong and Zhu, 2019). Despite this significant role, there is still scarce evidence on the impacts of skills on returns to education, especially in developing countries (Krishnakumar and Nogales, 2020).

This paper contributes to fill that gap. We employ a structural model that accounts for the effects of latent factors on a unique dataset with measures of cognitive and non-cognitive skills, to estimate the average treatment effect (ATE) of college education on individual income over the distributions of cognitive and non-cognitive skills. We first estimate the effects of cognitive and non-cognitive skills on the probability of college education and estimate the effects of these skills on wage for workers with and without a college degree. We then use the estimated parameter to simulate to estimate the ATE for multiple levels of skills. That model has three main advantages. First, it provides a parsimonious factor structure to identify the effect of unobserved heterogeneity that do not depend on linearity or distributional assumptions. This structure allows us to adjust for biases due to measurement errors in scores of cognitive and non-cognitive skills that can be large (Cunningham, Torrado and Sarzosa, 2016; Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Kejriwal, Li and Totty, 2024). Moreover, it directly models the schooling choice,

accounting for the unobserved heterogeneity related to latent skills. Third, it allows us to estimate the effects of observable characteristics and latent factors for each potential outcome of the treatment. To our knowledge, this is the first study to estimate the effects of attending college on income that explicitly controls for latent cognitive and non-cognitive skills in Brazil.

Our main finding is an overall ATE of 43% of the college on income, after controlling for skill levels. To grasp an idea of this magnitude, it is similar to estimates of the returns to public and private college degree in Chile (respectively, 54.5% and 34.5%), in a study that also uses a model of non-observable heterogeneity (Rodríguez, Urzúa and Reyes, 2016).⁵ We also find that the ATE of college education on income increases over the distributions of cognitive and non-cognitive skills, rising faster over the distribution of the former. The college ATE varies from 30% in the lowest decile of cognitive skills to 51% in the highest decile. In the distribution of non-cognitive skills, the correspondent values are very similar, 42% and 44%. These indicate that for both groups of skills, enrolling in college make individuals better off in terms of income, but this decision is more valuable for those with higher cognitive skills.

We also estimate the direct impacts of latent skills on educational choice and income. Our finding indicate that those skills influence the decision of entering higher education in Brazil, with a larger influence of cognitive skills. An increase of one standard deviation in the level of cognitive skills increases the probability of having college education by 81 percentage points (p.p.). A variation of the same magnitude in the level of non-cognitive skills raises the probability of having a college degree by 24 p.p. Our results also suggest that occupations taken up by college educated workers value skills more than those of unskilled workers. In this sense, a one standard deviation increases in the levels of cognitive and non-cognitive skills lead to increases in income of, respectively, 17% and 14% in the scenario with college education, but in the alternative scenario, the effects are respectively 10% and 14%.

This paper contributes mainly to the vast literature of access and returns to college education (Card, 2001; Oreopoulos and Petronijevic, 2013; Psacharopoulos and Patrinos, 2018), and more specifically to the recent and still scarce literature that estimates access and returns to education controlling for latent skills. A branch of this literature uses structural factor models to account for the unobserved heterogeneity of latent cognitive and non-cognitive skills. Heckman, Stixrud and Urzúa (2006) use United States longitudinal data and low dimension vectors of cognitive and

5. Our result is not strictly comparable to those of Rodríguez, Urzúa and Reyes (2016) as we assess the effects of having any college education, even not complete, as compared to lower levels of education, while that paper estimate the impact of having a college degree, compared to having a high school degree.

non-cognitive skills to show that non-cognitive skills are as important as cognitive skills to explain schooling decisions, wages and other labor market outcomes, and risky behaviors. Heckman, Humphries and Veramendi (2018) estimate the wages returns to education with a robust dynamic model of educational decisions that combine a structural factor model to reduced-form treatment effect models, finding that ATE of college degree (compared to some college education) is increasing in the distribution of cognitive and non-cognitive skills, but the variation over the latter is much smaller.

Other recent studies estimate returns to marginal expansions in higher education (MTE) and deal with the endogeneity of college schooling decision with a local instrumental variables strategy (Carneiro, Heckman and Vytlačil, 2011; Nybom, 2017). They use measures of cognitive and non-cognitive skills to control for heterogeneity in skills, even if those measures have measurement errors (Cunningham, Torrado and Sarzosa, 2016; Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Kejriwal, Li and Totty, 2024). Our main contribution consists in estimating returns to education in a developing country, controlling for unobserved heterogeneity of latent skills and dealing directly with the endogeneity of schooling choices.

We also contribute to a recent and growing branch of the literature that studies the returns to cognitive and non-cognitive skills in developing countries, using structural factor models. Acosta, Muller and Sarzosa (2015) use Colombian data to examine how cognitive and non-cognitive skills correlate with various labor market outcomes and find that while non-cognitive skills correlate more strongly with probabilities of labor market participation and employment, cognitive skills strongly correlates to earnings and the probabilities of having a formal or qualified job. Cunningham, Torrado and Sarzosa (2016) investigate a similar question with Peruvian data and further verify that some dimensions of cognitive and non-cognitive skills have stronger correlations with labor market outcomes. Krishnakumar and Nogales (2020) adapts the framework of technology of skill formation to estimate the impacts of cognitive and non-cognitive skills on work-related well-being with data from Bolivia. Their structural factor model also specifies the outcome variable as a latent variable related to multiple aspects of a job. They find that cognitive and non-cognitive skills affect job-related well-being, especially cognitive skills. We also estimate the direct impacts of cognitive and non-cognitive skills on income in Brazil, separately for counterfactual scenarios with and without college education.

Finally, we dialog with the literature of returns to higher education in Latin-American countries, which experienced rapid expansions of college enrollments in the last decades. González-Velosa et al. (2015) verifies that the rapid expansion in higher education in Colombia and Chile generated an optimistic expectation that, however, was not met by labor productivity, economic and social equity gains. As

access to higher education expanded, authors hypothesize that the quality of new higher education institutions and students might have declined and realized lower or negative gains. Carranza and Ferreyra (2019) confirms that in Colombia, expansion of higher education was driven by higher education supply side and allowed the inflow of low-ability students. Consistent with these developments, Montoya, Noton and Solis (2017) use an regression discontinuity design (RDD) strategy and find no effect of college versus vocational education in Chile on labor market outcomes and conclude that given higher costs of college education, students that went to college might have incurred income losses. We contribute to this literature by estimating the ATE of college education in Brazil, and verify to which levels of abilities higher education bring benefits.

The rest of this paper is organized as follows. Section 2 describes the structural factor model and section 3, our database. In section 4, we present our results and in section 5, some conclusions.

2 METHODOLOGY

In this paper, we aim to estimate the average income returns to tertiary education, using the routine developed by Sarzosa and Urzúa (2016). Ordinary Least Squares (OLS) regressions of income on a dummy variable for college education usually do not identify the income return of college education, because of the endogeneity introduced by the presence, in the error term, of cognitive and non-cognitive abilities that influence schooling decisions and have direct impacts on earnings. Augmenting the equation by using measures of those latent skills as proxies might still generate biased estimates, as test scores of skills incorporate large measurement errors, specially the scores for non-cognitive skills (Cunningham, Torrado and Sarzosa, 2016; Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Kejriwal, Li and Totty, 2024). Moreover, if the measures of skills are taken after schooling decisions are made, reverse causality might also be present, as levels of schooling affect the scores (Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006).

We deal with each of those issues. First, we model the endogenous schooling choice, accounting for the effects of cognitive and non-cognitive skills. We also estimate the direct impacts of those skills on income, given the schooling levels, in counterfactual scenarios for each of those levels. Moreover, we use a latent factor structural model to deal with measurement error in the levels of skills, based on a measurement system of test scores (Carneiro, Hansen and Heckman, 2003; Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Sarzosa and Urzúa, 2016), leveraging the cognitive and non-cognitive test results in our data. Finally, we simulate a counterfactual scenario of each choice, based on the results on parameters' distributions, to estimate the ATE of tertiary education on income. We also examine the heterogeneity of ATE over the distribution of cognitive and non-cognitive skills. This approach allows

us to deal with the most common OLS biases when estimating the returns of tertiary education.

We first model the attending tertiary education choice as a Roy model (Roy, 1951). Formally, let D be an indicator variable that is equal to 1 if the individual has tertiary education, and let Y_1 and Y_0 be the potential income that would be observed if the individual, respectively, has ($D = 1$) or do not have ($D = 0$) tertiary education. Individuals choose their schooling level comparing the life-time utility levels of each of those treatment states, which might depend on observable characteristics (X_D) and latent skills (we denote cognitive and non-cognitive latent factors, respectively, as θ^C and θ^N). We model that relationship as a linear combination and define the utility threshold for attending college to be 0, for each individual $i = 1, \dots, M$:

$$Di = 1(X_{Di}\beta^D + \alpha^{D,C}\theta_i^C + \alpha^{D,N}\theta_i^N + e_i^D > 0) \quad (1)$$

In equation (1), $1(\cdot)$ is the indicator function, β^D , $\alpha^{D,C}$ and $\alpha^{D,N}$ are coefficients that relate observable characteristics and latent factors to the level of individual utility, and e_i^D is the error term. Here, we assume $e_i^D \perp (X_i^D, \theta_i^C, \theta_i^N)$.

The main equation in the model relates individual income to observable characteristics (X_Y) and to the latent factors. Moreover, the loadings that mediate that relationship might differ for each treatment state D :

$$Y_{1i} = (X_{Yi}\beta^{Y_1} + \alpha^{Y_1,C}\theta_i^C + \alpha^{Y_1,N}\theta_i^N + e_i^{Y_1}) \times 1(D_i = 1) \quad (2)$$

$$Y_{0i} = (X_{Yi}\beta^{Y_0} + \alpha^{Y_0,C}\theta_i^C + \alpha^{Y_0,N}\theta_i^N + e_i^{Y_0}) \times 1(D_i = 0)$$

In equation (2), β^{Y_1} , $\alpha^{Y_1,C}$, $\alpha^{Y_1,N}$, β^{Y_0} , $\alpha^{Y_0,C}$, $\alpha^{Y_0,N}$ are the coefficients that relate the observable characteristics and latent factors to personal income, and $e_i^{Y_1}$ and $e_i^{Y_0}$ are error terms. We assume $e_i^{Y_1}$ and $e_i^{Y_0}$ orthogonal to θ_i^C , θ_i^N , and X_{Yi} , and $e_i^{Y_l} \perp e_j^{Y_l}, \forall i, j = 1, \dots, M$ and $\forall l = \{0, 1\}$. Moreover, we assume $(e_i^{Y_1}, e_i^{Y_0}) \perp e_i^D$, $(X_{Di}, X_{Yi}) \perp (\theta_i^C, \theta_i^N, e_i^{Y_1}, e_i^{Y_0}, e_i^D)$.

The need for the structural model comes from the fact that latent factors are not observable. The model incorporates a system of test scores of latent factors to estimate the distribution parameters of each factor. Let L be the number of those scores, so that we represent the vector of full set of test scores as $T = (T_1, T_2, \dots, T_L)$. The measurement system of test scores is:

$$T_i = X_{Ti}\beta^T + \alpha^{T,C}\theta_i^C + \alpha^{T,N}\theta_i^N + e_i^T \quad (3)$$

In equation (3), $\alpha^{T,C}$ and $\alpha^{T,N}$ are vectors of the coefficients that relate latent factors to their scores and e_i^T is the error term. We assume $e_i^T \perp (\theta_i^C, \theta_i^N, X_T)$, elements in e_i^T are mutually independent ($e_i^h \perp e_j^h, \forall i, j = 1, \dots, M$), and each one has an associated distribution $f_{e_i^h}(\cdot)$, $h \in \{1, \dots, L\}$.

Estimation of the parameters of system 3 includes the distribution parameters of the latent factors and depend on three assumptions for identification. First, factors are orthogonal ($\theta_i^C \perp \theta_i^N$). Second, the number of test scores L is at least so that $L(L - 1)/(2(L + 1)) \leq k$, where k is the number of latent factors. In our case, we mainly deal with two factors (the cognitive and the non-cognitive factors), so that the minimum necessary number of test scores is $L = 6$. Third, it is necessary to normalize one of loadings to one for each set of scores of latent factors, as latent abilities have no intrinsic measurement unit (Carneiro, Hansen and Heckman, 2003; Heckman et al., 2014; Sarzosa and Urzúa, 2016).

Two stages maximum likelihood estimation (MLE) is used to fit model 3 and recover the parameters of the measurement system ($\beta^T, \alpha^{T,C}, \alpha^{T,N}$) and the distribution of latent factors in the first stage. Under the model hypothesis, distributional parameters of latent factors are recovered and their distributions are non-parametrically estimated as a mixture of two normal distributions. In the second stage, the likelihood function to estimate incorporates the estimated distributions of the latent factors and MLE estimation recovers the parameters of income equations 2 ($\beta^{Y_1}, \alpha^{Y_1,C}, \alpha^{Y_1,N}, \beta^{Y_0}, \alpha^{Y_0,C}, \alpha^{Y_0,N}$).

As latent skills are not observable, we are not able to predict outcomes for each individual to estimate the ATE. We then simulate the counterfactual scenarios based on estimates of the distributional parameters of latent skills and of the other parameters and, using these simulations, we estimate the ATE of attending college as (Heckman et al., 2014):

$$ATE = \int \int E(Y_1 - Y_0 \mid X_Y = x, \theta = \bar{\theta}) d\hat{F}_{X_Y, \theta}(x, \theta) \quad (4)$$

In equation (4), $\theta = (\theta^C, \theta^N)$ and $\hat{F}_{X_Y, \theta}$ is the estimated joint distribution of X_Y and θ . We use 1,000 repetitions in each simulation and calculate the overall ATE, as well as the ATE for each tenth of the distribution of the cognitive and non-cognitive skills.

3 DATA

This study uses the 2015 wave of the Indicator of Functional Literacy (Indicador de Alfabetismo Funcional – Inaf) household survey, which aims to measure the level of functional literacy of the Brazilian adult population. Inaf collects socioeconomic data and cognitive tests from a representative sample of 15 to 64 years-old people from all Brazilian regions. The cognitive tests consist of 32 reading, writing and numeracy items that capture how individuals use those abilities in their regular activities to assess functional literacy levels. As measures of cognitive skills, we use standardized literacy and numeracy scores, which are generated from collected items using the Theory of Response to Item, and also the self-reported ability in using a computer.⁶

6. To evaluate the level of ability using computer, Inaf uses a five-level scale, that varies from the lowest level of "incapable of using a computer" to "uses a computer with no difficulty".

Especially in the 2015 wave, Inaf also collected information on three dimensions of noncognitive abilities that more strongly influences the performance on cognitive tests – self-concept, self-regulation, and openness to experience (Lima, 2016). Self-concept measures the tendency to think about ourselves and about our abilities in a positive way, while self-regulation captures the tendency to be organized, focused, persistent, and self-disciplined. Openness relates to the tendency to be imaginative, curious, and interested in learning. Inaf used the Core Self-Evaluations Scale (Judge et al., 2003) to capture the self-concept dimension and applied an instrument especially adapted for Brazil by the Ayrton Senna Institute, Senna 1.0, to measure self-regulation and openness to experience. Senna 1.0 is a self-reported scale, designed to measure the Big Five personality dimensions and was based on eight previous instruments (Lima, 2016; Primi et al., 2016). Each of the dimensions are measured by three or four scores, and Inaf data also has an aggregation of those scores into measures for each dimension. In our empirical exercises, we use the aggregate measures of the three dimensions as scores for the non-cognitive latent skills, but in the exercises where we detail the role of each of those dimensions, we use the original scores associated to them. Inaf is carried out by Paulo Montenegro Institute and by the Non-Governmental Organization (NGO) Ação Educativa, and non-cognitive abilities tests were carried out by Ayrton Senna Institute.

Our variable of tertiary education is a dummy variable that equals one for any years of college education and zero for all other levels of schooling. We restrict our analysis to individuals aged 22 years or older, as they are more likely to have completed their education in the moment of the interview. All measures of cognitive and non-cognitive skills are standardized, so that the results are in terms of standard deviations. We use other individual's observable characteristics as covariates in our models in equations 1, 3, and 2. They are obtained from the socioeconomic part of Inaf's questionnaire and includes age (dummy variables for age the groups 22-39 years, 40-59 years, and 60 or more years), race (dummy variable for African Brazilians or native people), gender (dummy variable for females) and parents schooling (dummy variables for incomplete middle school, for complete middle school, and complete high school). The total data has about 2,000 observations, but there were approximately 600 observations with no valid information on income, and about 300 with no valid information on any of the covariates we use. Moreover, about 150 observations had age below 22 years, so we also excluded them. Our final sample has 920 observations.

Table 1 shows descriptive statistics of all variables used in the analysis. In general, those with college education have higher levels of income and of scores for cognitive and non-cognitive skills. They also have lower age when started school, are younger, and have more educated parents. Approximately 20% of observations had missing values for the exact levels of individual income, so we input the middle

point of the income band they declared to be in.⁷ Following Krishnakumar and Nogales (2020), we consider the age when a person entered school as a measure of parents' investment in education that might affect income through schooling choices and we include it as a control in equation 1.

One limitation to our results is that cognitive and non-cognitive abilities are not measured at the time individuals choose whether to start tertiary education. Moreover, as our data is cross-sectional, it is possible that reverse causality issues are present and our model do not address this issue, that is, education might affect cognitive and non-cognitive latent skills. One key assumption to interpret estimates as causal is that education does not affect skills, so that education achievement is a signal of preexistent cognitive and non-cognitive skills Heckman, Stixrud and Urzúa (2006) and Oreopoulos and Petronijevic (2013). Another limitation is that we only have measures of three dimensions of non-cognitive skills, while previous studies usually use at least six of those dimensions (Acosta, Muller and Sarzosa, 2015; Cunningham, Torrado and Sarzosa, 2016), so that there are still aspects of noncognitive skills that are not controlled for in our regressions.

TABLE 1
Summary statistics

	College education			Other		
	Observations	Mean	Standard deviation	Observations	Mean	Standard deviation
Income	202	2,445	2,202	718	1,388	1,336
Literacy proficiency	202	0.63	0.79	718	-0.18	0.98
Numeracy proficiency	202	0.66	0.70	718	-0.19	0.99
Computer ability	202	0.70	0.42	718	-0.20	1.03
Self-Regulation	202	0.20	1.07	718	-0.06	0.97
Openness	202	0.35	0.98	718	-0.10	0.98
Self-Concept	202	0.16	1.12	718	-0.04	0.96
Age when started school	202	7.06	3.37	718	7.63	2.63
22-39 years old	202	0.62	0.49	718	0.49	0.50
40-59 years old	202	0.33	0.47	718	0.41	0.49
60 years old or more	202	0.05	0.22	718	0.10	0.30
Black or indigenous	202	0.50	0.50	718	0.60	0.49
Female	202	0.51	0.50	718	0.43	0.50
Mother did not complete middle school	202	0.39	0.49	718	0.78	0.42
Mother completed middle school	202	0.18	0.39	718	0.11	0.31
Mother completed high school	202	0.43	0.50	718	0.12	0.32

(Continues)

7. Our main qualitative results do not change when we estimate only with observations whose income was not inputted (appendix A, table A.1).

(Continued)

	College education			Other		
	Observations	Mean	Standard deviation	Observations	Mean	Standard deviation
Father did not complete middle school	202	0.44	0.50	718	0.82	0.39
Father completed middle school	202	0.23	0.42	718	0.08	0.28
Father completed high school	202	0.34	0.47	718	0.10	0.30
North region	202	0.05	0.23	718	0.07	0.26
Northeast region	202	0.21	0.41	718	0.25	0.43
Southeast region	202	0.50	0.50	718	0.45	0.50
South region	202	0.17	0.38	718	0.16	0.37
Midwest region	202	0.06	0.25	718	0.07	0.25

Authors' elaboration.
Note: Summary statistics of variable used in the analysis. Sample of 22 to 65 years-old individuals. Income represents individual income and is in Brazilian 2015 R\$. Tertiary education is a dummy variable for tertiary education, including those who did not complete it. Literacy, numeracy, and computer ability are scores for cognitive ability, self-regulation, openness, and self-concept are scores for non-cognitive abilities. All scores are standardized.

4 RESULTS

4.1 Importance of latent skills

We first show OLS estimations of log income on observable characteristics and scores for cognitive and non-cognitive abilities in table 2. The main results are that while tertiary education has a large association with income, which is highly sensitive to cognitive ability measures, is not affected when we introduce controls for non-cognitive skills. Moreover, while both cognitive and noncognitive abilities are important determinants of income, not all their dimensions are as relevant.

Column 1 shows that a tertiary education has a positive association with income, controlling for the selected observable characteristics. In addition, higher income levels are positively associated with middle-aged individuals and those with higher parent’s schooling levels, and negatively associated with being a female. In columns 2 and 3, we introduce abilities’ scores, one type of ability at a time. In column 2, when we introduce cognitive abilities’ scores, we observe that the magnitude of point estimate of tertiary education drops about 20% from the level of column 1. Numeracy and ability with a computer are significantly correlated with income, but the estimate for computer ability is larger. In column 3, we control for non-cognitive abilities’ scores and not for measures of cognitive skills and observe that the estimate for college education returns to a magnitude slightly smaller (about 6%) than estimate in column 1. This result is consistent to that Buchmueller (2019) find with data from the United Kingdom, that controlling for non-cognitive skills does not change estimates of returns to schooling. We also observe that point estimates for the three scores are positive, but only that for openness to experience is significant. In column 4, we control for all scores at the same time and results from columns 2

and 3 persist, but with smaller magnitudes. Estimate for college education reduces marginally (about 4%) compared to estimate in column 2. According to estimates in column 4, college education is associated with a level of income 36% higher than lower levels of schooling, and a one standard deviation increase in scores of numeracy, computer score, and openness are associated with, respectively, about 0.3%, 5%, and 7% higher levels of income. These results indicate that skills deeply affect the relationship between schooling and income and are relevant to explain income, even after considering differences in schooling levels.

TABLE 2
OLS estimations: income and latent skills

Independent variables	Dependent variable: log income			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Tertiary education	0.474*** (0.056)	0.375*** (0.056)	0.445*** (0.054)	0.361*** (0.055)
Literacy proficiency	-	0.000 (0.001)	-	-0.000 (0.001)
Numeracy proficiency	-	0.003** (0.001)	-	0.003** (0.001)
Computer ability	-	0.058*** (0.014)	-	0.052*** (0.014)
Self-Regulation	-	-	0.031 (0.024)	0.030 (0.023)
Openness	-	-	0.090*** (0.022)	0.074*** (0.022)
Self-concept	-	-	0.019 (0.020)	0.016 (0.020)
Age when started school	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.000 (0.005)
40-59 years old	0.142*** (0.045)	0.184*** (0.044)	0.145*** (0.044)	0.182*** (0.044)
60 years old or more	0.049 (0.066)	0.188*** (0.070)	0.062 (0.065)	0.183*** (0.069)
Black or indigenous	-0.064 (0.045)	-0.038 (0.044)	-0.052 (0.044)	-0.031 (0.043)
Female	-0.380*** (0.040)	-0.374*** (0.040)	-0.387*** (0.041)	-0.381*** (0.040)
Mother completed middle school	0.129** (0.062)	0.072 (0.063)	0.111* (0.061)	0.064 (0.061)
Mother completed high school	0.067 (0.063)	0.024 (0.062)	0.049 (0.062)	0.014 (0.061)

(Continues)

(Continued)

Independent variables	Dependent variable: log income			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Father completed middle school	0.231*** (0.064)	0.172*** (0.064)	0.216*** (0.063)	0.165*** (0.063)
Father completed high school	0.107 (0.072)	0.050 (0.072)	0.077 (0.070)	0.032 (0.070)
Constant	7.143*** (0.063)	6.627*** (0.119)	7.129*** (0.061)	6.684*** (0.117)
Observations	920	920	920	920
R-squared	0.256	0.287	0.279	0.303

Authors' elaboration.
Note: 1. OLS estimations of log income on observable characteristics and test scores. Regressions further controlled for regional fixed effects. Sample of 22 to 65 years-old individuals. Literacy, numeracy, and computer ability are scores for cognitive ability, self-regulation, openness, and self-concept are scores for non-cognitive abilities. All scores are standardized.
2. Robust standard errors in parenthesis.
3. Significance: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; and * $p < 0.10$.

4.2 Main results

Table 3 shows structural estimates for the association between schooling choice, income and latent factors (equations 1 and 2). We have two main results. First, both cognitive and non-cognitive skills influence the probability of having tertiary education, but cognitive abilities have a larger effect. Second, the direct association between cognitive and non-cognitive abilities and income depends on the schooling level. For the college graduate outcome, both cognitive skills and noncognitive skills estimates are larger than those when schooling level is lower, and the effect of cognitive skills is relatively larger. On the other hand, for the scenario with lower schooling level, non-cognitive skills are more important to determine income.

TABLE 3
Structural estimations: income and latent skills

Independent variables	Dependent variable		
	Tertiary education	Log income	
		Tertiary education	Other
	(1)	(2)	(3)
Cognitive	0.807*** (0.109)	0.168* (0.089)	0.099*** (0.032)
Non-cognitive	0.240** (0.112)	0.144* (0.079)	0.137*** (0.049)
Age when started school	-0.017 (0.020)	-	-
40-59 years old	-0.003 (0.119)	0.379*** (0.094)	0.094** (0.047)
60 years old or more	-0.268 (0.233)	0.718*** (0.202)	-0.047 (0.076)
Black or indigenous	-0.261** (0.125)	-0.075 (0.101)	-0.083* (0.049)

(Continues)

(Continued)

Independent variables	Dependent variable		
	Tertiary education	Log income	
		Tertiary education	Other
	(1)	(2)	(3)
Female	0.310*** (0.110)	-0.297*** (0.084)	-0.412*** (0.044)
Mother completed middle school	0.509*** (0.166)	-0.084 (0.130)	0.177** (0.077)
Mother completed high school	0.893*** (0.157)	0.070 (0.109)	0.073 (0.082)
Father completed middle school	0.789*** (0.165)	0.290** (0.118)	0.242*** (0.084)
Father completed high school	0.693*** (0.165)	0.084 (0.115)	0.206** (0.087)
Constant	-1.627*** (0.307)	7.275*** (0.226)	6.971*** (0.098)
Observations	920	920	920

Authors' elaboration.

Note: 1. Structural estimations of log income on observable characteristics and latent factors. Regressions further controlled for regional fixed effects. Sample of 22 to 65 years-old individuals. Literacy, numeracy, and computer ability are scores for cognitive ability, self-regulation, openness, and self-concept are scores for non-cognitive abilities. Column 1 shows results for the schooling choice (equation 1) and columns 2 and 3 show estimates for, respectively, individuals that concluded tertiary education and the others.

2. Standard errors in parenthesis.

3. Significance: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; and * $p < 0.10$.

Column 1 shows estimates for the schooling choice equation 1. Cognitive and non-cognitive skills are both positively associated with choosing tertiary education. One standard deviation increases in the levels of cognitive and non-cognitive skills are associated with, respectively, increases of 80 p.p. and 24 p.p. in the probability of having tertiary education. These results indicate that cognitive abilities matter more to have college education in Brazil, which is consistent with previous results in the literature (Nyblom, 2017). Moreover, estimates on other observable characteristics indicate that females and people with more educated parents have higher probabilities of getting college education, while black or Indigenous people have lower probabilities. The age that individuals entered school and dummies for current age groups are all negative, but are not significant.

Columns 2 and 3 show estimates of the relationships between the latent skills and personal income in the counterfactual scenarios of having or not tertiary education. Estimates for cognitive and non-cognitive skills are positive and significantly different from zero in both scenarios. Increments of one standard deviation in cognitive and non-cognitive skills are respectively associated with increases of 17% and 14% in income. Moreover, in the scenario without college education, one standard deviation raises in cognitive and non-cognitive abilities are associated with increments of 10% and 14% in income. Despite differences in point estimates, it is difficult to extract any conclusion about their relative sizes, as

estimates are noisy. However, these results follow a similar pattern to those Heckman, Stixrud and Urzúa (2006) found for impacts of cognitive and non-cognitive skills on hourly wages in the United States, especially among male workers.

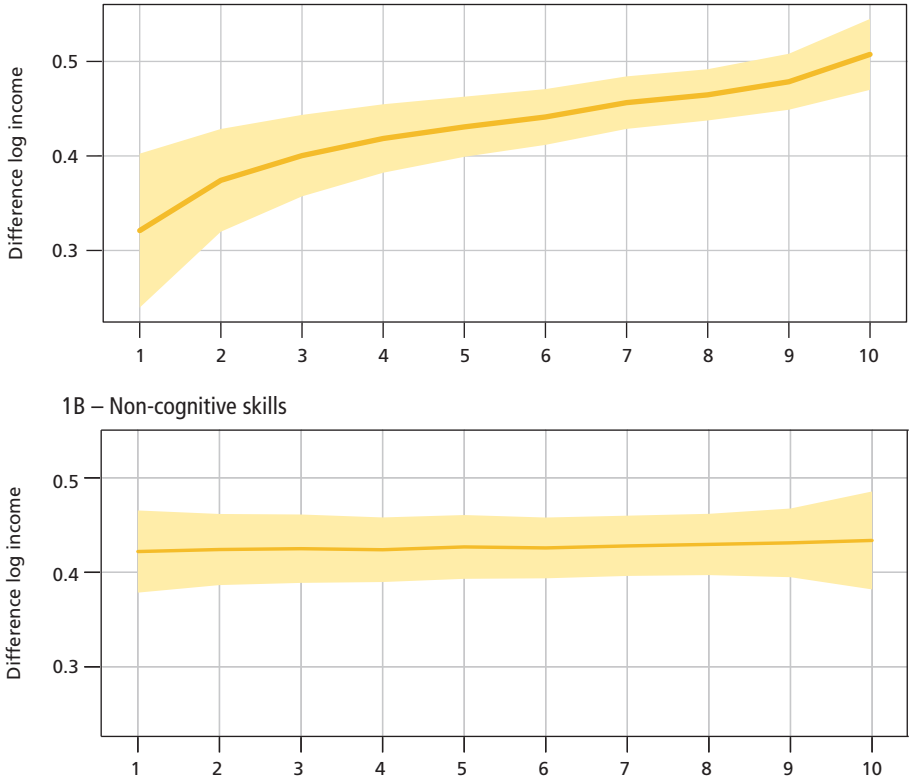
As for the observable characteristics, estimates for females are negative in both scenarios, which shows that there is still a gender gap, even after controlling for abilities. These results are consistent with previous estimations of negative correlations of the female gender with earnings, probabilities of having a job or being in a job with good characteristics (formal, wage worker, or white collar) in developing countries, even after controlling for latent skills (Acosta, Muller and Sarzosa, 2015; Cunningham, Torrado and Sarzosa, 2016). In addition, in both scenarios, people with more educated parents have higher income. More educated parents might affect income in a variety of ways. As education is highly correlated with income, children of more educated parents might borrow or receive more resources from their parents to start their own business or to take riskier career decisions. They might also inherit parents' business or their contacts, which facilitate transitions to better jobs. Moreover, estimates for black or Indigenous are negative, but is only significant in the scenario with no college education. This result is consistent with evidence that racial earnings gap remains even after controlling for abilities in the United States (Urzúa, 2008).

We assess the impact of tertiary education of individual income by simulating the counterfactual scenarios, based on previously estimated parameters, for each decile of the distributions of cognitive and non-cognitive skills. The overall impact of having tertiary education on income is a 43% increase – with a 95% confidence interval (CI) of [40%,46%]. This effect is larger than that of OLS estimates in table 2 and means that once we exclude measurement errors in skills' scores and control for the endogeneity of schooling choice, the impact of higher education increases. To assess the goodness of fit of our model, appendix A, table A.2 compares income means by schooling levels, for original data and the simulated data and shows that the predicted values in simulations are close to the observed for both levels of schooling.

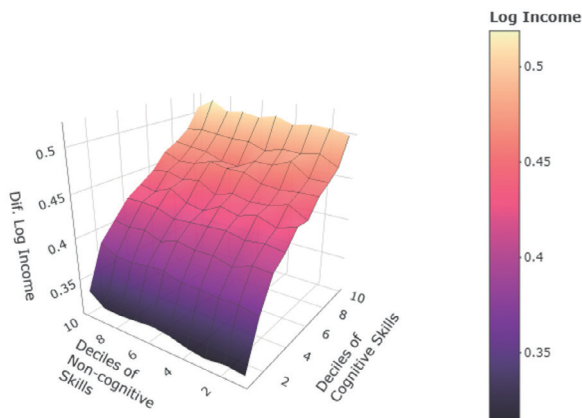
Figure 1 shows that when we evaluate the heterogeneity of the college education ATE separately over the distribution of each latent skill, the effect increases with cognitive skills, but remain stable over the distribution of non-cognitive abilities. Panel 1A shows that the magnitude of the impact over cognitive skills distribution varies from 32% in the lowest decile to 51% in the highest decile. In contrast, panel 1B shows that the variation of the ATE over the distribution of non-cognitive skill remain within the 95% CI. In the appendix A, figure A.1, we plot averages of the predicted log income by tenth of the distribution of cognitive and non-cognitive skills and those results help explain patterns observed in figure 1.

As average predicted income grows faster over the distribution of cognitive skills for college education than for other education levels, the ATE of college education also increases over that distribution. In the case of non-cognitive skills, the trajectory of average predicted income is almost the same in both levels of education, so that the ATE of college education does not vary as much.

FIGURE 1
Effects of tertiary education on log income by levels of cognitive and non-cognitive skills
1A – Cognitive skills



1C – Cognitive and non-cognitive skills



Authors' elaboration.

Panel 1C shows how the effect of tertiary education varies over the tenths of the joint distributions of cognitive and non-cognitive skills. The effect of college education has the lowest value (31%) in the lowest deciles of the distributions of both cognitive and non-cognitive skills. On the opposite position in both distributions, the highest tenths the impact of college education has its highest value (51%). Figure A.2 in the appendix A shows that, for each level of non-cognitive skills, average predicted income increases faster over the distribution of cognitive skills for college education. On the other hand, for each level of cognitive skills, average predicted income increases at similar paces in both education levels.

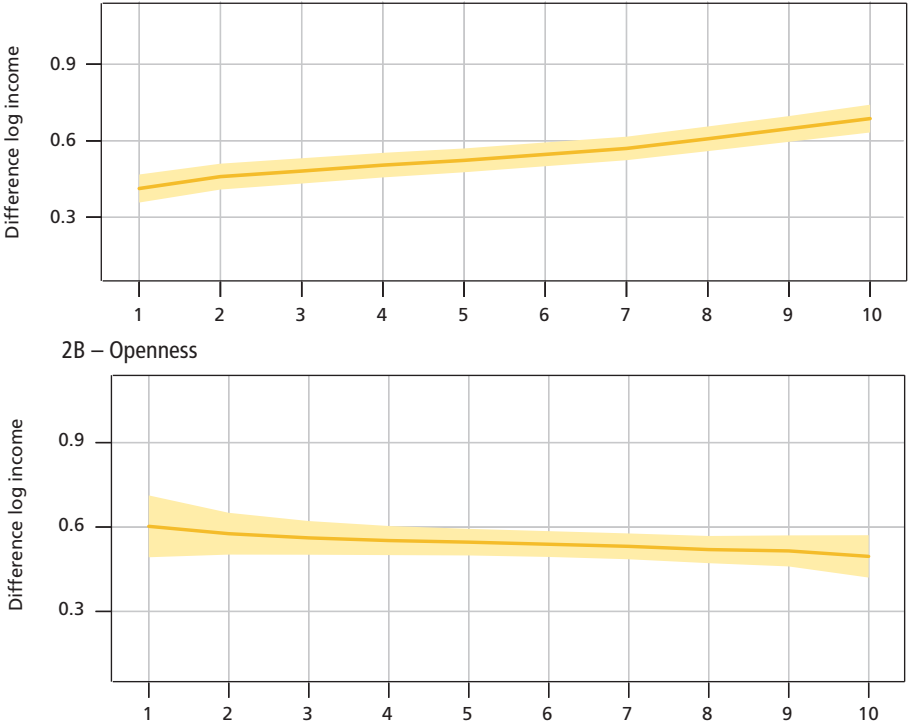
These results show that college education brings benefits in terms of income for the majority of individuals, including those with low levels of cognitive skills and non-cognitive skills. These results are similar to those of previous studies (Heckman, Stixrud and Urzúa, 2006; Nybom, 2017) and indicate that there is complementarity between cognitive skills and education in the Brazil when it comes to income. However, differently from the results of Nybom (2017) for Sweden, it seems that in Brazil, higher education would benefit individuals in all levels of skills.

4.3 Three dimensions of non-cognitive skills

In this section, we examine that heterogeneity of higher education impacts on income along dimensions of non-cognitive skills. We use models of three latent factors, in which we always use cognitive skills as one factor and, for each estimation, include two of the three dimensions of the non-cognitive skills our data capture (self-concept, self-regulation, and openness to experience).

Figures 2, 3, and 4 show that self-concept affect the impact of higher education. Results for self-regulation and openness are not consistent over specifications. In the models in figures 2 and 3, college impacts on income are, respectively, 54% (with a 95% CI of [50%,59%]) and 42% (with a 95% CI of [39%,45%]). In those models, college impact increases from the lowest to the highest deciles of the distribution of self-concept, respectively, about 28 p.p. (from 41% to 69%) and 38 p.p. (from 24% to 62%). These results derive from the fact that self-concept is more important to increase income in the scenario with college education. One possible interpretation for these results is a direct effect, by which occupations that require college education – as managing and leadership positions – also might pay more for aspects of self-concept, as emotional stability, confidence, and self-esteem.

FIGURE 2
Effects of tertiary education on log income by levels of cognitive skills, self-concept, and openness
2A – Self-concept



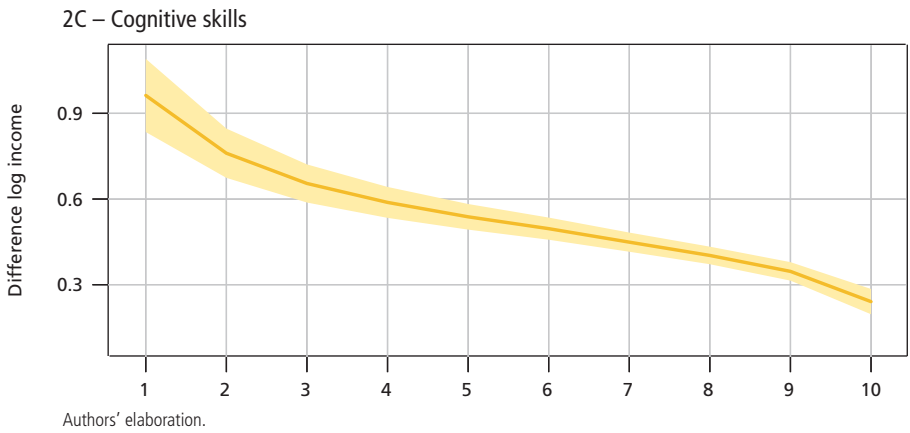
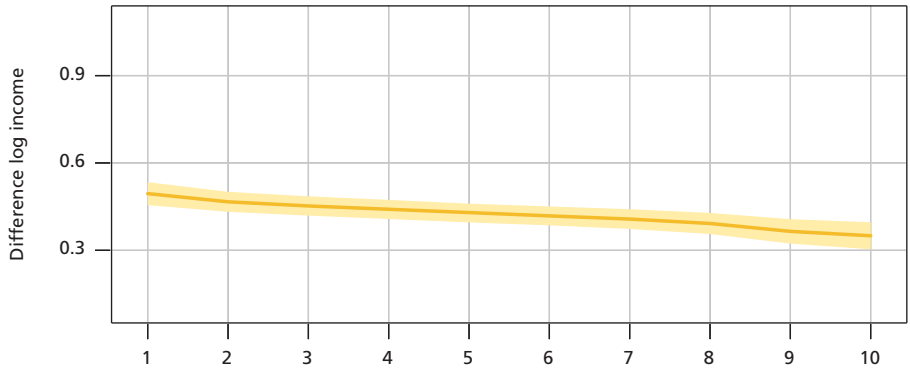
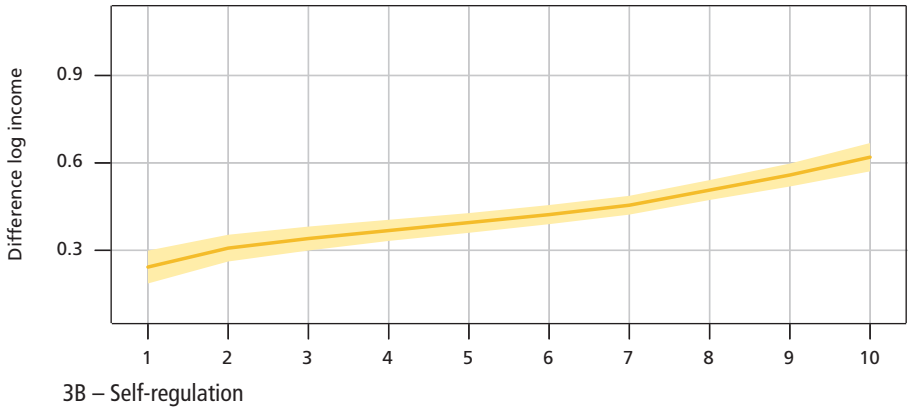


FIGURE 3
Effects of tertiary education on log income by levels of cognitive skills, self-concept, and self-regulation

3A – Self-concept



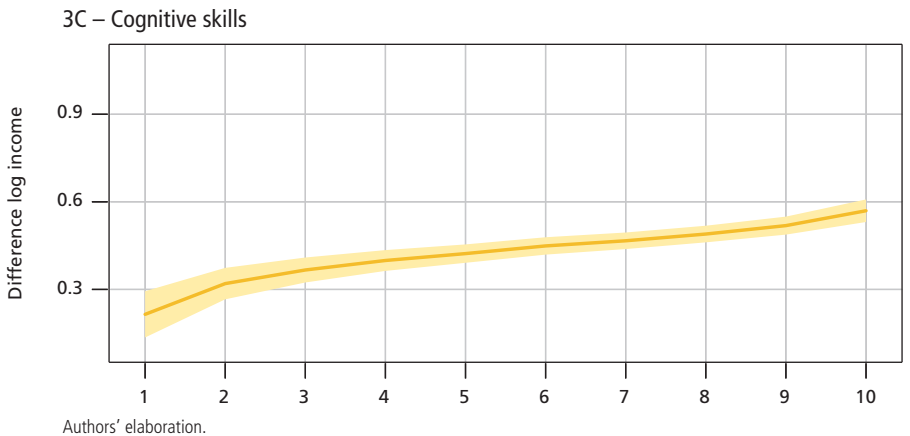
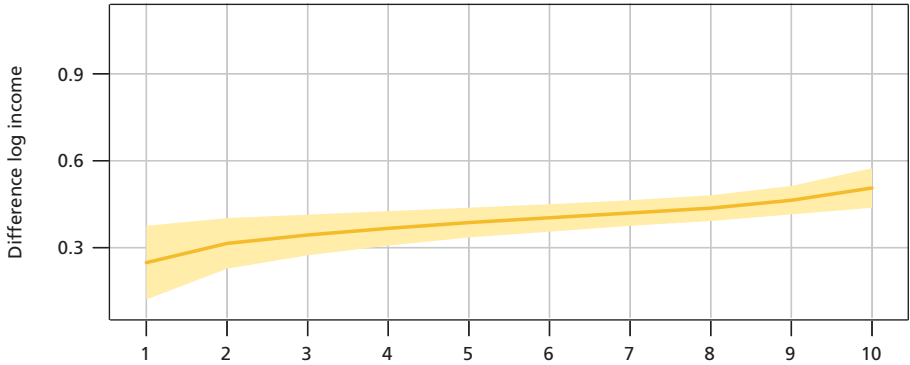
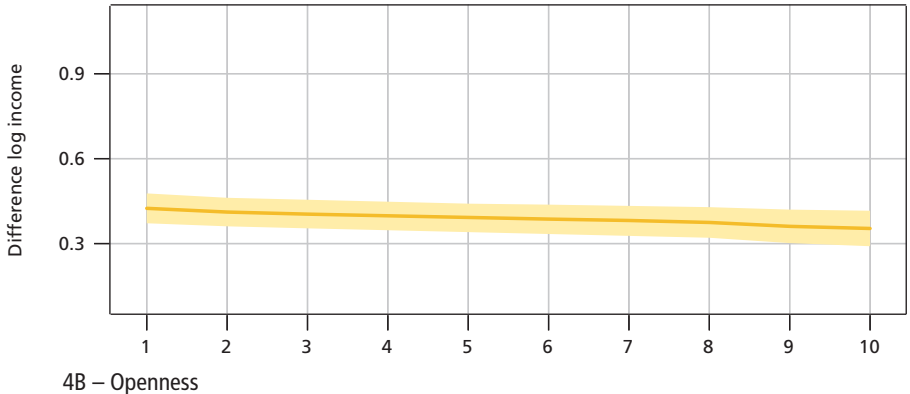
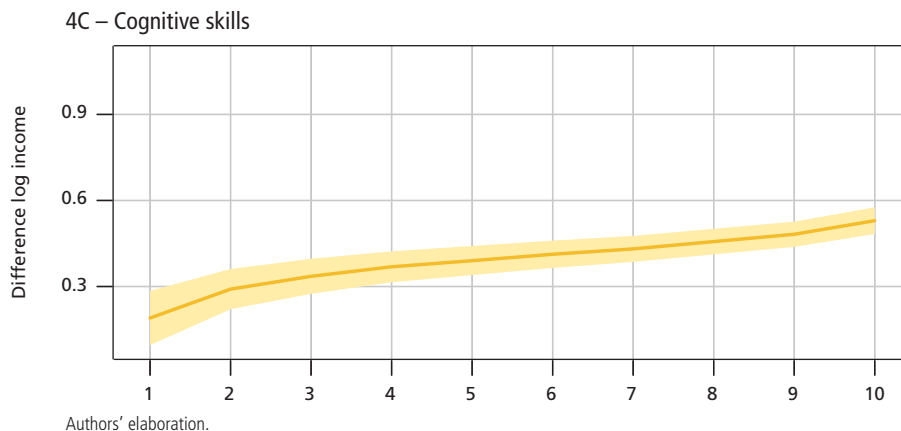


FIGURE 4
Effects of tertiary education on log income by levels of cognitive skills, self-regulation, and openness
4A – Self-regulation





5 CONCLUSION

This paper estimates the heterogeneous income returns to higher education in Brazil, using a structural factor model that accounts for unobserved heterogeneity of cognitive and non-cognitive latent skills. We use Brazilian cross-sectional data that includes scores for literacy and numeracy, and measures for three dimensions of non-cognitive skills: self-concept, self-regulation, and openness to experience. We deal directly with endogeneity of schooling decision by modeling it as a function of observable characteristics and latent abilities. Based on the model estimates, we simulate the counterfactual scenarios with and without tertiary education to estimate the ATE of college education on individual income.

Our main results indicate that college education impact in income is 43%. To address the question of whether college education brings benefits to people with lower levels of skills, we also estimate the ATE for deciles of the distribution of cognitive and non-cognitive skills. We find that the ATE varies more over the distribution of cognitive skills than of non-cognitive skills, but higher education college generates benefits even to individuals in the lowest levels of both types of skills. Among the dimensions of non-cognitive skills, ATE varies consistently only over the distribution of self-concept and indicates that managing and leadership occupations, followed by college educated workers, might value this skill relatively more.

We also find weak evidence that the occupations taken up by college educated workers value cognitive skills relatively more, while non-cognitive skills are more relevant to workers with no college education. Finally, we confirm that latent skills highly influence schooling decisions, especially cognitive skills.

In Brazil, in contrast with other Latin-American countries, higher education brings high returns in terms of income, that seem to benefit even those with low levels of skills. However, these results do not directly translate in recommendations to expand the access to higher education even more, as they are relative to the average effect and not the marginal effect. It is possible that those that might enter college with eventual expansions would benefit less. Moreover, our study compares those with college education with all other schooling attainment, so that the marginal gains from high school degree to college education are possibly lower.

REFERENCES

- ABAY, K. A.; BLALOCK, G.; BERHANE, G. Locus of control and technology adoption in developing country agriculture: evidence from Ethiopia. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 143, p. 98-115, 2017.
- ACOSTA, P.; MULLER, N.; SARZOSA, M. **Beyond qualifications: returns to cognitive and socio-emotional skills in Colombia**. Washington: World Bank, Sept. 2015. (Policy Research Working Paper, n. 7430).
- BANKS, J.; O'DEA, C.; OLDFIELD, Z. Cognitive function, numeracy and retirement saving trajectories. **The Economic Journal**, v. 120, n. 548, p. 381-410, Nov. 2011.
- BINELLI, C.; MENEZES-FILHO, N. A. Why Brazil fell behind in college education? **Economics of Education Review**, v. 72, p. 80-106, 2019.
- BUCHMUELLER, G. **Non-cognitive skills and the returns to education: do non-cognitive skills explain part of the returns to education?** Bonn: IZA, Jan. 2019.
- CARD, D. Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems. **Econometrica**, v. 69, n. 5, p. 1127-1160, Sept. 2001.
- CARNEIRO, P.; HANSEN, K. T.; HECKMAN, J. J. **Estimating distributions of treatment effects with an application to the returns to schooling and measurement of the effects of uncertainty on college**. Cambridge, United States: NBER, 2003. (Working Paper Series, n. 9546).
- CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J.; VYTLACIL, E. J. Estimating marginal returns to education. **American Economic Review**, v. 101, n. 6, p. 2754-2781, Oct. 2011.
- CARRANZA, J. E.; FERREYRA, M. M. Increasing higher education access: supply, sorting, and outcomes in Colombia. **Journal of Human Capital**, v. 13, n. 1, p. 95-136, 2019.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J. The technology of skill formation. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 31-47, May 2007.

CUNNINGHAM, W.; TORRADO, M. P.; SARZOSA, M. **Cognitive and non-cognitive skills for the Peruvian labor market**: addressing measurement error through latent skills estimations. Washington: World Bank, Feb. 2016. (Policy Research Working Paper, n. 7550).

EDIN, P.-A. et al. The rising return to noncognitive skill. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 14, n. 2, p. 78-100, Apr. 2022.

GONG, X.; ZHU, R. Cognitive abilities, non-cognitive skills, and gambling behaviors. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 165, p. 51-69, Sept. 2019.

GONZÁLEZ-VELOSA, C. et al. **Returns to higher education in Chile and Colombia**. [S. l.]: IDB, Mar. 2015. (Working Paper Series, n. IDB-WP-587).

HECKMAN, J. J. et al. **Education, health and wages**. Cambridge, United States: NBER, Mar. 2014. (Working Paper, n. 19971).

HECKMAN, J. J.; HUMPHRIES, J. E.; VERAMENDI, G. Returns to education: the causal effects of education on earnings, health, and smoking. **Journal of Political Economy**, v. 126, p. 197-246, Oct. 2018.

HECKMAN, J. J.; STIXRUD, J.; URZÚA, S. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. **Journal of Labor Economics**, v. 24, n. 3, p. 411-482, 2006. Retrieved from: <https://doi.org/10.1086/504455>.

JUDGE, T. A. et al. The core self-evaluations scale: development of a measure. **Personnel Psychology**, v. 56, n. 2, p. 303-331, 2003.

KEJRIWAL, M.; LI, X.; TOTTY, E. The efficacy of ability proxies for estimating the returns to schooling: a factor model-based evaluation. **Journal of Applied Economics**, v. 39, n. 1, p. 3-21, Jan. 2024.

KRISHNAKUMAR, J.; NOGALES, R. Education, skills and a good job: a multidimensional econometric analysis. **World Development**, v. 128, p. 1-56, 2020.

LIMA, A. L. D. Estudo especial sobre analfabetismo e competências socioemocionais na população adulta brasileira. In: INSTITUTO PAULO MONTENEGRO; INSTITUTO AYRTON SENNA (coord.). **Estudo especial sobre alfabetismo e competências socioemocionais na população adulta brasileira**. São Paulo: eduLab21, Dec. 2016. p. 8-29.

LUIK, M.-A.; STEINHARDT, M. F. Immigrant-native differences in stockholding: the role of cognitive and non-cognitive skills. **Journal of Empirical Finance**, v. 38, p. 103-119, 2016.

MONTOYA, A. M.; NOTON, C.; SOLIS, A. **Returns to higher education: vocational education vs college**. Santiago: CEA/University of Chile, 2017. (Documentos de Trabajo, n. 334).

NYBOM, M. The distribution of lifetime earnings returns to college. **Journal of Labor Economics**, v. 35, n. 4, p. 903-952, 2017.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance 2022: OECD indicators**. Paris: OECD Publishing, Oct. 2022. Retrieved from: <https://doi.org/10.1787/3197152b-en>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance 2023: OECD indicators**. Paris: OECD Publishing, Sept. 2023. Retrieved from: <https://doi.org/10.1787/e13bef63-en>.

OREOPOULOS, P.; PETRONIJEVIC, U. **Making college worth it: a review of research on the returns to higher education**. Cambridge, United States: NBER, May 2013. (Working Paper, n. 19053).

PRIMI, R. et al. Development of an inventory assessing social and emotional skills in Brazilian youth. **European Journal of Psychological Assessment**, v. 32, n. 1, p. 5-16, 2016.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a decennial review of the global literature. **Education Economics**, v. 26, n. 5, p. 445-458, 2018.

RODRÍGUEZ, J.; URZÚA, S.; REYES, L. Heterogeneous economic returns to postsecondary degrees: evidence from Chile. **Journal of Human Resources**, v. 51, n. 2 p. 416-460, 2016.

ROY, A. D. Some thoughts on the distribution of earnings. **Oxford Economic Papers**, v. 3, n. 2, p. 135-146, June 1951.

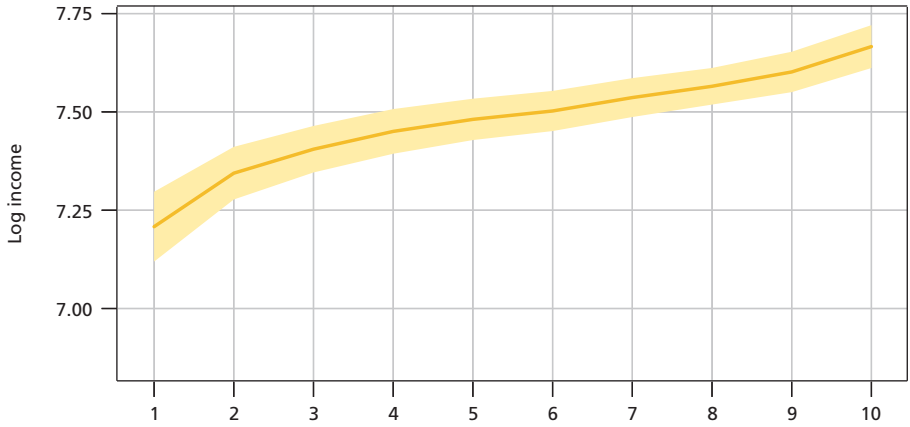
SARZOSA, M.; URZÚA, S. Implementing factor models for unobserved heterogeneity in Stata. **The Stata Journal**, v. 16, n. 1, p. 197-228, Mar. 2016.

STRÖMBÄCK, C. et al. Does self-control predict financial behavior and financial well-being? **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, v. 14, p. 30-38, June 2017.

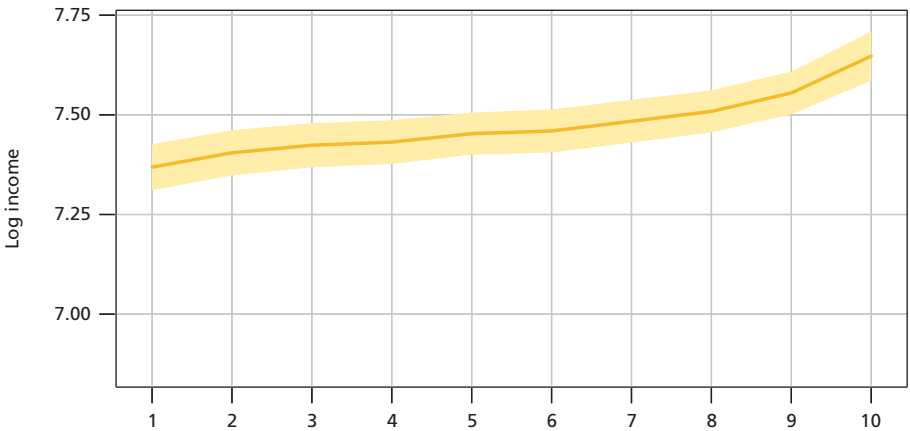
URZÚA, S. Racial labor market gaps the role of abilities and schooling choices. **Journal of Human Resources**, v. 43, n. 4, p. 919-971, 2008.

APPENDIX A

FIGURE A.1
Predicted log income by levels of cognitive and non-cognitive skills
A.1A – Tertiary education: cognitive skills



A.1B – Tertiary education: non-cognitive skills



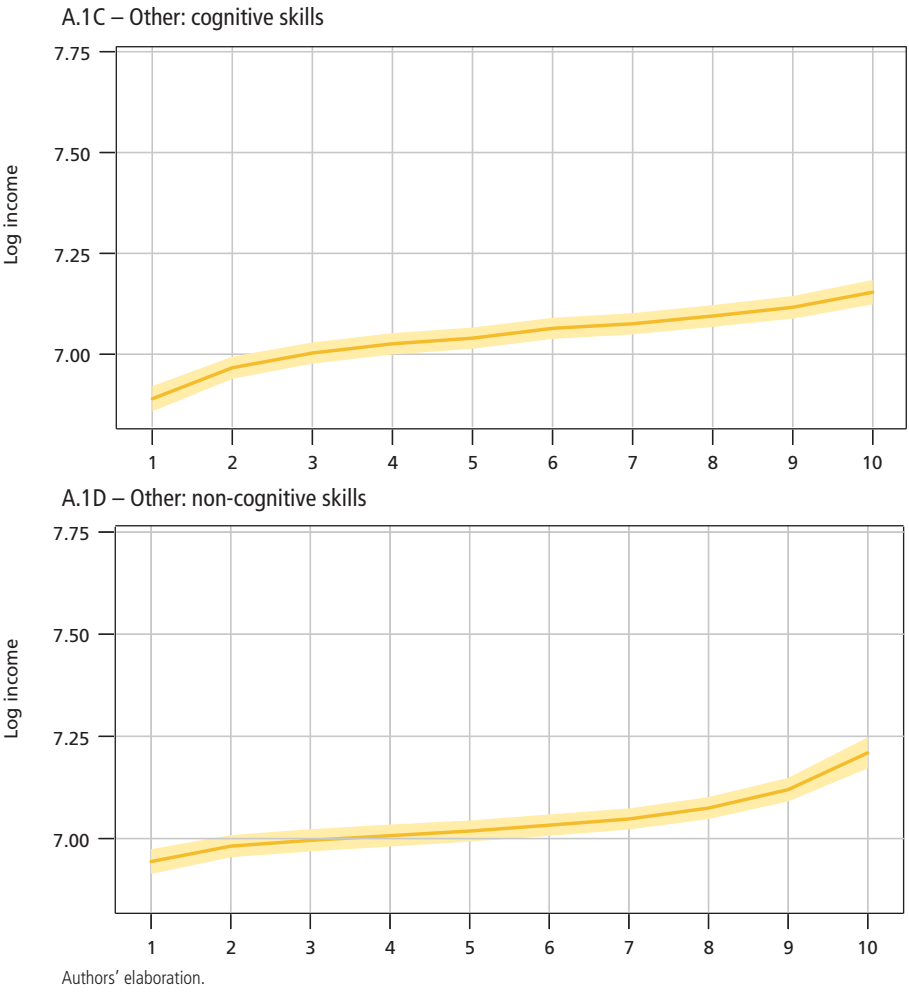
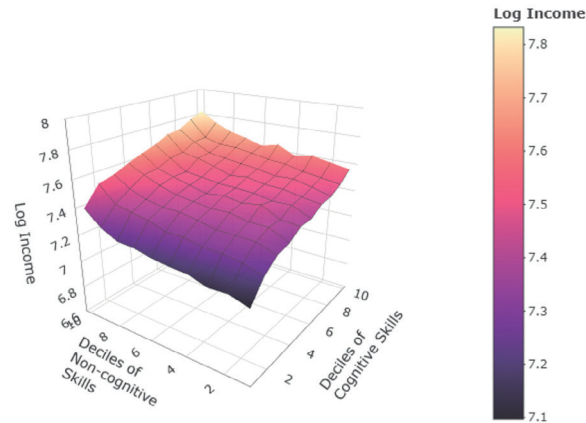
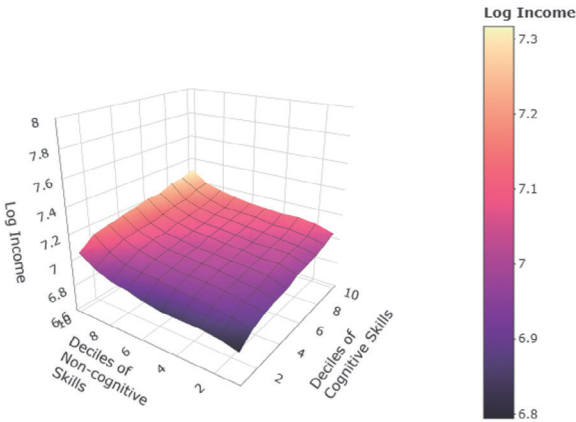


FIGURE A.2
Predicted log income by levels of the joint distribution of cognitive and non-cognitive skills
A.2A – Tertiary education



A.2B – Other



Authors' elaboration.
Obs.: Figure whose layout and texts could not be formatted due to the technical characteristics of the original files (Publisher's note).

Table A.1 shows estimates of the structural model using only observations whose income was not originally missing. We observe that estimates for skills direct impacts on income have similar magnitudes as those in table 3, but estimate for non-cognitive skills in the scenario with higher education loses significance. However, the impact of non-cognitive skills on higher education choice reduces, which indicates that income missing values are non-randomly distributed over skills' levels.

TABLE A.1
Structural estimations: income and latent skills: no income imputation

Independent variables	Dependent variable		
	Tertiary education	Log income	
		Tertiary education	Other
	(1)	(2)	(3)
Cognitive	0.812*** (0.113)	0.176* (0.100)	0.127*** (0.033)
Non-cognitive	0.068 (0.147)	0.160 (0.118)	0.110* (0.058)
Age when started school	-0.018 (0.024)	-	-
40-59 years old	-0.073 (0.138)	0.419*** (0.118)	0.056 (0.052)
60 years old or more	-0.347 (0.295)	0.744*** (0.272)	-0.095 (0.087)
Black or indigenous	-0.284** (0.145)	-0.072 (0.126)	-0.080 (0.054)
Female	0.286** (0.128)	-0.259** (0.105)	-0.461*** (0.049)
Mother completed middle school	0.430** (0.195)	-0.131 (0.162)	0.182** (0.086)
Mother completed high school	0.671*** (0.184)	0.117 (0.137)	0.077 (0.091)
Father completed middle school	0.905*** (0.196)	0.174 (0.156)	0.225** (0.095)
Father completed high school	0.924*** (0.196)	0.045 (0.151)	0.139 (0.100)
Constant	-1.645*** (0.353)	7.296*** (0.279)	6.989*** (0.112)
Observations	740	740	740

Authors' elaboration.

Note: 1. Structural estimations of log income on observable characteristics and latent factors. Regressions further controlled for regional fixed effects. Sample of 22 to 65 years-old individuals. Literacy, numeracy, and computer ability are scores for cognitive ability, self-regulation, openness, and self-concept are scores for non-cognitive abilities. Column 1 shows results for the schooling choice (equation 1) and columns 2 and 3 show estimates for, respectively, individuals that concluded tertiary education and the others.

2. Standard errors in parenthesis.

3. Significance: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; and * $p < 0.10$.

TABLE A.2
Conditional means by levels of schooling

	Data	Model
$E(Y_0 D = 0)$	7.007 (0.024)	7.043 (0.001)
$E(Y_1 D = 1)$	7.548 (0.047)	7.474 (0.002)

Authors' elaboration.

Originais submetidos em: ago. 2019.
Última versão recebida em: fev. 2025.
Aprovada em: fev. 2025.

SOBRE-EDUCAÇÃO DOS JOVENS NO BRASIL E DECISÕES INTRAFAMILIARES DE OFERTA DE TRABALHO¹

Guilherme Fonseca Nogueirão²

Solange Ledi Gonçalves³

Daniela Verzola Vaz⁴

A incompatibilidade entre a escolaridade de um trabalhador e o nível educacional exigido para a sua ocupação, chamada “incompatibilidade educacional”, é um problema crescente em países em desenvolvimento, como o Brasil. Trabalhadores sobre-educados apresentam menor produtividade e menores níveis de satisfação no trabalho, além de sofrerem penalidade salarial. Indivíduos jovens e recém-formados estão especialmente sujeitos à sobre-educação, que demonstra ser uma armadilha para a carreira futura, tornando-se uma situação persistente. Os estudos disponíveis sobre o tema utilizam-se tradicionalmente de modelos individuais de decisão no mercado de trabalho. Todavia, essas decisões são tomadas em um contexto familiar, levando-se em consideração a situação no mercado de trabalho dos outros componentes da família. Assim, este artigo investiga a incompatibilidade educacional no mercado de trabalho brasileiro, para jovens entre 18 e 29 anos na condição de filhos. Aplica-se um modelo de *logit* binomial aos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) entre os anos de 2012 e 2019, acrescentando-se uma abordagem familiar para a oferta de trabalho desses jovens. Encontra-se efeito negativo na probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens associado à renda dos pais, enquanto a presença de pais sobre-educados está associada a maiores probabilidades de sobre-educação entre os filhos jovens. Destacam-se os efeitos marginais de variáveis demográficas, com jovens mulheres apresentando menor probabilidade de sobre-educação, ao passo que filhos jovens domiciliados em áreas rurais ou trabalhadores nos setores agrário ou industrial estão associados a maiores probabilidades.

Palavras-chave: sobre-educação; incompatibilidade educacional; economia da família.

OVER-EDUCATION OF YOUTH IN BRAZIL AND INTRAFAMILY LABOR SUPPLY DECISIONS

The mismatch between a worker's level of education and the educational level required by their occupation, known as “educational mismatch”, is a growing problem in developing countries such as Brazil. Overeducated workers exhibit lower productivity, lower levels of job satisfaction, and wage penalties. Young and newly graduated individuals are particularly prone to overeducation, which often proves to be a career trap, becoming a persistent situation. Available studies on the subject traditionally adopt unitary models for labor market choices. However, these choices are made in a household context, taking into account the labor market placement of other household members. Thus, this article investigates educational mismatch in the Brazilian labor market for young people aged 18 to 29 in the role of children. A binomial logit model is applied to Continuous PNAD microdata from 2012 to 2019, adding a household approach to the labor supply of the youth. A negative effect on the probability of overeducation among the youth is associated with parental income, while

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art2>.

2. Mestre em economia e desenvolvimento pela Universidade Federal de São Paulo (Unifesp). E-mail: guilherme.f.nogueirao@gmail.com.

3. Professora do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP). E-mail: solange.goncalves@usp.br.

4. Professora do Departamento de Economia da Unifesp. E-mail: daniela.vaz@unifesp.br.

the presence of overeducated parents is linked to higher probabilities of overeducation among the youth. Marginal effects of demographic variables are highlighted: young women present a lower probability of overeducation, while youth domiciled in rural areas or working in the agricultural or industrial sectors are associated with higher probabilities.

Keywords: overeducation; educational mismatch; household economics.

JEL: I21; J24; D10.

1 INTRODUÇÃO

A incompatibilidade educacional⁵ caracteriza-se pela diferença entre a escolaridade acumulada de um trabalhador e o nível educacional exigido para o desempenho de sua ocupação.⁶ É possível dividir esse fenômeno em duas categorias: sobre-educação e subeducação. Quando um trabalhador tem escolaridade superior à necessária para sua ocupação, ele é sobre-educado. Já a subeducação ocorre quando o trabalhador apresenta escolaridade inferior à exigida pelo cargo.

A evidência de impactos negativos da sobre-educação no rendimento dos trabalhadores está, há muito tempo, bem estabelecida na literatura econômica (Leuven e Oosterbeek, 2011). Mais recentemente, observam-se evidências de impactos não pecuniários do fenômeno, como na satisfação profissional (Green e Zhu, 2010). Verifica-se também a persistência da condição, que constitui uma armadilha para indivíduos jovens, já mais suscetíveis à sobre-educação (Santos *et al.*, 2021; Meroni e Vera-Toscano, 2017).

Mesmo que a incompatibilidade educacional atinja parcela relevante do mercado de trabalho em países em desenvolvimento, estudos sobre seus determinantes em tais países ainda são escassos (Battu e Bender, 2020). Na elaboração desses estudos, características próprias do mercado de trabalho de países em desenvolvimento, como as altas taxas de informalidade, devem ser observadas (Handel, 2019). Essas características se mostram relevantes no Brasil, uma vez que, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o país apresentava 25,6% de sua população ocupada composta por jovens (faixa de 14 a 29 anos) em 2019, no período pré-pandemia de covid-19 (IBGE, 2020). Para o mesmo período, a informalidade demonstrava grande importância no mercado de trabalho brasileiro, atingindo 41,6% da população ocupada (IBGE, 2020).

Destaca-se também a escassez de estudos que incorporem uma abordagem familiar à análise da sobre-educação. Notadamente, o salário de reserva e a decisão de

5. O termo "incompatibilidade educacional" aqui empregado é uma tradução do termo em inglês "*educational mismatch*", que é amplamente utilizado na literatura internacional para designar os conceitos de sobre-educação (*overeducation*) e subeducação (*undereducation*) no mercado de trabalho.

6. A situação em que um trabalhador exerce função compatível com seu nível educacional, mas em área de atuação diferente de sua capacitação, também é considerada incompatibilidade educacional. Essa forma de incompatibilidade, chamada de "horizontal", não é foco deste trabalho.

ofertar trabalho de um indivíduo são afetados pelo conjunto de decisões de mercado de trabalho de outros componentes da família. A literatura sobre economia do trabalho, com o enfoque em modelos familiares, vem demonstrando o ganho da incorporação dessa perspectiva na análise econômica (Donni e Molina, 2018).

A compreensão da relação entre a incompatibilidade educacional e as dinâmicas familiares de oferta de trabalho apresenta elevado potencial de contribuição para a formulação de políticas públicas voltadas aos principais determinantes da sobre-educação e capazes de atenuar os efeitos de choques de mercado de trabalho sobre os outros membros da família – como os jovens.

Assim, este artigo objetiva analisar como variáveis familiares de mercado de trabalho correlacionam-se com a oferta de trabalho por jovens em sobre-educação que se encontram na condição de filhos nos domicílios brasileiros. Com esse intuito, estima-se um modelo *logit* binomial para a probabilidade de sobre-educação dos jovens, com a incorporação de variáveis de mercado de trabalho dos pais, bem como variáveis demográficas dos jovens, como fatores explicativos. Para tanto, são utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), do IBGE.

Portanto, a contribuição do trabalho revela-se na expansão do corpo de evidências sobre a relação entre incompatibilidade educacional e oferta de trabalho familiar no Brasil. A investigação dos determinantes familiares da sobre-educação entre jovens representa, em si, uma contribuição à ainda escassa literatura.

Ressalta-se que, por motivos de simplificação metodológica, o estudo foca uma estrutura familiar específica, analisando domicílios com pais e filhos. Outros arranjos familiares podem apresentar resultados diversos.

Entre os resultados encontrados, observa-se um efeito negativo da renda do trabalho dos pais na probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens, acompanhado de um efeito positivo da condição de sobre-educação dos pais na mesma probabilidade. Destaca-se também uma menor probabilidade de sobre-educação entre filhas jovens mulheres, além de uma maior probabilidade de sobre-educação entre filhos jovens domiciliados em áreas rurais ou empregados nos setores agrário e industrial. O efeito do sexo sobre a condição de sobre-educação pode estar relacionado com as diferentes decisões de mercado de trabalho entre filhos jovens homens e mulheres. Já áreas rurais, bem como os setores agrário e industrial, podem não apresentar um mercado de trabalho com demanda compatível ao nível educacional dos filhos jovens.

Este artigo divide-se em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 desenvolve uma revisão bibliográfica, de modo a contextualizar e a amparar conceitualmente o trabalho; a seção 3 apresenta a metodologia; a seção 4 expõe os resultados e a discussão; e, por fim, a seção 5 trata das considerações finais sobre o trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Incompatibilidade educacional

O fenômeno da sobre-educação constitui um campo consolidado da literatura sobre economia do trabalho, que se debruçou sobre suas causas e consequências nas últimas décadas. Por muito tempo, os estudos consideraram os trabalhadores com um mesmo grau de educação como substitutos perfeitos uns dos outros, negligenciando a heterogeneidade não observada relacionada às habilidades adquiridas (Leuven e Oosterbeek, 2011).⁷

Chevalier (2003), em esforço inicial para a solução dessa questão, caracteriza a sobre-educação aparente como aquela definida apenas pelo nível educacional e a sobre-educação real como a determinada pelas habilidades adquiridas pelo trabalhador. Nesse sentido, a sinalização das habilidades de um trabalhador é possível por meio da percepção da sua qualidade educacional. Atualmente, modelos econométricos com controle de efeitos fixos⁸ e com utilização de questionários que diferenciam a sobre-educação aparente e a real buscam superar a barreira da heterogeneidade.

Um aspecto importante da incompatibilidade educacional são seus impactos ao longo do ciclo de vida dos indivíduos. Green e Zhu (2010) estimam os custos da sobre-educação para os indivíduos em termos de insatisfação com o trabalho, encontrando forte associação entre sobre-educação real e insatisfação dos trabalhadores na Grã-Bretanha. Piper (2015), em estudo para o Reino Unido, analisa o efeito da sobre-educação na satisfação geral com a vida,⁹ encontrando um impacto negativo.

Além dos níveis mais baixos de satisfação, a sobre-educação pode ter efeitos negativos nas carreiras dos indivíduos no longo prazo. Há uma vasta discussão na literatura sobre os efeitos da aceitação de um emprego de nível educacional inferior, sob o ponto de vista da mobilidade na carreira (Leuven e Oosterbeek, 2011). Uma situação de sobre-educação, no início da carreira, poderia ser vista como uma escolha ótima, considerando-se futuras promoções. No entanto, Meroni e Vera-Toscano (2017) revelam que, para indivíduos recém-graduados, aceitar um emprego em situação de sobre-educação é uma armadilha para a carreira futura, tornando-se uma situação persistente. Esses efeitos tornam a alta incidência de sobre-educação em uma economia um ponto de preocupação, uma vez que,

7. Modelos clássicos que não controlam a heterogeneidade dos trabalhadores podem ser vistos em Duncan e Hoffman (1981), Tsang e Levin (1985), Verdugo e Verdugo (1989) e Cohn (1992).

8. Na análise de dados em painel, as variáveis não observadas e constantes no tempo (como as habilidades dos indivíduos) devem ser tratadas para controle do viés de variável omitida. Um modelo com controle de efeitos fixos considera que os efeitos não observados são arbitrariamente correlacionados às variáveis explicativas e, portanto, devem ser tratados como um parâmetro a ser estimado (Wooldridge, 2010).

9. O autor utiliza no estudo dados provenientes da Pesquisa de Painel Domiciliar Britânico (*British Household Panel Survey* – BHPS), pesquisa conduzida de 1991 a 2007. A partir de 1996, o BHPS incorporou, em seu questionário, perguntas diretas sobre a satisfação geral com a vida (Piper, 2015).

associados à penalidade salarial e à maior taxa de rotatividade comumente encontradas, podem gerar elevação do desemprego e diminuição da massa salarial.

Leuven e Oosterbeek (2011) fazem ampla revisão bibliográfica e encontram as incidências médias de sobre-educação aparente até então observadas no mercado de trabalho por continente: 37% nos Estados Unidos/Canadá, 30% na Europa, 26% na Ásia e 24% na América Latina. Em princípio, a sobre-educação é mais prevalente em países desenvolvidos, onde o nível médio de escolaridade dos trabalhadores é alto. Portanto, historicamente, a literatura sobre o fenômeno em países desenvolvidos é vasta. Contudo, recentemente, McGuinness, Bergin e Whelan (2018) encontraram taxas de sobre-educação estáticas ou declinantes em países europeus, associadas a políticas com foco em educação vocacional e a mercados de trabalho mais flexíveis e igualitários.

Em contrapartida, com a recente expansão do ensino superior e com o crescimento do nível médio de escolaridade em países em desenvolvimento, a sobre-educação pode se tornar relevante nessas economias. Mesmo assim, a literatura sobre o tema em países em desenvolvimento ainda é recente. Battu e Bender (2020) revisam essa literatura e concluem que a maioria dos países estudados apresentam taxas de sobre-educação relativamente altas, além de penalidades salariais em linha com as encontradas na literatura tradicional. Esses resultados recentes aparentemente contrariam a análise convencional de que a sobre-educação seria menos incidente em países em desenvolvimento.

Os determinantes tradicionais para a incompatibilidade educacional estão relacionados à adequação da oferta à demanda de mão de obra, destacando-se a presença de altas taxas de fricção no mercado de trabalho. Sob esse argumento, a assimetria informacional dificultaria que trabalhadores e empregadores compatíveis se encontrassem prontamente no mercado de trabalho, gerando um choque de incompatibilidade, de caráter transitório (Battu e Bender, 2020). Handel, Valerio e Sánchez-Puerta (2016) apontam que problemas de fricção são comuns, mas mais frequentes para alguns grupos, como jovens e entrantes no mercado de trabalho, e que parte dos trabalhadores afetados por tal incompatibilidade, aparentemente transitória, pode nunca se recuperar.

Outros determinantes da incompatibilidade educacional comumente considerados são os efeitos do ciclo de vida, bem como as preferências individuais dos trabalhadores. Na ótica do ciclo de vida, trabalhadores jovens e inexperientes poderiam aceitar empregos incompatíveis no início de suas carreiras, de maneira transitória, buscando melhores posições ou promoções ao longo de suas vidas (Leuven e Oosterbeek, 2011). Já as preferências individuais tendem a afetar pessoas desempregadas, jovens, mulheres e mães, entre outros, que podem preferir empregos incompatíveis com seu nível de escolaridade, devido a vantagens não pecuniárias (Battu e Bender, 2020).

Altas taxas de informalidade no mercado de trabalho também parecem estar relacionadas com maior incidência de incompatibilidade educacional (Handel, 2019). Essa relação, característica de países em desenvolvimento, ainda foi pouco estudada. Battu e Bender (2020) argumentam que trabalhadores altamente qualificados que não encontram empregos no setor formal podem se ver obrigados a aceitar empregos incompatíveis no setor informal.

Finalmente, outro fator fortemente associado à incidência de incompatibilidade educacional é a qualidade do sistema educacional. Ordine e Rose (2009) modelam a relação entre qualidade educacional e sobre-educação no mercado de trabalho, encontrando resultados que corroboram esse fator como um importante determinante da incompatibilidade educacional. Essa relação, no entanto, ainda é pouco estudada em países em desenvolvimento, que apresentam falta de sistemas educacionais fortemente estabelecidos e alta variabilidade em qualidade educacional. Tal cenário pode levar a uma maior incidência de sobre-educação aparente, além de maiores níveis gerais de incompatibilidade educacional pela escassez de habilidades no mercado de trabalho (Battu e Bender, 2020).

2.2 Evidências para o Brasil

Alguns estudos averigam a incidência do fenômeno no Brasil, utilizando dados em corte transversal (Santos, 2002; Diaz e Machado, 2008) ou em painel e controle de efeitos fixos (Reis, 2017; Annegues e Souza, 2020; Marioni, 2020). Ao mesmo tempo, Santos *et al.* (2021) demonstram a persistência da sobre-educação para indivíduos que aceitam o primeiro emprego em incompatibilidade educacional no Brasil, corroborando a literatura internacional.

Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), Marioni (2020) encontra cerca de metade dos trabalhadores brasileiros em situação de incompatibilidade educacional, sendo 24,67% sobre-educados e 25,67% subeducados. Reis (2017) utiliza dados da PNAD Contínua e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), ambas conduzidas pelo IBGE, encontrando que cerca de 40% dos indivíduos que completaram o ensino médio são sobre-educados. Marioni (2020) também simula a correção da incompatibilidade (tanto pela mudança dos níveis educacionais quanto dos empregos), o que não leva a impactos macroeconômicos relevantes, uma vez que a simetria entre sobre-educação e subeducação parece cancelar esses efeitos.

Esses trabalhos focam a mensuração da incidência de incompatibilidade educacional e os seus efeitos nos retornos salariais. Outros estudos investigam os determinantes da incompatibilidade educacional no Brasil, sua evolução temporal e sua relação com o ensino superior (Oliveira e Machado, 2013; Reis, 2020, 2021, 2023). Oliveira e Machado (2013) investigam a relação entre a mobilidade

ocupacional e a incompatibilidade educacional sob efeito de condições cíclicas, concluindo que a qualidade das alocações no mercado de trabalho brasileiro é pró-cíclica e dependente da demanda por trabalho. Já Reis (2020) testa a probabilidade de sobre-educação para egressos das redes pública e privada de ensino, demonstrando que indivíduos egressos da rede pública de ensino médio (ou da rede privada de ensino superior) têm maior probabilidade de sobre-educação. Reis (2020) considera a rede pública de ensino médio e a rede privada de ensino superior como de qualidade educacional média inferior às suas respectivas contrapartes, o que se colocaria como um determinante da sobre-educação entre egressos.

Tais estudos apresentam resultados relevantes para o contexto brasileiro, contudo ainda existem muitas lacunas a serem exploradas. A investigação dos determinantes sociais e educacionais revela-se como um próximo passo necessário no desenvolvimento da literatura nacional.

2.3 Economia da família

Durante grande parte de sua história, a teoria microeconômica considerou o indivíduo como unidade tomadora de decisões. Todavia, decisões de consumo e de produção são usualmente tomadas em contexto familiar. Ou seja, as decisões de um indivíduo são afetadas pelas decisões dos outros membros da família ou do domicílio. Tomar esse contexto em consideração na análise microeconômica representa uma alteração fundamental no modelo tradicional de um indivíduo com uma função utilidade. A família como unidade de análise apresenta funções utilidade diversas para seus componentes, respeitando uma restrição orçamentária conjunta, além de tomada de decisões dinâmica.

A pedra fundamental dessa área da teoria econômica foi posta por Becker (1974), em artigo seminal que define as bases do modelo unitário da economia da família. No modelo unitário, a família é vista como um objeto único, cuja coesão implica uma análise tradicional. Configura-se, portanto, um problema de maximização clássico, com uma única função utilidade representativa para toda a família. No entanto, essa abordagem apresenta sérias limitações em relação à dinâmica intrafamiliar, uma vez que assume um único membro da família com poder de controle e de monitoramento sobre o uso dos recursos familiares compartilhados (Alderman *et al.*, 1995).

Assim, a partir da década de 1980, os estudos buscam trazer para o centro da discussão as relações intrafamiliares, considerando seus impactos na análise econômica. Manser e Brown (1980) incorporam conceitos de teoria dos jogos na economia da família, permitindo avanço na análise da barganha intrafamiliar e de seus diferentes equilíbrios. Todavia, é Chiappori (1988) que generaliza o modelo em que os componentes da família apresentam preferências individuais distintas.

A contribuição desse trabalho seminal, juntamente com sua sequência (Chiappori, 1992), consolida a abordagem dos chamados modelos coletivos de economia da família (Donni e Molina, 2018).

Segundo Alderman *et al.* (1995), os modelos coletivos podem ser divididos entre cooperativos e não cooperativos. Os modelos cooperativos assumem que a barganha intrafamiliar é sempre Pareto eficiente, isto é, a utilidade de um membro da família não pode ser melhorada sem prejuízo de outro membro. Tal premissa implica necessariamente a utilização de jogos cooperativos com equilíbrios eficientes. Já os modelos não cooperativos adotam diferentes orçamentos dentro de uma mesma família, assumindo que indivíduos não entram em contratos rígidos entre si. Dessa maneira, a alocação de recursos de um membro é definida individualmente e em resposta às decisões dos outros membros. Os modelos não cooperativos, portanto, nem sempre levam a equilíbrios eficientes.

Desde sua consolidação, a pesquisa em economia da família foi prolífica, com uma grande gama de publicações teóricas e empíricas (Donni e Molina, 2018). Contribuições empíricas recentes apontam para a importância da barganha intrafamiliar na decisão de oferta de trabalho (Campaña, Gimenez-Nadal e Molina, 2018), bem como para a alocação dos recursos entre os integrantes da família (Molina, Gimenez-Nadal e Velilla, 2018). Tais achados demonstram a relevância do modelo coletivo nas análises econômicas.

Muitos estudos, mesmo com modelos coletivos, não consideram os filhos jovens como tomadores de decisão em uma família. Entretanto, as evidências encontradas na literatura empírica apontam em sentido oposto (Dauphin *et al.*, 2011). No Brasil, Cabanas *et al.* (2016) demonstram que as decisões entre estudo e oferta de trabalho dos jovens são afetadas pela renda dos pais de maneira assimétrica (com maior importância para a renda da mãe). Já Gonçalves (2017) utiliza uma abordagem familiar, para analisar a oferta de trabalho de jovens vivendo com os pais, bem como desenvolve um modelo estrutural de busca por emprego familiar com foco na análise das decisões de oferta de trabalho de mães e de filhos.

Há, ainda, a questão do efeito do trabalhador adicional para filhos jovens. Choques de mercado de trabalho em um membro da família, como a perda de emprego ou a diminuição continuada da renda, afetam a decisão de oferta de trabalho dos demais. Em geral, a literatura sobre efeito do trabalhador adicional volta-se para modelos de oferta de trabalho relacionados a casais após choques de mercado de trabalho ocorridos com um cônjuge (Mankart e Oikonomou, 2016; García-Pérez e Rendon, 2020). Contudo, é possível que esse mesmo efeito seja observado entre filhos jovens que passam por choques de mercado de trabalho ocorridos com os pais, afetando sua propensão a ofertar trabalho. Oliveira, Rios-Neto e Oliveira (2014) fazem um esforço inicial de verificação de tal efeito nos jovens no Brasil,

encontrando resultados significativos apenas para choques em chefes de domicílio homens, e concluindo pela necessidade de maiores investigações.

Por fim, a análise do jovem na dinâmica intrafamiliar se faz ainda mais relevante, quando consideramos que esse grupo está especialmente sujeito ao desemprego, à rotatividade e a menores rendimentos. No Brasil, a vulnerabilidade dos jovens no mercado de trabalho é amplamente verificada (Corseuil e Botelho, 2014).

3 METODOLOGIA E TRATAMENTO DOS DADOS

3.1 Modelo econométrico

A identificação da incompatibilidade educacional é realizada por meio da comparação da escolaridade do indivíduo (medida em anos de estudo) com a escolaridade requerida pela ocupação. Segundo McGuinness, Pouliakas e Redmond (2017), são três os métodos de mensuração da escolaridade requerida: subjetivo, empírico e avaliação de ocupações. O método subjetivo é baseado na autoavaliação do trabalhador, que determina subjetivamente o nível de habilidades ou de educação exigido por sua ocupação. Já o método empírico baseia-se no cálculo da mediana (ou da moda) do nível educacional de trabalhadores em determinada ocupação. Por fim, o método da avaliação de ocupações utiliza-se de um dicionário de profissões que determina, pela avaliação de uma junta de especialistas, a escolaridade requerida para cada função.

No Brasil, o método comumente utilizado é o da avaliação de ocupações, uma vez que dispomos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), do MTE, de 2010. A CBO apresenta uma avaliação da educação requerida (mínima e máxima) para 607 ocupações, analisadas por um painel de especialistas. As ocupações avaliadas na CBO podem ser associadas àquelas na PNAD Contínua, permitindo a aferição da incompatibilidade educacional. Em particular, a variável de sobre-educação é construída a partir da associação entre CBO e PNAD Contínua, desenvolvida por Reis (2017) e disponibilizada para este trabalho.

É comum, na literatura, que a incompatibilidade educacional seja tomada como variável independente, com o objetivo de relacioná-la a uma penalidade salarial. Neste trabalho, de acordo com a proposta de investigação dos determinantes do fenômeno no Brasil, a sobre-educação é tomada como variável dependente. Ou seja, verifica-se a probabilidade de estar empregado sob incompatibilidade educacional.

Para tanto, é possível estimar a probabilidade de sobre-educação por meio de um modelo econométrico de *logit* binomial. Segundo Wooldridge (2010), tal modelo é dado pela expressão a seguir.

$$P(Y_i = 1|x_i) = G(x_i\beta) \quad (1)$$

Na fórmula (1), Y_i é uma variável binária que assume o valor 1, em caso de sobre-educação, e 0, caso contrário (não incompatibilidade); G denota a função de distribuição acumulada de uma variável aleatória logística padrão; $\mathbf{x}_i$ é um vetor-linha de variáveis explanatórias – que contém variáveis individuais e familiares; e $\boldsymbol{\beta}$, o vetor-coluna dos parâmetros associados a essas variáveis.

O efeito parcial de uma variável explanatória contínua (X_{ij}) sobre a probabilidade de sucesso, mantidas constantes as demais variáveis explanatórias, pode ser calculado da seguinte maneira:

$$\frac{\partial P(Y_i=1|\mathbf{x}_i)}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})}{\partial X_{ij}} = \beta_j g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

Na fórmula (2), β_j é o parâmetro associado a X_{ij} e $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$ é a função de densidade de probabilidade da distribuição logística padrão. É possível verificar que $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) = G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})[1 - G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})]$. Como se vê, o efeito parcial de X_{ij} é variável e depende dos valores das demais variáveis explanatórias.

Como G é uma função de distribuição acumulada estritamente crescente, $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$ será sempre positivo. Consequentemente, o efeito parcial de X_{ij} sobre a probabilidade modelada terá sempre o mesmo sinal de β_j . No entanto, para conhecer a magnitude desse efeito, é preciso estimar a expressão anterior. Neste trabalho, foram considerados os pontos médios das covariadas para fins de cálculo dos efeitos marginais.

No caso de X_{ij} ser uma variável binária, seu efeito sobre a probabilidade de sucesso, quando seu valor muda de 0 para 1, mantendo-se as demais variáveis constantes, é dado por:

$$P(Y_i = 1|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i(k-1)}, 1) - P(Y_i = 1|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i(k-1)}, 0) = \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)} \right] - \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i(k-1)}\beta_{k-1})}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i(k-1)}\beta_{k-1})} \right] \quad (3)$$

Dessa forma, por meio do modelo *logit* binomial, será possível investigar os efeitos de possíveis determinantes familiares e demográficos na sobre-educação. O quadro 1, a seguir, apresenta as variáveis de interesse utilizadas nas regressões. Primeiramente, serão estimadas as probabilidades de sobre-educação para filhos jovens em função da renda logaritmizada dos pais, além da condição ocupacional e da sobre-educação destes. Em seguida, serão realizados exercícios de heterogeneidade, diferenciando-se as regressões por sexo e por faixa etária dos filhos jovens, analisando-se separadamente as famílias biparentais e as monoparentais com a presença de mãe.

QUADRO 1
Lista de variáveis adotadas no *logit* binomial

Variável	Descrição	Tipo de variável
Overeducation	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação.	Dependente
Ocupação (pai)	Variável categórica que identifica a condição ocupacional do pai (ocupado, desocupado ou inativo).	Explicativa
Ocupação (mãe)	Variável categórica que identifica a condição ocupacional da mãe (ocupada, desocupada ou inativa).	Explicativa
Ocupação interação (pai x mãe)	Variável categórica que representa a interação entre as condições ocupacionais do pai e da mãe.	Explicativa
Ln Renda (pai)	Variável que capta o logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos do pai.	Explicativa
Ln Renda (mãe)	Variável que capta o logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos da mãe.	Explicativa
Overeducation (pai)	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação do pai.	Explicativa
Overeducation (mãe)	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação da mãe.	Explicativa
Over interação (pai x mãe)	Variável binária que representa a interação entre as presenças de sobre-educação do pai e da mãe.	Explicativa
Região	Variável categórica que identifica a localização do domicílio entre as cinco macrorregiões do Brasil, com o Sudeste como categoria de base.	Controle
Urbano	Variável categórica que identifica o tipo de área do domicílio (rural, urbano não metropolitano e urbano metropolitano), com urbano não metropolitano como categoria de base.	Controle
Anos de educação	Anos de educação declarados.	Controle
Idade	Idade declarada, medida em anos, utilizada como <i>proxy</i> para experiência no mercado de trabalho.	Controle
Idade ²	Quadrado da idade declarada.	Controle
Formal	Variável binária que identifica ocupação no setor formal.	Controle
Mulher	Variável binária que identifica o sexo declarado, adotando-se homens como categoria de base.	Controle
Preto/pardo	Variável binária que identifica a raça declarada, separada em dois grupos: branca/amarela (adotada como base) e preta/parda.	Controle
Ano da entrevista	Identifica o ano da entrevista, para controle de sazonalidade.	Controle
Trimestre	Identifica o trimestre da entrevista, para controle de sazonalidade.	Controle

Elaboração dos autores.

3.2 Base de dados e recorte amostral

Para o desenvolvimento deste artigo, são utilizados os microdados da PNAD Contínua. Esta é uma pesquisa domiciliar de abrangência nacional conduzida pelo IBGE, em caráter definitivo, desde janeiro de 2012. Seu objetivo é a produção de informações que sirvam de insumo para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país, bem como para o acompanhamento das flutuações dos indicadores de trabalho e de rendimento. A pesquisa é realizada por meio de coleta trimestral

em uma amostra de domicílios, em esquema de rotação 1-2(5). Nesse esquema, cada domicílio é entrevistado em um mês e sai da amostra nos dois meses seguintes, sendo esse ciclo repetido cinco vezes.

A PNAD Contínua constitui a melhor base disponível para a condução do estudo, uma vez que apresenta um conjunto muito diversificado de características demográficas e sociais dos respondentes. Além disso, trata-se da base mais abrangente de indicadores de mão de obra e de rendimentos das famílias no Brasil. Alguns estudos sobre incompatibilidade educacional utilizam a Rais, o que também seria uma possibilidade para este trabalho. Porém, algumas vantagens justificam a escolha pela PNAD Contínua: i) é uma pesquisa domiciliar e apresenta variáveis de todos os membros das famílias; ii) possibilita identificar se o indivíduo está inativo; e iii) cobre a dinâmica do mercado de trabalho como um todo, considerando tanto o setor formal como o informal, cujas características podem determinar comportamentos diferentes dos trabalhadores.

Neste artigo, utiliza-se a primeira entrevista de cada domicílio das divulgações trimestrais da PNAD Contínua, entre 2012 e 2019. Em que pese existirem dados posteriores a esse período, optou-se por limitar a análise até o ano de 2019, uma vez que, a partir do ano de 2020, houve um choque atípico no mercado de trabalho ocasionado pela pandemia de covid-19, com impactos cuja análise foge do escopo deste trabalho.

A amostra é restrita aos filhos jovens. São considerados jovens todos os indivíduos, entre 18 e 29 anos de idade, cuja condição no domicílio é aquela de filho ou de enteado. A exploração de relações intrafamiliares diversas, com jovens em outras condições domiciliares (chefes ou cônjuges), não é objeto deste estudo. Jovens cuja declaração de cor ou de raça consta como *indígena* ou *ignorada* foram excluídos da amostra, uma vez que há baixa representatividade e dificuldade de alocação nos grupos de cor ou de raça definidos (branca/amarela e preta/parda). Todas as variáveis foram ponderadas pelo peso trimestral com correção de não entrevista com pós-estratificação pela projeção de população. Já os rendimentos foram atualizados a preços do quarto trimestre de 2019, utilizando-se os deflatores trimestrais regionalizados disponibilizados pelo IBGE.

Apenas indivíduos com relação de parentesco são considerados para a formação do domicílio, excluindo-se agregados, conviventes, pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. Para a investigação dos efeitos das relações intrafamiliares, foram criadas variáveis que detectam os rendimentos efetivos mensais de todos os trabalhos, a condição ocupacional e a eventual ocorrência de sobre-educação dos pais e das mães dos jovens. A amostra compreende um total de 185.366 filhos jovens ocupados, que podem ter sua compatibilidade educacional avaliada. Destes, 73.082 encontram-se sobre-educados, representando uma taxa de 39,43%.

Quanto à distribuição de frequências das variáveis demográficas para os filhos jovens da amostra, destaca-se uma maior concentração de sobre-educados entre os homens do que entre as mulheres. Além disso, percebe-se uma maior concentração de sobre-educados em áreas rurais, concomitante a uma menor concentração em áreas urbanas metropolitanas. Essas frequências estão expostas na tabela 1.

TABELA 1

Distribuição de filhos jovens ocupados não sobre-educados e sobre-educados (Em %)

Variáveis	Não sobre-educados	Sobre-educados	Total
Sexo			
Mulher	68,72	31,28	100,00
Homem	55,13	44,87	100,00
Raça			
Branco/amarelo	60,26	39,74	100,00
Preto/pardo	60,86	39,14	100,00
Urbano/rural			
Urbano metropolitano	64,73	35,27	100,00
Urbano não metropolitano	59,74	40,26	100,00
Rural			
Monoparentalidade	48,89	51,11	100,00
Biparentais	59,26	40,74	100,00
Monoparentais (mãe)	63,88	36,12	100,00
Monoparentais (pai)	61,08	38,92	100,00
Condição ocupacional pai			
Pai ocupado	58,68	41,32	100,00
Pai desocupado	63,98	36,02	100,00
Pai inativo	61,55	38,45	100,00
Condição ocupacional mãe			
Mãe ocupada	59,91	40,09	100,00
Mãe desocupada	63,46	36,54	100,00
Mãe inativa	61,21	38,79	100,00
Total geral	60,57	39,43	100,00

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Nota-se que apenas 35,27% dos filhos jovens domiciliados em áreas metropolitanas encontram-se em condição de sobre-educação, ante 51,11% dos filhos jovens em áreas rurais. Essa diferença nas taxas pode ser causada pela baixa demanda de trabalho qualificado em áreas rurais, cuja economia pode não ser dinâmica o suficiente para comportar a oferta de trabalho. Tal cenário é possível, mesmo quando a oferta de trabalho não é altamente qualificada.

A tabela 2 exhibe o teste de diferenças de médias para as variáveis utilizadas na regressão. São apresentadas as médias para os grupos de filhos jovens não

sobre-educados e sobre-educados, bem como a sua diferença e o nível de significância estatística correspondente. Apenas as variáveis *idade* e *Centro-Oeste* não apresentam diferenças de médias estatisticamente significativas. Os resultados confirmam que filhos jovens sobre-educados são, em média, mais frequentemente homens e moradores de áreas rurais. Os filhos jovens sobre-educados também são mais frequentemente provenientes de famílias com pais ocupados e em sobre-educação, em média.

TABELA 2

Teste de diferenças de médias para variáveis explicativas e de controle

Variável	Média		Diferença
	Não sobre-educados	Sobre-educados	
Ln Renda pai	7,4222	7,3713	0,0509***
Ln Renda mãe	7,0595	7,0288	0,0307***
Pai ocupado	0,7708	0,7993	-0,0285***
Pai desocupado	0,0267	0,0208	0,0058***
Pai inativo	0,2025	0,1799	0,0227***
Mãe ocupada	0,5392	0,5550	-0,0158***
Mãe desocupada	0,0279	0,0241	0,0038***
Mãe inativa	0,4329	0,4208	0,0121***
Pai sobre-educado	0,2032	0,2339	-0,0307***
Mãe sobre-educada	0,1882	0,2230	-0,0347***
Anos de educação	10,9600	12,2419	-1,2819***
Idade	22,8888	22,8752	0,0136
Homem	0,5731	0,7041	-0,1311***
Branco/amarelo	0,4297	0,4424	-0,0127***
Metropolitano	0,4016	0,3233	0,0783***
Rural	0,2019	0,3038	-0,1018***
Urbano não metropolitano	0,4143	0,3940	0,0203***
Norte	0,1198	0,1310	-0,0111***
Nordeste	0,3095	0,2891	0,0204***
Sudeste	0,2957	0,2813	0,0144***
Centro-Oeste	0,0962	0,0944	0,0019
Sul	0,1787	0,2042	-0,0255***

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, de 2012 a 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

Assim, a análise descritiva indica as hipóteses de que ser mulher e domiciliada em áreas urbanas são fatores protetores à sobre-educação entre indivíduos jovens na condição de filho ou de enteado. Ela sugere, ainda, que um filho jovem decide aceitar um trabalho em sobre-educação, levando em consideração a renda do trabalho, a condição no mercado de trabalho e a situação quanto à sobre-educação de seus pais. Tais hipóteses serão testadas por meio das regressões logísticas e apresentadas na próxima seção.

4 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados da aplicação do *logit* binomial em diferentes modelos. A tabela 3 exibe os resultados para a equação contendo o logaritmo dos rendimentos efetivos mensais de todos os trabalhos dos pais, além de variáveis relativas ao jovem. As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados para equações contendo, entre as variáveis explanatórias, a condição ocupacional dos pais e a sua situação em relação à sobre-educação, respectivamente.

As regressões foram testadas para três grupos: i) famílias monoparentais com a presença do pai; ii) famílias monoparentais com a presença da mãe; e iii) famílias biparentais. Todas as regressões apresentam controles para a sazonalidade.

As tabelas 3 e 4 compreendem a amostra total, uma vez que não apresentam restrição na seleção de indivíduos.¹⁰ Por sua vez, a tabela 5 apresenta uma amostra restrita aos filhos jovens com pais ocupados, resultando em um número menor de observações em comparação às tabelas anteriores.

Conforme explicitado na tabela 3, as variáveis *Ln Renda pai* e *Ln Renda mãe* apresentam efeito negativo sobre a probabilidade de sobre-educação do jovem. Para famílias biparentais, tudo o mais constante, um aumento incremental na renda logaritmizada do pai está associado a uma diminuição de 0,13 ponto percentual (p.p.) na probabilidade de o jovem estar sobre-educado, em média. Similarmente, um aumento incremental na renda logaritmizada da mãe associa-se, em média, a uma diminuição de 0,10 p.p. na probabilidade de sobre-educação do jovem. Nos gráficos de A.1 a A.6 do apêndice deste trabalho, são trazidas representações gráficas, elaboradas com base nos resultados do modelo estimado para as famílias biparentais, da probabilidade prevista de sobre-educação para diferentes níveis de rendimento dos pais. Nesse exercício, observa-se que, conforme aumenta a renda dos pais, diminui a probabilidade de sobre-educação, independentemente do perfil demográfico do jovem, isto é, independentemente de seu sexo, cor ou raça e localização do domicílio.

10. Em se tratando dos pais inativos, desocupados ou, ainda, ocupados, porém sem rendimento do trabalho, realizou-se a substituição das rendas nulas pelo valor 1, garantindo-se, assim, a existência do logaritmo natural, pois $\ln(1) = 0$.

Já em famílias monoparentais, um aumento incremental na renda logaritimizada da mãe associa-se a uma diminuição de 0,19 p.p. na probabilidade de o jovem estar sobre-educado, em média. Em contrapartida, não é observada significância estatística do coeficiente para a renda logaritimizada do pai em famílias monoparentais.

Esses resultados apresentam consonância com a hipótese de que a qualidade educacional tem efeito sobre a probabilidade de sobre-educação. O investimento em educação dos filhos jovens tende a acompanhar o nível de rendimento dos pais. Maiores investimentos em educação podem levar a uma qualidade educacional mais alta e, por consequência, a menores níveis de sobre-educação. Em contraste, filhos jovens que receberam educação de menor qualidade, por menor investimento, tendem mais frequentemente à sobre-educação. É importante ressaltar que, neste cenário, o investimento educacional é afetado pela renda passada dos pais, e não pela renda corrente. Todavia, é possível que as rendas passada e corrente sejam altamente correlacionadas. Da mesma maneira, a escolaridade dos pais também pode estar correlacionada ao investimento educacional nos filhos jovens.

Outra via pela qual a renda dos pais pode afetar a probabilidade de sobre-educação é o salário de reserva. Filhos jovens com maior renda disponível por meio da barganha intrafamiliar podem apresentar salários de reserva mais elevados, diminuindo a pressão pela aceitação de um emprego em sobre-educação.

Além da renda, destaca-se que a probabilidade de estar sobre-educado é, em média, 16,32 p.p. menor para filhas jovens mulheres em famílias biparentais, *ceteris paribus*, confirmando a hipótese anteriormente levantada de que o sexo seria um fator protetor na probabilidade de sobre-educação entre filhos jovens. Ao mesmo tempo, filhos jovens declarados pretos ou pardos em famílias biparentais apresentam probabilidade, em média, 4,11 p.p. superior de sobre-educação, tudo o mais constante.

A formalidade e o setor de atuação também apresentam grande importância. A probabilidade de sobre-educação demonstra-se, em média, 8,95 p.p. menor para filhos jovens em famílias biparentais ocupados no setor formal, *ceteris paribus*. Concomitantemente, a ocupação no setor agrário ou no industrial está associada a maiores probabilidades de sobre-educação, com efeitos de 31,44 p.p. e de 20,32 p.p., respectivamente.

Reforça-se, portanto, a relevância da utilização de bases de dados capazes de captar o mercado de trabalho informal, como a PNAD Contínua. Já os elevados efeitos marginais associados ao setor de atuação também apontam para a importância de estudos que incorporem a heterogeneidade dos setores no mercado de trabalho, bem como de maiores investigações sobre o *matching* horizontal, qual seja, aquele entre o campo de estudo e a área de atuação.

No que tange às diferenças regionais, filhos jovens em famílias biparentais domiciliados na região Nordeste apresentam probabilidade, em média, 1,26 p.p.

menor para sobre-educação, em relação a filhos jovens domiciliados no Sudeste. As regiões Centro-Oeste e Sul, contudo, estão associadas a maiores probabilidades de sobre-educação em comparação à região Sudeste, com 1,06 p.p. e 2,40 p.p., respectivamente.

Por fim, filhos jovens domiciliados em áreas rurais demonstram probabilidade de sobre-educação em média 4,28 p.p. superior àqueles domiciliados em áreas urbanas não metropolitanas, tudo o mais constante. Já filhos jovens em áreas metropolitanas têm probabilidade, em média, 4,94 p.p. menor de estarem sobre-educados, quando comparados aos domiciliados em áreas urbanas não metropolitanas, *ceteris paribus*.

TABELA 3

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a renda dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Ln Renda pai	-0,006 (0,010)	-0,0013	-	-	-0,006** (0,003)	-0,0013
Ln Renda mãe	-	-	-0,010** (0,004)	-0,0019	-0,005** (0,003)	-0,001
Anos de educação	0,288*** (0,014)	0,0588	0,277*** (0,006)	0,0558	0,288*** (0,004)	0,0597
Idade	0,050 (0,159)	0,0103	0,286*** (0,063)	0,0578	0,338*** (0,040)	0,0701
Idade ²	-0,001 (0,003)	-0,0002	-0,006*** (0,001)	-0,0013	-0,008*** (0,001)	-0,0016
Mulher	-0,704*** (0,080)	-0,1416	-0,756*** (0,030)	-0,1522	-0,789*** (0,019)	-0,1632
Preto/pardo	0,294*** (0,079)	0,0598	0,207*** (0,031)	0,0417	0,199*** (0,020)	0,0411
Formal	-0,461*** (0,078)	-0,0945	-0,456*** (0,031)	-0,0928	-0,429*** (0,019)	-0,0895
Setor agrário	1,157*** (0,125)	0,2469	1,143*** (0,058)	0,2454	1,463*** (0,032)	0,3144
Setor industrial	0,935*** (0,108)	0,1994	0,904*** (0,040)	0,1929	0,934*** (0,027)	0,2032
Norte	0,091 (0,113)	0,0186	0,105** (0,046)	0,0213	0,009 (0,031)	0,0018
Nordeste	-0,060 (0,094)	-0,0123	-0,033 (0,036)	-0,0067	-0,061*** (0,024)	-0,0126
Sul	0,121 (0,098)	0,0249	0,070* (0,041)	0,0142	0,115*** (0,024)	0,024
Centro-Oeste	-0,073 (0,111)	-0,0148	0,021 (0,045)	0,0042	0,051* (0,029)	0,0106
Rural	0,222*** (0,103)	0,0467	0,166*** (0,046)	0,0348	0,201*** (0,024)	0,0428
Metropolitano	-0,191** (0,081)	-0,0389	-0,252*** (0,031)	-0,0509	-0,239*** (0,021)	-0,0494

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Observações	7.405	-	47.717	-	130.224	-
Ano	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

A condição ocupacional dos pais, contida na tabela 4, não apresenta resultados estatisticamente significativos. Contudo, as variáveis de controle, nesse modelo, apresentam resultados alinhados com o modelo-base (tabela 3), que considera os rendimentos dos pais.

TABELA 4
Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a condição de ocupação dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Pai desocupado	-0,350 (0,220)	-0,0692	-	-	0,009 (0,057)	0,0031
Pai ocupado	-0,001 (0,081)	-0,0002	-	-	0,039 (0,029)	0,0078
Mãe desocupada	-	-	0,088 (0,075)	0,0179	-0,024 (0,061)	-0,0178
Mãe ocupada	-	-	-0,009 (0,031)	-0,0019	0,021 (0,041)	0,0044
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	-	-	-0,007 (0,023)	-
Anos de educação	0,286*** (0,014)	0,0585	0,275*** (0,006)	0,0555	0,286*** (0,004)	0,0592
Idade	0,051 (0,159)	0,0104	0,286*** (0,063)	0,0579	0,337*** (0,040)	0,0699
Idade ²	-0,001 (0,003)	-0,0002	-0,006*** (0,001)	-0,0013	-0,008*** (0,001)	-0,0016
Mulher	-0,706*** (0,080)	-0,1419	-0,756*** (0,030)	-0,1520	-0,787*** (0,019)	-0,163
Preto/pardo	0,299*** (0,079)	0,0608	0,209*** (0,031)	0,0420	0,202*** (0,020)	0,0418
Formal	-0,457*** (0,078)	-0,0937	-0,455*** (0,031)	-0,0926	-0,427*** (0,019)	-0,0890

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Setor agrário	1,154*** (0,125)	0,2461	1,147*** (0,058)	0,2463	1,464*** (0,032)	0,3146
Setor industrial	0,933*** (0,108)	0,1988	0,905*** (0,040)	0,1932	0,937*** (0,027)	0,2037
Norte	0,085 (0,113)	0,0174	0,108** (0,406)	0,0221	0,010 (0,031)	0,0020
Nordeste	-0,057 (0,094)	-0,0116	-0,026 (0,036)	-0,0052	-0,052** (0,024)	-0,0108
Sul	0,116 (0,098)	0,0239	0,071* (0,041)	0,0144	0,112*** (0,025)	0,0235
Centro-Oeste	-0,081 (0,111)	-0,0164	0,020 (0,045)	0,0041	0,046 (0,029)	0,0096
Rural	0,224** (0,103)	0,0469	0,175*** (0,046)	0,0369	0,210*** (0,024)	0,0448
Metropolitano	-0,188** (0,081)	-0,0383	-0,256*** (0,031)	-0,0516	-0,242*** (0,021)	-0,0500
Observações	7.405	-	47.717	-	130.224	-
Anos	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

Já a tabela 5 apresenta os resultados para o modelo com a sobre-educação dos pais como variável de interesse. Nesse modelo, destaca-se a sobre-educação da mãe. Filhos jovens, em famílias biparentais (modelo 3) com mãe sobre-educada apresentam, em média, probabilidade de sobre-educação 2,20 p.p. mais alta, *ceteris paribus*. Do mesmo modo, filhos jovens com pai sobre-educado estão associados a uma probabilidade de sobre-educação 1,55 p.p. maior, a um menor nível de significância. Esse resultado aponta para uma possível correlação intergeracional da sobre-educação. Uma das possíveis vias para a ocorrência desse fenômeno é pelo efeito desencorajamento, pois, em vista da dificuldade dos pais de encontrar um trabalho compatível com seu nível de escolaridade, os filhos jovens podem ser mais propensos a aceitar a condição de sobre-educação. Novamente, as variáveis de controle apresentam resultados de acordo com o modelo-base.

TABELA 5

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a sobre-educação dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Sobre-educação pai	0,207*** (0,100)	0,0430	-	-	0,075** (0,038)	0,0155
Sobre-educação mãe	-	-	0,064 (0,044)	0,0132	0,105*** (0,040)	0,0220
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,04 (0,069)	0,0083
Anos de educação	0,277*** (0,017)	0,0568	0,273*** (0,008)	0,0555	0,288*** (0,006)	0,0598
Idade	0,133 (0,194)	0,0273	0,284*** (0,083)	0,0579	0,401*** (0,061)	0,0832
Idade²	-0,003 (0,004)	-0,0005	-0,006*** (0,002)	-0,0013	-0,009*** (0,001)	-0,0019
Mulher	-0,718*** (0,093)	-0,1450	-0,708*** (0,040)	-0,1440	-0,728*** (0,027)	-0,1514
Preto/pardo	0,283*** (0,093)	0,0576	0,171*** (0,039)	0,0348	0,203*** (0,031)	0,0421
Formal	-0,403*** (0,092)	-0,0831	-0,447*** (0,040)	-0,0918	-0,452*** (0,028)	-0,0946
Setor agrário	1,257*** (0,140)	0,2682	1,332*** (0,082)	0,2882	1,757*** (0,049)	0,3702
Setor industrial	0,908*** (0,125)	0,1940	0,923*** (0,053)	0,1991	0,916*** (0,040)	0,2005
Norte	0,063 (0,133)	0,0130	0,088 (0,058)	0,0180	-0,136*** (0,045)	-0,0280
Nordeste	0,044 (0,114)	0,0090	0,002 (0,046)	0,0003	-0,138*** (0,036)	-0,0285
Sul	0,178 (0,120)	0,0367	0,019 (0,051)	0,0038	0,084** (0,034)	0,0175
Centro-Oeste	-0,063 (0,132)	-0,0127	-0,008 (0,053)	-0,0017	-0,003 (0,041)	-0,0006
Rural	0,113 (0,124)	0,0238	0,137** (0,063)	0,0289	0,186*** (0,036)	0,0397
Metropolitano	-0,291*** (0,095)	-0,0597	-0,246*** (0,039)	-0,0501	-0,259*** (0,031)	-0,0539
Observações	5.090	-	27.428	-	59.425	-
Ano	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

4.1 Exercícios de heterogeneidade

Nesta seção, são apresentados dois exercícios de heterogeneidade, conforme as tabelas 6 e 7, a seguir. Os três modelos exibidos na seção anterior foram re-estimados separadamente para filhos jovens do sexo feminino e masculino (tabela 6), bem como para dois grupos etários distintos, o de filhos jovens entre 18 e 22 anos e o de filhos jovens entre 23 e 29 anos (tabela 7), para famílias biparentais. No apêndice, apresentam-se os mesmos exercícios para as famílias monoparentais com a presença da mãe.

TABELA 6

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por sexo: famílias biparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Ln Renda pai	-0,012*** (0,005)	-0,003 (0,003)	-	-	-	-
Ln Renda mãe	0,006 (0,004)	-0,012 (0,003)	-	-	-	-
Pai desocupado	-	-	0,186** (0,088)	-0,083 (0,073)	-	-
Pai ocupado	-	-	-0,032 (0,051)	0,075** (0,036)	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,204** (0,104)	0,056 (0,074)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,045 (0,066)	-0,009 (0,051)	-	-
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	0,027 (0,037)	-0,023 (0,028)	-	-
Sobre-educação pai	-	-	-	-	-0,018 (0,061)	0,133*** (0,046)
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,103 (0,066)	0,11** (0,049)
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,088 (0,117)	0,002 (0,086)
Anos de educação	0,329*** (0,008)	0,272*** (0,005)	0,327*** (0,008)	0,270*** (0,005)	0,345*** (0,012)	0,264*** (0,007)
Idade	0,387*** (0,069)	0,306*** (0,050)	0,386*** (0,069)	0,306*** (0,050)	0,437*** (0,101)	0,356*** (0,078)
Idade ²	-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,01*** (0,002)	-0,008*** (0,002)
Mulher	-	-	-	-	-	-
Preto/pardo	0,135*** (0,034)	0,242*** (0,025)	0,138*** (0,034)	0,245*** (0,025)	0,128*** (0,049)	0,257*** (0,039)
Formal	-0,372*** (0,032)	-0,450*** (0,025)	-0,367*** (0,032)	-0,449*** (0,025)	-0,408*** (0,046)	-0,467*** (0,036)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Setor agrário	2,465*** (0,082)	1,280*** (0,034)	2,440*** (0,082)	1,285*** (0,034)	2,758*** (0,096)	1,491*** (0,055)
Setor industrial	1,259*** (0,048)	0,785*** (0,030)	1,260*** (0,048)	0,789*** (0,030)	1,227*** (0,073)	0,762*** (0,045)
Norte	0,116** (0,051)	-0,051 (0,037)	0,115** (0,052)	-0,048 (0,037)	0,029 (0,074)	-0,225*** (0,054)
Nordeste	0,023 (0,039)	-0,112*** (0,029)	0,031 (0,039)	-0,103*** (0,029)	-0,021 (0,058)	-0,210*** (0,044)
Sul	0,117*** (0,039)	0,106*** (0,031)	0,114*** (0,039)	0,104*** (0,031)	0,103* (0,055)	0,067 (0,043)
Centro-Oeste	0,168*** (0,046)	-0,020 (0,035)	0,163*** (0,046)	-0,025 (0,035)	0,127* (0,065)	-0,085* (0,050)
Rural	0,326*** (0,040)	0,140*** (0,028)	0,328*** (0,040)	0,153*** (0,028)	0,191*** (0,057)	0,175*** (0,044)
Metropolitano	-0,227*** (0,033)	-0,252*** (0,027)	-0,230*** (0,033)	-0,255*** (0,027)	-0,239*** (0,050)	-0,280*** (0,038)
Observações	47.266	82.958	47.266	82.958	22.587	36.838
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.
2. O - indica dados inexistentes.
3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

TABELA 7
Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por faixa etária do jovem: famílias biparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ln Renda pai	-0,003 (0,004)	-0,009** (0,004)	-	-	-	-
Ln Renda mãe	-0,010*** (0,004)	-0,001 (0,004)	-	-	-	-
Pai desocupado	-	-	-0,087 (0,085)	0,101 (0,080)	-	-
Pai ocupado	-	-	0,077 (0,048)	0,021 (0,036)	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,064 (0,082)	0,049 (0,094)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,023 (0,066)	0,040 (0,050)	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	-0,034 (0,037)	-0,001 (0,029)	-	-
Sobre-educação pai	-	-	-	-	0,018 (0,049)	0,142*** (0,054)
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,087* (0,052)	0,114* (0,060)
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,088 (0,096)	-0,021 (0,102)
Anos de educação	0,423*** (0,008)	0,216*** (0,005)	0,421*** (0,008)	0,214*** (0,005)	0,426*** (0,012)	0,197*** (0,0008)
Idade	1,768*** (0,309)	-0,535*** (0,184)	1,782*** (0,309)	-0,533*** (0,184)	2,418*** (0,438)	-0,659** (0,291)
Idade ²	-0,043*** (0,008)	0,009*** (0,004)	-0,044*** (0,008)	0,009*** (0,004)	-0,060*** (0,011)	0,012*** (0,006)
Mulher	-0,965*** (0,027)	-0,665*** (0,027)	-0,963*** (0,027)	-0,664*** (0,027)	-0,914*** (0,037)	-0,561*** (0,040)
Preto/pardo	0,193*** (0,029)	0,198*** (0,027)	0,197*** (0,029)	0,201*** (0,027)	0,199*** (0,042)	0,214*** (0,043)
Formal	-0,534*** (0,028)	-0,330*** (0,028)	-0,532*** (0,028)	-0,327*** (0,028)	-0,529*** (0,040)	-0,356*** (0,043)
Setor agrário	1,703*** (0,043)	1,301*** (0,044)	1,706*** (0,043)	1,300*** (0,044)	1,994*** (0,065)	1,581*** (0,071)
Setor industrial	1,053*** (0,038)	0,823*** (0,035)	1,057*** (0,038)	0,824*** (0,035)	1,030*** (0,053)	0,789*** (0,057)
Norte	0,028 (0,043)	0,014 (0,040)	0,031 (0,043)	0,013 (0,041)	-0,09 (0,060)	-0,156** (0,063)
Nordeste	-0,058* (0,033)	-0,050 (0,032)	-0,049 (0,033)	-0,042 (0,032)	-0,072 (0,049)	-0,182*** (0,051)
Sul	0,134*** (0,034)	0,092*** (0,033)	0,130*** (0,034)	0,090*** (0,033)	0,112** (0,047)	0,052 (0,050)
Centro-Oeste	0,073* (0,040)	0,035 (0,041)	0,069 (0,040)	0,029 (0,041)	0,054 (0,053)	-0,051 (0,062)
Rural	0,246*** (0,032)	0,155*** (0,033)	0,258*** (0,032)	0,163*** (0,033)	0,264*** (0,046)	0,071 (0,054)
Metropolitano	-0,284*** (0,031)	-0,195*** (0,028)	-0,287*** (0,031)	-0,200*** (0,028)	-0,317*** (0,043)	-0,194*** (0,044)
Observações	66.999	63.225	66.999	63.225	33.972	25.453
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

O primeiro exercício, que avalia a heterogeneidade por sexo, denota um possível canal de efeito familiar para os filhos homens em relação à sobre-educação dos pais. A condição de sobre-educação do pai e da mãe associa-se a uma maior probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens homens em famílias biparentais. A mesma associação não demonstra coeficientes estatisticamente significativos para filhas jovens mulheres.

Similarmente, em famílias biparentais, um aumento incremental na renda logaritmizada do pai está associado à diminuição da probabilidade de sobre-educação em filhas jovens mulheres. Inversamente, um aumento incremental na renda logaritmizada da mãe associa-se à diminuição da mesma probabilidade em filhos jovens homens. Tal associação entre a renda da mãe e a probabilidade de sobre-educação em filhos homens é novamente observada em famílias monoparentais (tabela A.1), revelando outro possível canal de efeito familiar. Fica claro, assim, que o efeito de uma unidade de renda do pai não equivale ao de uma unidade de renda da mãe sobre a decisão de trabalho dos jovens, corroborando a importância da divisão da renda familiar entre renda da mãe e renda do pai para a análise, bem como da estimação de seus efeitos em separado para filhos homens e mulheres.

O segundo exercício explicita a heterogeneidade entre duas faixas etárias para os filhos jovens. Nessa avaliação, percebe-se comportamento análogo à associação anterior. A renda logaritmizada do pai exibe significância exclusivamente para a faixa de maior idade, ao passo que a renda logaritmizada da mãe é significativa apenas para a faixa de menor idade. Esse resultado é corroborado na avaliação das famílias monoparentais (tabela A.2).

Portanto, os exercícios de heterogeneidade sugerem canais diversos de efeito familiar para filhos jovens, tanto para homens quanto para mulheres, bem como para diferentes faixas etárias.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A incidência de sobre-educação entre filhos jovens no Brasil mostra-se alta, com 39,43% dos indivíduos na amostra afetados. Considerando-se os efeitos negativos da sobre-educação na produtividade e nos rendimentos, esse é um problema de primeira ordem para os filhos jovens no mercado de trabalho brasileiro. A característica de persistência da condição de sobre-educação é um fator dificultador na solução dessa questão, que se torna dependente de formulação de políticas públicas específicas.

Em vista desse problema, este artigo buscou estudar a relação entre as decisões intrafamiliares de mercado de trabalho e a ocorrência de sobre-educação entre jovens no Brasil, com base nos microdados da PNAD Contínua restritos aos jovens de 18 a 29 anos na condição de filhos.

A contribuição deste trabalho se revela, portanto, na investigação das características do problema da sobre-educação entre jovens no Brasil – um problema prevalente –, com a inclusão do enfoque familiar. As características demográficas e familiares do jovem devem ser observadas na formulação de estratégias futuras. Em particular, destaca-se a alta incidência de sobre-educação entre filhos jovens homens e domiciliados em áreas rurais.

Nota-se que o sexo é um importante fator na probabilidade de sobre-educação. Filhas jovens mulheres apresentam probabilidade 16,32 p.p. menor de serem sobre-educadas. Esse resultado, a princípio contraintuitivo, pode ser explicado pelo recorte amostral e pelas características do mercado de trabalho brasileiro. A necessidade de entrada antecipada no mercado de trabalho pode levar filhos jovens homens a aceitarem mais facilmente um emprego incompatível com seu nível educacional.

Concomitantemente, o dinamismo do mercado de trabalho em áreas metropolitanas mostra-se um fator positivo para o *matching* educacional. Não obstante haja uma tendência de concentração de trabalhadores com alto nível educacional em áreas metropolitanas, os filhos jovens ali domiciliados têm probabilidade 4,94 p.p. menor de estarem sobre-educados. Nesse contexto, a formulação de políticas públicas para a melhora do *matching* educacional entre jovens em áreas rurais demonstra-se necessária.

Os resultados apontam para a existência de correlação entre variáveis de mercado de trabalho dos pais (renda e sobre-educação) e a probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens, indicando mecanismos intrafamiliares na determinação da incompatibilidade educacional. Encontram-se evidências de que o rendimento efetivo mensal de todos os trabalhos dos pais associa-se a uma menor probabilidade relativa de sobre-educação dos filhos jovens. Apesar disso, a renda da mãe não demonstra efeito superior à renda do pai, o que seria uma possível hipótese. Além disso, a renda dos pais apresenta efeitos marginais menores do que aqueles de variáveis demográficas dos filhos jovens. Tais resultados indicam que a preponderância da via da renda familiar disponível alterando o salário de reserva dos filhos jovens está condicionada às heterogeneidades demográficas e, possivelmente, à conjuntura do mercado de trabalho.

A condição ocupacional dos pais (inativos, desocupados ou ocupados) não exhibe resultados significativos. Já os resultados para a sobre-educação dos pais sugerem a existência de correlação intergeracional da sobre-educação, em especial, para filhos jovens com mães sobre-educadas.

Percebe-se que a incompatibilidade educacional no Brasil é um tema que demanda mais estudos. A compreensão de seus determinantes é de grande importância, podendo informar decisões de políticas públicas com foco em melhorias estruturais do mercado de trabalho brasileiro. Futuras expansões do estudo englobam

a inclusão de novas variáveis, a investigação dos efeitos da qualidade educacional e a exploração de arranjos familiares diversos. O corpo de evidências para o fenômeno da sobre-educação no Brasil, e da incompatibilidade educacional como um todo, é crescente, apesar de ainda pequeno. O foco em indivíduos jovens é fundamental para a construção de evidências que alimentem a formulação de políticas públicas voltadas a esse grupo especialmente afetado.

No que concerne a esse último aspecto, McGuinness *et al.* (2019) apontam que parece existir um desalinhamento entre o crescente corpo de evidências, demonstrando o problema da sobre-educação em países em desenvolvimento e a falta de políticas para o seu enfrentamento. Para os autores, isso pode decorrer do fato de que políticas de aumento da oferta de trabalho, como maior acesso à educação superior, são mais facilmente implementadas, além de politicamente mais populares. Além disso, é possível que gestores públicos simplesmente não vejam as altas taxas de sobre-educação como um problema a ser evitado.

Todavia, McGuinness *et al.* (2019) também sugerem algumas iniciativas para políticas públicas, visando à redução dos níveis de sobre-educação em um país em desenvolvimento. Destacam-se políticas de: i) aumento da qualidade educacional, principalmente no ensino superior; ii) atração de investimentos em setores da economia que propiciem a criação de empregos com alta demanda por habilidades; iii) redução da informalidade; iv) aconselhamento de carreira e redução da assimetria de informação no mercado de trabalho; e v) acesso ao ensino secundário e técnico.

No caso brasileiro, de fato, as últimas décadas demonstram um foco em políticas de acesso ao ensino superior – evidentemente necessárias no país, particularmente materializado no Programa Universidade para Todos (Prouni) e no Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (Fies). Tais programas, no entanto, não são acompanhados de metas para o *matching* educacional, o que pode aprofundar o problema da sobre-educação entre seus beneficiários. Dessa forma, seria possível que as atuais políticas públicas de acesso à educação superior observassem um ganho qualitativo com a inclusão de acompanhamentos mais rigorosos em relação à qualidade educacional ofertada pelas instituições de ensino superior participantes, bem como com o direcionamento de cursos ofertados, alinhados às demandas do mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS

ALDERMAN, H. *et al.* Unitary versus collective models of the household: is it time to shift the burden of proof? **World Bank Research Observer**, v. 10, n. 1, p. 1-19, fev. 1995. ISSN: 02573032.

ANNEGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. de F. Retorno salarial do *overeducation*: viés de seleção ou penalização ao excesso de escolaridade? **Revista Brasileira de Economia**, v. 74, n. 2, p. 119-138, abr.-jun. 2020. ISSN: 00347140.

BATTU, H.; BENDER, K. A. Educational mismatch in developing countries: a review of the existing evidence. In: BRADLEY, S.; GREEN, C. (ed.). **The economics of education**: a comprehensive overview. Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 2020. p. 269-289. ISBN: 9780081026458. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/B9780128153918000203?via%3Dihub>.

BECKER, G. S. A theory of marriage: part II. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. S11-S26, mar.-abr. 1974. ISSN: 0022-3808.

CABANAS, P. *et al.* Como as mudanças no trabalho e renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, p. 33-61, dez. 2016.

CAMPAÑA, J. C.; GIMENEZ-NADAL, J. I.; MOLINA, J. A. **Efficient labor supply for latin families**: is the intra-household bargaining power relevant? Alemanha: IZA, 2018. (IZA Discussion Paper, n. 11695).

CHEVALIER, A. Measuring over-education. **Economica**, v. 70, n. 279, p. 509-531, 15 ago. 2003. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0335.t01-1-00296>.

CHIAPPORI, P.-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, v. 56, n. 1, p. 63-90, jan. 1988.

CHIAPPORI, P.-A. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, jun. 1992. ISSN: 0022-3808.

COHN, E. The impact of surplus schooling on earnings: comment. **The Journal of Human Resources**, v. 27, n. 4, p. 679-682, 1992.

CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014.

DAUPHIN, A. *et al.* Are children decision-makers within the household? **Economic Journal**, v. 121, n. 553, p. 871-903, jun. 2011. ISSN: 14680297.

DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. *Overeducation e undereducation* no Brasil: incidência e retornos. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 3, p. 431-460, jul.-set. 2008. ISSN: 01014161.

DONNI, O.; MOLINA, J. A. **Household collective models**: three decades of theoretical contributions and empirical evidence. Alemanha: IZA, out. 2018. (IZA Discussion Paper, n. 11915).

DUNCAN, G. J.; HOFFMAN, S. D. The incidence and wage effects of overeducation. **Economics of Education Review**, v. 1, n. 1, p. 75-86, 1981. ISSN: 02727757.

GARCÍA-PÉREZ, J. I.; RENDON, S. Family job search and wealth: the added worker effect revisited. **Quantitative Economics**, v. 11, n. 4, p. 1431-1459, nov. 2020.

GONÇALVES, S. L. **Income shocks, household job search and labor supply**. 2017. 149 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

GREEN, F.; ZHU, Y. Overqualification, job dissatisfaction, and increasing dispersion in the returns to graduate education. **Oxford Economic Papers**, v. 62, n. 4, p. 740-763, out. 2010. ISSN: 00307653.

HANDEL, M. J. Predictors and consequences of mismatch in developing countries: results from the World Bank STEP survey. In: COMYN, P.; STRIETSKA-ILINA, O. (ed.). **Skills and jobs mismatches in low- and middle-income countries**. 1. ed. Geneva: International Labour Organization, 2019. p. 63-88. ISBN: 9789221315612.

HANDEL, M. J.; VALERIO, A.; SÁNCHEZ-PUERTA, M. L. **Accounting for mismatch in low- and middle-income countries: measurement, magnitudes, and explanations**. 1. ed. Washington: The World Bank, 2016. 129 p. ISBN: 9781464809088.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira – 2020**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. 146 p. (Estudos e Pesquisas: informação demográfica e socioeconômica, n. 43).

LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. Overeducation and mismatch in the labor market. In: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdã: Elsevier, 2011. v. 4, p. 283-326. ISBN: 9780444534446. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53444-6.00003-1>.

MANKART, J.; OIKONOMOU, R. Household search and the aggregate labour market. **The Review of Economic Studies**, v. 84, n. 4, p. 1735-1788, 24 dez. 2016. ISSN: 0034-6527. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/restud/rdw055>.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. **International Economic Review**, v. 21, n. 1, p. 31-44, fev. 1980.

MARIONI, L. da S. Overeducation in the labour market: evidence from Brazil. **Education Economics**, v. 29, n. 1, p. 53-72, mar. 2020. ISSN: 14695782. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09645292.2020.1832201>.

MCGUINNESS, S. *et al.* Skill mismatch in low-and middle-income countries: key synthesis findings and policy recommendations. In: COMYN, P.; STRIETSKA-ILINA, O. (ed.). **Skills and jobs mismatches in low- and middle-income countries**. 1. ed. Geneva: International Labour Organization, 2019. p. 149-193. ISBN: 9789221315612.

MCGUINNESS, S.; BERGIN, A.; WHELAN, A. Overeducation in Europe: trends, convergence, and drivers. **Oxford Economic Papers**, v. 70, n. 4, p. 994-1015, out. 2018. ISSN: 14643812.

MCGUINNESS, S.; POULIAKAS, K.; REDMOND, P. Skills Mismatch: concepts, measurement and policy approaches. **Journal of Economic Surveys**, v. 32, n. 4, p. 985-1015, jan. 2017. ISSN: 14676419.

MERONI, E. C.; VERA-TOSCANO, E. The persistence of overeducation among recent graduates. **Labour Economics**, v. 48, n. 6, p. 120-143, 2017. ISSN: 09275371. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.07.002>.

MOLINA, J. A.; GIMENEZ-NADAL, J. I.; VELILLA, J. **Intra-household wealth and welfare inequality in the US: estimations from a collective model of labor supply**. Alemanha: IZA, 2018. (IZA Discussion Paper, n. 11707).

OLIVEIRA, A. M. H. C. de; MACHADO, L. Mobilidade ocupacional e incompatibilidade educacional no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 299-307, ago. 2013.

OLIVEIRA, E. L. de; RIOS-NETO, E. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 31, n. 1, p. 29-49, jan.-jun. 2014.

ORDINE, P.; ROSE, G. Overeducation and instructional quality: a theoretical model and some facts. **Journal of Human Capital**, v. 3, n. 1, p. 73-105, 2009. ISSN: 19328575.

PIPER, A. Heaven knows I'm miserable now: overeducation and reduced life satisfaction. **Education Economics**, v. 23, n. 6, p. 677-692, 2015. ISSN: 0964-5292. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09645292.2013.870981>.

REIS, M. C. Educational mismatch and labor earnings in Brazil. **International Journal of Manpower**, v. 38, n. 2, p. 180-197, maio 2017. ISSN: 01437720.

REIS, M. C. Os ensinos público e privado no Brasil e a incidência de sobre-educação no mercado de trabalho. **Economia Aplicada**, v. 24, n. 3, p. 367-392, 2020. ISSN: 19805330.

REIS, M. C. **Educação superior e sobre-educação no Brasil entre 1980 e 2010**. Brasília: Ipea, maio 2021. (Texto para Discussão, n. 2.655).

REIS, M. C.; CARVALHO, S. S. de. Evolução da sobre-educação no mercado de trabalho no Brasil entre 2012 e 2022: primeiros resultados. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, v. 29, n. 75, p. 61-74, abr. 2023.

SANTOS, A. M. dos. *Overeducation* no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 2, n. 2, p. 61-80, 2002. ISSN: 1676-8000.

SANTOS, M. M. dos *et al.* A armadilha da sobreeducação no primeiro emprego: evidências para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, n. 3, p. 415-452, 2021. ISSN: 01014161.

TSANG, M. C.; LEVIN, H. M. The economics of overeducation. **Economics of Education Review**, v. 4, n. 2, p. 93-104, 1985.

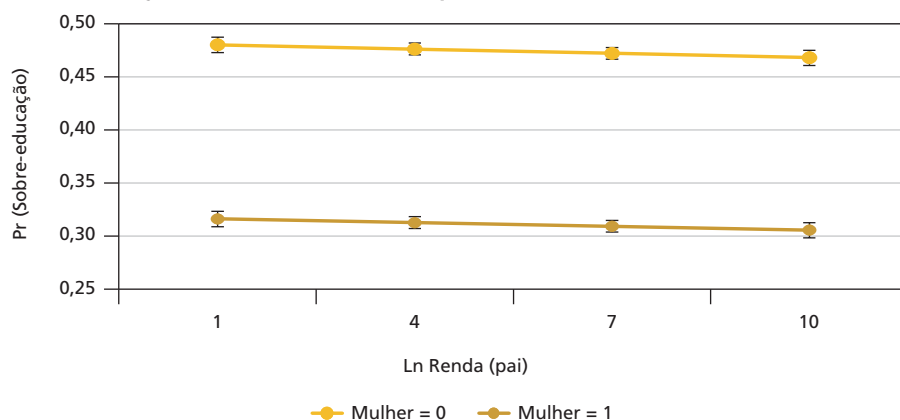
VERDUGO, R. R.; VERDUGO, N. T. The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings. **The Journal of Human Resources**, v. 24, n. 4, p. 629-643, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 2010. 1.064 p.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu sexo e à renda do pai



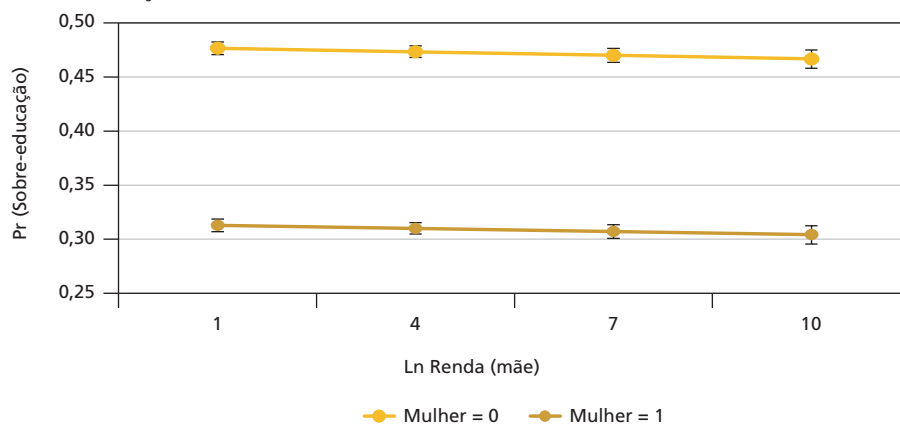
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Pr – probabilidade; e Ln – logaritmo natural.

2. Margens preditivas: intervalo de confiança (IC) a 95%.

GRÁFICO A.2

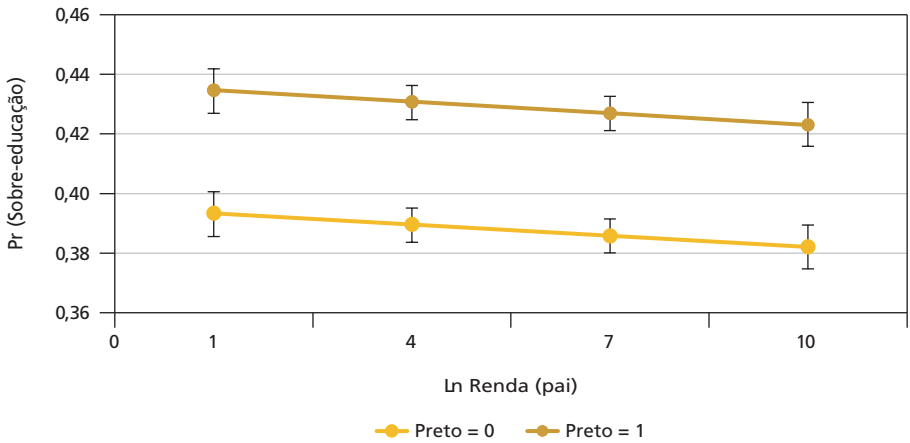
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu sexo e à renda da mãe



Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025. Elaboração dos autores.

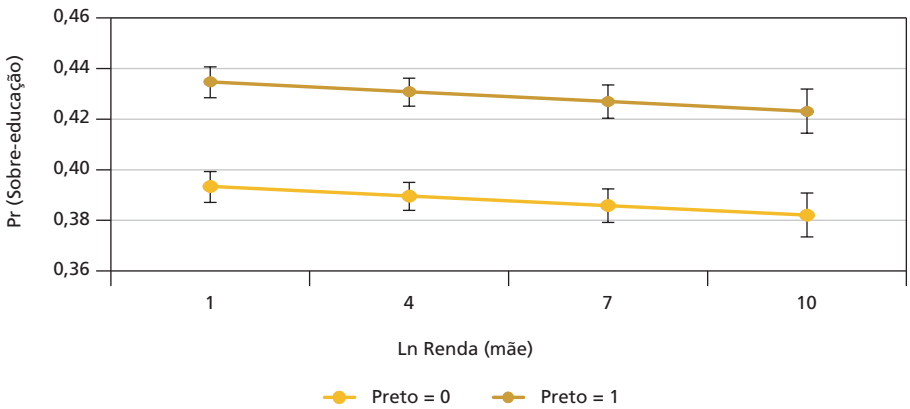
Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.3
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação à sua raça e à renda do pai



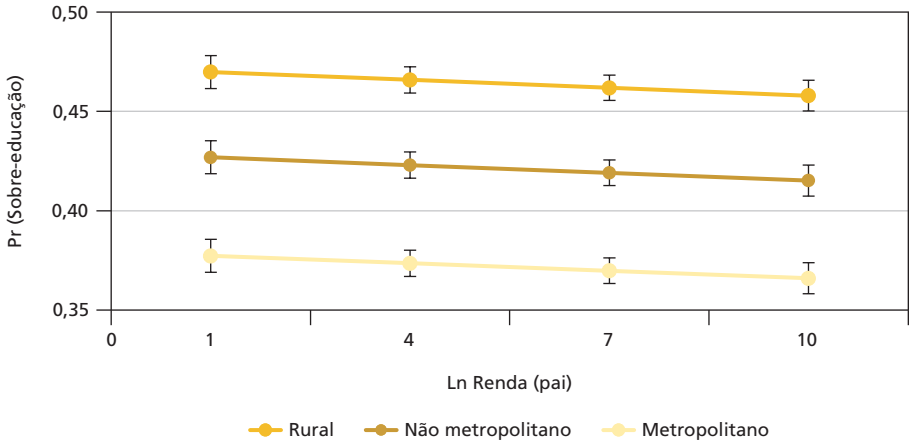
Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.
Elaboração dos autores.
Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.4
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação à sua raça e à renda da mãe



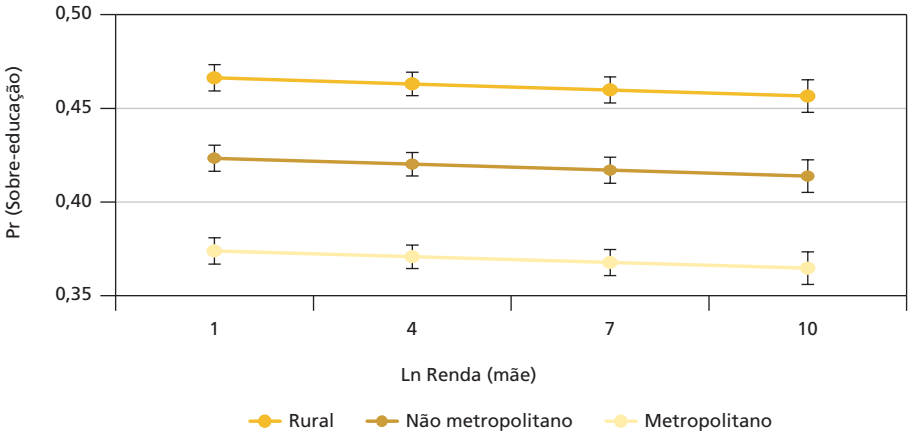
Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.
Elaboração dos autores.
Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.5
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu domicílio e à renda do pai



Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.
Elaboração dos autores.
Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.6
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu domicílio e à renda da mãe



Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.
Elaboração dos autores.
Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

TABELA A.1

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por sexo: famílias monoparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Ln Renda mãe	-0,003 (0,007)	-0,016*** (0,005)	-	-	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,09 (0,128)	0,169* (0,092)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,039 (0,050)	-0,053 (0,039)	-	-
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,033 (0,067)	0,089 (0,059)
Anos de educação	0,332*** (0,012)	0,251*** (0,007)	0,331*** (0,012)	0,249*** (0,007)	0,336*** (0,015)	0,243*** (0,010)
Idade	0,422*** (0,103)	0,187** (0,081)	0,423*** (0,103)	0,187** (0,081)	0,428*** (0,130)	0,172 (0,108)
Idade ²	-0,009*** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,004* (0,002)
Mulher	-	-	-	-	-	-
Preto/pardo	0,167*** (0,050)	0,240*** (0,040)	0,167*** (0,050)	0,242*** (0,040)	0,044 (0,064)	0,266*** (0,051)
Formal	-0,491*** (0,049)	-0,409*** (0,040)	-0,489*** (0,049)	-0,408*** (0,040)	-0,506*** (0,061)	-0,384*** (0,052)
Sector agrário	2,212*** (0,144)	0,928*** (0,063)	2,203*** (0,144)	0,937*** (0,063)	2,276*** (0,183)	1,076*** (0,090)
Sector industrial	1,323*** (0,074)	0,689*** (0,047)	1,322*** (0,074)	0,690*** (0,047)	1,363*** (0,093)	0,681*** (0,064)
Norte	0,207*** (0,078)	0,038 (0,057)	0,209*** (0,078)	0,044 (0,057)	0,186* (0,099)	0,017 (0,073)
Nordeste	0,092 (0,057)	-0,125*** (0,046)	0,096* (0,057)	-0,115** (0,046)	0,112 (0,074)	-0,091 (0,060)
Sul	0,071 (0,066)	0,062 (0,051)	0,069 (0,066)	0,064 (0,051)	-0,027 (0,083)	0,048 (0,065)
Centro-Oeste	0,160** (0,070)	-0,083 (0,059)	0,158** (0,070)	-0,083 (0,059)	0,129 (0,085)	-0,126* (0,072)
Rural	0,256*** (0,078)	0,129** (0,054)	0,262*** (0,078)	0,140*** (0,054)	0,135 (0,105)	0,127* (0,077)
Metropolitano	-0,270*** (0,049)	-0,247*** (0,040)	-0,270*** (0,049)	-0,253*** (0,040)	-0,231*** (0,062)	-0,266*** (0,051)
Observações	19.758	27.959	19.758	27.959	11.803	15.625
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

TABELA A.2

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por faixa etária do jovem: famílias monoparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ln Renda mãe	-0,015** (0,007)	-0,007 (0,005)	-	-	-	-
Mãe desocupada	-	-	0,027 (0,102)	0,148 (0,106)	-	-
Mãe ocupada	-	-	-0,053 (0,049)	0,015 (0,038)	-	-
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,130** (0,064)	-0,003 (0,060)
Anos de educação	0,378*** (0,013)	0,232*** (0,007)	0,376*** (0,013)	0,231*** (0,007)	0,384*** (0,016)	0,215*** (0,010)
Idade	1,138** (0,524)	-0,443* (0,264)	1,137** (0,524)	-0,439* (0,264)	1,591** (0,644)	-0,410 (0,359)
Idade ²	-0,027** (0,013)	0,008 (0,005)	-0,027** (0,013)	0,008 (0,005)	-0,038** (0,016)	0,008 (0,007)
Mulher	-0,917*** (0,046)	-0,661*** (0,039)	-0,917*** (0,046)	-0,660*** (0,039)	-0,870*** (0,057)	-0,597*** (0,053)
Preto/pardo	0,192*** (0,048)	0,203*** (0,039)	0,195*** (0,048)	0,204*** (0,039)	0,190*** (0,058)	0,142*** (0,053)
Formal	-0,580*** (0,048)	-0,373*** (0,041)	-0,581*** (0,048)	-0,371*** (0,041)	-0,548*** (0,058)	-0,371*** (0,055)
Sector agrário	1,330*** (0,087)	1,047*** (0,076)	1,336*** (0,087)	1,051*** (0,076)	1,595*** (0,115)	1,149*** (0,117)
Sector industrial	0,988*** (0,063)	0,852*** (0,054)	0,989*** (0,063)	0,852*** (0,054)	0,978*** (0,077)	0,883*** (0,071)
Norte	0,123* (0,074)	0,095 (0,060)	0,126* (0,074)	0,100* (0,060)	0,085 (0,087)	0,095 (0,078)
Nordeste	-0,016 (0,055)	-0,041 (0,047)	-0,009 (0,055)	-0,032 (0,047)	0,028 (0,068)	-0,015 (0,062)
Sul	0,057 (0,062)	0,074 (0,053)	0,057 (0,062)	0,076 (0,053)	0,078 (0,075)	-0,048 (0,070)
Centro-Oeste	0,039 (0,068)	0,012 (0,060)	0,037 (0,068)	0,014 (0,060)	0,062 (0,078)	-0,066 (0,076)
Rural	0,175*** (0,066)	0,167*** (0,061)	0,183*** (0,066)	0,178*** (0,061)	0,107 (0,087)	0,178** (0,089)
Metropolitano	-0,291*** (0,047)	-0,216*** (0,040)	-0,294*** (0,047)	-0,220*** (0,040)	-0,292*** (0,057)	-0,195*** (0,053)
Observações	20.726	26.991	20.726	26.991	13.360	14.068
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

Originais submetidos em: jun. 2024.

Última versão recebida em: fev. 2025.

Aprovada em: fev. 2025.

TRIBUTAÇÃO E CADEIA PRODUTIVA NO SETOR FARMACÊUTICO NO BRASIL¹

Wilton Santos²

Enlinson Mattos³

Ricardo Politi⁴

A literatura sobre os efeitos da tributação nas cadeias produtivas é bastante escassa. Este artigo explora a implementação do regime monofásico do Programa de Integração Social (PIS) e da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) para investigar o efeito da tributação sobre a organização do setor farmacêutico, em especial sobre associações verticais entre indústria e atividades comerciais, e sobre a abertura de novas firmas nesse setor. Os resultados com dados em painel de 1995 até 2007 sugerem um aumento das associações verticais entre indústrias e varejistas e entre indústrias e atacadistas até dois anos após a implementação da lei. Adicionalmente, foi encontrada uma queda na abertura de novas firmas nesse período. Portanto, as firmas podem responder a mudanças tributárias rearranjando sua organização societária.

Palavras-chave: planejamento tributário; estudo de eventos; evasão fiscal; reforma tributária.

TAXATION AND PRODUCTION CHAIN IN THE PHARMACEUTICAL SECTOR IN BRAZIL

The literature on the effects of taxation on production chains is quite scarce. This paper examines the implementation of the single-phase PIS/Cofins scheme to investigate the impact of taxation on the organization of the pharmaceutical sector. In particular, it investigates the vertical links between industry and trade and on the opening of new firms in the sector. The results with panel data from 1995 to 2007 indicate an increase in vertical links between industry and wholesalers up to two years after the introduction of the law. In addition, results find a decrease in the creation of new companies during this period. Therefore, firms can respond to tax changes by rearranging their business organization.

Keywords: tax planning; event study; tax evasion; fiscal reform.

JEL: H20; H25; H26; H32.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art3>.

2. Mestre em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP/FGV). *E-mail:* wilton_sa@gmail.com.

3. Professor na EESP/FGV. *E-mail:* enlinson.mattos@fgv.br.

4. Professor no Centro de Engenharia, Modelagem e Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do ABC (Cecs/UFABC). *E-mail:* ricardo.politi@ufabc.edu.br.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, há uma enorme diferença na incidência tributária decorrente da forma de organização da cadeia produtiva. Segundo Appy (2017, p. 324), por conta da grande diversidade dos tributos, assim como multiplicidade de regimes especiais, a organização da firma pode variar amplamente dependendo da forma como se dá a tributação, seja em termos setoriais, seja na forma de constituição da firma (regimes simplificados *versus* regime normal de tributação), seja via verticalização ou fragmentação da produção, ou ainda, seja pela localização geográfica do empreendimento (em função da guerra fiscal ou de outros incentivos regionais).

Se, por um lado, existe uma ampla literatura que aborda os efeitos da tributação sobre eficiência e equidade, por outro lado, pouco se conhece sobre os efeitos da tributação nas cadeias produtivas e organizações societárias das firmas.⁵ Uma exceção é o trabalho de Gadenne, Nandi e Rathelot (2019), que usa dados da Índia para investigar como tributos de valor adicionado afetam cadeias de suprimentos quando firmas pagadoras e não pagadoras do imposto coexistem em um mesmo mercado. Em relação ao Brasil, Zulian (2015) investiga como o regime de substituição tributária no Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS) afetou as relações entre as firmas com vendas para clientes que se utilizam do crédito fiscal originário em operações anteriores em comparação com as firmas cujos clientes recolhem todos os tributos pelo regime do Simples Nacional.⁶

O objetivo deste artigo é contribuir com essa discussão de como o sistema tributário pode afetar as relações entre as firmas de uma mesma cadeia produtiva, explorando uma mudança de regime tributário para investigar os seus efeitos sobre a indústria e sobre o varejo em relação ao aumento do número de reorganizações societárias e alterações no número de aberturas de novas firmas no setor farmacêutico no Brasil. Deve-se esclarecer que o setor farmacêutico compreende, além do setor de medicamentos, os setores de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos.

Em particular, este trabalho explora as alterações decorrentes do recolhimento do Programa de Integração Social (PIS) e da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) monofásicos estabelecidas em 2000. Essa mudança

5. Com efeito, enquanto existe uma ampla literatura que analisa como a incidência fiscal afeta o comércio entre países, são poucos os estudos que discutem como a tributação afeta as transações e a organização das firmas dentro dos países. Ver Gadenne, Nandi e Rathelot (2019) para uma discussão.

6. Entre outras contribuições que abordam esse tema, destacam-se o estudo de Santo (2015) sobre influência do ICMS no planejamento tributário e no desenho da rede de logística e a localização de centros de distribuição, e o trabalho de Barros e Silva (2008), que identifica alternativas à substituição tributária no ICMS (ICMS-ST) nas movimentações interestaduais e intraestaduais de uma empresa comercial com filiais nos três estados do sul do Brasil. Já Carraro (2009) analisa os *trade-offs* existentes entre os custos logísticos, os incentivos fiscais baseados no ICMS e o custo da neutralização das emissões de carbono geradas nos problemas de localização de fábricas e centros de distribuição.

de regime estabeleceu a não cumulatividade e concentrou na indústria e nos importadores do setor o recolhimento integral desses dois tributos. Adicionalmente, aumentou a alíquota conjunta do PIS/Cofins de 3,65% no regime cumulativo para 12,50% no regime não cumulativo, além de reduzir a zero a alíquota dos atacadistas e distribuidores.

De fato, a complexidade da carga fiscal no país incentiva as firmas a buscarem alternativas para recolherem menos impostos. A introdução do regime monofásico no PIS/Cofins originou uma série de vantagens fiscais para firmas com participação em um maior número de etapas da cadeia produtiva, ou seja, aquelas mais verticalizadas. Com a mudança de regime, se as firmas dos segmentos impactados conseguem se reorganizar em sociedade com distribuidores atacadistas, a mercadoria sai diretamente ao cliente final sem cobrança de imposto nessa etapa. Desse modo, ao vender o produto diretamente da indústria ao comércio, a base de cálculo do tributo é reduzida e a firma possui maior controle sobre o preço final do bem, tornando-se mais competitiva em relação aos seus concorrentes.

Para investigar os efeitos da mudança de regime monofásico do PIS/Cofins sobre a cadeia produtiva foram coletados dados de cadastro das empresas na Receita Federal e informações referentes à Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) para identificar o setor de atuação da firma e seu papel na cadeia produtiva. Por meio desses dados, foi possível analisar como um dos principais setores afetados pela mudança de regime, no caso o setor farmacêutico, foi impactado para o período de 1995 a 2007, comparando-o com os demais setores da indústria de transformação por meio de um estudo de eventos em um painel balanceado. Essa metodologia permite mensurar se o eventual efeito de uma política é temporário ou permanente diversos anos após a implementação do programa.

Os resultados sugerem que a mudança de regime do PIS/Cofins aumentou o número de reorganizações societárias verticais tanto dentro dos estados como entre diferentes estados. Os resultados também sugerem um efeito positivo no caso de união de indústrias e atacadistas dentro de um mesmo estado. Adicionalmente, encontra-se um aumento de associações entre fabricantes e varejistas dentro do mercado interno e entre diferentes estados. Esse último aspecto é importante pois, no caso de associações entre fabricante e varejistas, não existem outras políticas tributárias, além do regime monofásico de PIS/Cofins, que estimulem esse tipo de verticalização. As estimativas indicam que o efeito é transitório no caso da união entre indústria e comércio atacadista e mais duradouro no caso da união entre indústria e comércio varejista.

Para discutir os efeitos do planejamento tributário sobre os arranjos produtivos no setor farmacêutico, esse artigo está dividido em quatro seções, além dessa introdução. Na seção 2, é apresentado o contexto institucional, destacando

a tributação do PIS/Cofins no regime monofásico e a organização produtiva do setor farmacêutico no Brasil. Na seção 3, é descrito o banco de dados e discutida a metodologia de estudo de eventos. Na seção 4, são trazidos os resultados considerando reorganizações societárias verticais e também reorganizações societárias dentro do mesmo estado e entre diferentes estados. Por fim, na seção 5, é apresentada a conclusão.

2 AMBIENTE INSTITUCIONAL

2.1 Carga fiscal sobre o setor farmacêutico

A carga fiscal sobre o setor farmacêutico é bastante elevada. De acordo com informações do Portal da Câmara de Deputados,⁷ a carga fiscal do setor é a terceira maior do país, variando entre 22% no caso de cosméticos e 42% no caso de perfumaria. Já em relação aos medicamentos, a carga fiscal fica acima da média dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) ou de países em desenvolvimento (Bernardo, 2014). Enquanto no Brasil a carga fiscal sobre medicamentos é de aproximadamente 31,2%, em países como Reino Unido, Canadá, México e Colômbia, a tributação sobre o setor é de 0% (Sindusfarma, 2019).

Entre os principais tributos que incidem sobre o setor farmacêutico no país estão o ICMS, o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), o Imposto de Importação e o PIS/Cofins. Em relação ao ICMS, é importante dizer que essa modalidade de tributo é responsável pela maior parte da carga fiscal do setor, já que, no caso de medicamentos, a maioria dos estados adota a alíquota padrão de 18% ou 17% de imposto (Amaral, 2012).

Ainda em relação ao ICMS, deve-se ressaltar que, na maioria dos estados, o recolhimento do imposto segue o regime de ICMS-ST para medicamentos e itens de perfumaria, higiene pessoal e cosméticos. A substituição tributária no setor farmacêutico foi regulamentada pelo Convênio ICMS nº 76/94. É interessante notar que, nesse primeiro momento, Amazonas, Ceará, Goiás, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e São Paulo não aderiram ao convênio. São Paulo, por exemplo, só instituiu o regime de ICMS-ST nos medicamentos a partir de fevereiro de 2008 (Amaral, 2012). Já o Ceará instituiu o regime em 2007. Minas Gerais regulamentou o regime em dezembro de 2005 (Decreto nº 44.147/2005).

No regime de ICMS-ST, os estados costumam atribuir à indústria ou ao distribuidor a responsabilidade legal de recolhimento do próprio tributo e do tributo de todas as fases subseqüentes da produção. Ou seja, no início da cadeia

7. Disponível em: <https://www.camara.leg.br/noticias/550343-projeto-reduz-ipi-para-produtos-de-perfumaria-e-beleza/>.

produtiva, se antecipa a coleta do tributo devido nas etapas posteriores com base no cálculo do acréscimo da margem do valor agregado (MVA) ou pela estimativa do preço final do medicamento pela autoridade fiscal local. Desse modo, o varejista ou atacadista não precisa recolher novamente o tributo que já foi pago no começo da cadeia. A ideia principal do ICMS-ST é concentrar a arrecadação na etapa com menor número de participantes, facilitando a fiscalização (Angelis, 2016).

Assim como no regime tradicional de ICMS, a substituição tributária pode valer para operações dentro do estado (intraestaduais) e também entre diferentes estados (interestaduais). A efetividade da substituição tributária em operações interestaduais depende de convênio (acordo assinado por todos os estados) ou protocolo (acordo assinado entre alguns estados, normalmente os dois envolvidos) entre as secretarias da fazenda dos estados. Esses acordos são importantes, pois a base de cálculo do ICMS-ST pode ser diferente entre as localidades, de modo que a firma na origem já deve reter o diferencial de imposto devido ao estado destinatário (Rosa, 2009).

A substituição tributária pode produzir efeitos na participação de cada etapa da cadeia produtiva na arrecadação do ICMS. De fato, segundo levantamento do Sindusfarma (Amaral, 2012), depois que o estado de São Paulo aderiu ao regime,⁸ a participação do comércio varejista de produtos farmacêuticos sofreu uma queda de aproximadamente cinco pontos percentuais na arrecadação de ICMS a partir de 2009 em comparação com 2007. Já o comércio atacadista de produtos farmacêuticos teve um aumento na participação de recolhimento do imposto em proporção semelhante no mesmo período (Amaral, 2012). Esse levantamento pode estar refletindo o caso no qual a responsabilidade do recolhimento do ICMS-ST passa a ser do atacadista, e este aumentou sua participação na arrecadação do tributo em relação ao restante da cadeia de produção.

Já em relação ao PIS/Cofins, nosso objeto de estudo, coexistem três regimes diferentes de tributação. Em termos cronológicos, em 1998, uma reforma tributária estabeleceu o PIS/Cofins como um tributo cumulativo. No final de 2000, foi criado o regime monofásico do PIS/Cofins para os medicamentos. Por fim, em 2003, foi estabelecido o regime não cumulativo para firmas que não recolhiam no regime do Simples Nacional ou com lucro real, incluindo fabricantes de medicamentos. A próxima seção descreve as alterações no PIS/Cofins e suas implicações para bens do setor farmacêutico.

2.2 PIS/Cofins e os regimes cumulativo, não cumulativo e monofásico

Em 1998, visando aumentar sua arrecadação, o governo elevou as alíquotas de PIS e Cofins de 2% para 3% para todos os setores produtivos e restringiu a possibilidade

8. De acordo com o estudo do Sindusfarma (Amaral, 2012), em 2008, o estado de São Paulo era responsável por aproximadamente 57,5% da arrecadação de ICMS no setor de medicamentos no país.

de exclusão do ICMS na base de cálculo dos dois tributos (que passou a depender de uma nova regulamentação). Essas mudanças reforçaram o efeito negativo da tributação cumulativa (Lei nº 9.718/1998).

De fato, a estratégia do governo de aumentar a sua arrecadação por meio dessas duas contribuições (que, ao contrário de impostos como o Imposto de Renda de Pessoas Físicas – IRPF e o Imposto sobre a Renda das Pessoas Jurídicas – IRPJ, não são divididas com outros entes federativos) surtiu efeito. Pode-se afirmar que, após a Lei nº 9.718/1998 (e consequente elevação das alíquotas), o governo federal conseguiu aumentar a sua arrecadação por meio desses tributos. Santos, Ribeiro e Gobetti (2008) avaliam que, entre o período de 1995 a 2007, a Cofins foi o tributo responsável pela quase totalidade do aumento da arrecadação da tributação sobre bens e serviços. A composição do PIS e da Cofins no total de receitas arrecadadas pela Receita Federal saltou de uma taxa de 15,89% para 21,67% em 2009.

Para o setor público, em particular para as autoridades tributárias, a eficácia arrecadatória dos tributos justificava a sua permanência no sistema de tributação cumulativa. Já para as empresas, o sistema cumulativo era extremamente negativo, pois a incidência sucessiva em cada fase da produção elevava o custo do bem a cada etapa, levando a alíquota efetiva a uma incidência bem maior que a alíquota nominal. Com efeito, a cumulatividade prejudica a competitividade das firmas, tanto no mercado interno, com a concorrência de produtos importados, quanto a concorrência no mercado externo, com as exportações, além de promover o incentivo à verticalização de empresas.

Os reflexos da Lei nº 9.718/1998 foram sentidos em todos os setores da economia, não somente no setor farmacêutico. Nessa época pós-Plano Real, com uma melhora do cenário hiperinflacionário, as empresas já não conseguiam obter ganhos especulativos e neutralizar os efeitos cumulativos das contribuições através de técnicas de planejamento tributário, potencializando ainda mais o efeito negativo da cumulatividade trazido pela lei (Brasil, 2003).

Posteriormente, como uma resposta aos efeitos negativos da tributação cumulativa sobre as firmas, foi estabelecido, em 2002, o regime não cumulativo do PIS com a Lei nº 10.637/2002 e da Cofins com a Lei nº 10.833/2003, especificamente para os contribuintes classificados no regime do lucro real de tributação. O conjunto dessas duas leis possibilitou a dedução dos débitos apurados de cada contribuição, com os respectivos créditos admitidos na legislação, desonerando dessa forma o efeito da incidência em cascata ao longo da cadeia produtiva.⁹ Em contrapartida,

9. Apesar da legislação estabelecer regras para a possibilidade de abatimento de créditos relativos a alguns custos, que teriam o efeito de eliminar por completo a cumulatividade, a elevada quantidade de exigências estabelecidas para essa restituição é complexa e, na maioria das vezes, as empresas não conseguem o direito ao crédito integral do tributo (Nishijima, Biasoto Júnior e Lagroteria, 2014).

como forma de recompensar a eventual perda de arrecadação, o governo federal ajustou as alíquotas de 0,65% para 1,65% no caso do PIS, e de 3% para 7,6% no caso da Cofins. O regime cumulativo continuou existindo para as firmas contribuintes classificadas tanto no regime simples como no regime de lucro presumido com a alíquota nominal de 0,65% para o PIS e de 3,65% para a Cofins.

É importante notar que essa última alteração para a não cumulatividade afetou apenas dezoito itens de medicamentos no setor farmacêutico (tabela 1). De fato, o setor de medicamentos, higiene pessoal, perfumaria e cosméticos segue o regime monofásico de PIS/Cofins desde o ano 2000, conforme estabelecido pela Lei nº 10.147/2000. Esse regime, também conhecido como tributação monofásica ou concentrada, se assemelha ao conceito de substituição tributária do ICMS. Nessa modalidade, há um contribuinte no primeiro elo da cadeia produtiva, responsável pelo recolhimento do tributo devido pelo restante da cadeia, seja o produto de origem do mercado interno ou importado.

No regime monofásico, as alíquotas estão concentradas no contribuinte responsável e são em geral superiores às alíquotas dos regimes de tributação cumulativa e não cumulativa. Por meio de alíquotas aplicadas no primeiro elo da cadeia produtiva, esse regime visa garantir ao legislador uma melhor eficiência arrecadatória das contribuições de PIS e Cofins, reduzindo a possibilidade de sonegação fiscal em cadeias produtivas muito pulverizadas e com elevado número de contribuintes. Os setores tributados possuem alíquotas acumuladas de 12,5% de PIS/Cofins. Em contrapartida, nas fases seguintes da cadeia produtiva, os contribuintes (que podem incluir atacado e varejo) podem ser legalmente isentos ou possuir uma alíquota zero. Entre os setores afetados pela tributação monofásica estão, além dos medicamentos, produtos de higiene, perfumaria e cosméticos (setores de interesse deste artigo), os de combustíveis, automotivo, máquinas, equipamentos e bebidas frias.¹⁰

Em relação especificamente aos medicamentos, considerando os regimes existentes do PIS/Cofins, a alíquota da contribuição federal depende da classificação em uma dessas três categorias:¹¹

- lista positiva: medicamentos com alíquota de tributação efetiva em 0% previstos no art. 3º da Lei nº 10.147/2000;

10. O setor de combustíveis foi inicialmente regulamentado pelo art. 4º da Lei nº 9.718/1998 (a mesma que instituiu a tributação cumulativa), e dois anos mais tarde reformado através da Lei nº 9.990/2000, que alterou a redação do art. 4º da Lei nº 9.718/1998 com ajustes específicos para os combustíveis. Em relação a máquinas, peças e veículos automotores, a sua regulamentação foi estabelecida através da Lei nº 10.485/2002. Por fim, bebidas frias, que foi inicialmente regulado pela Lei nº 10.833/2003, tem um aspecto importante: a tributação monofásica aplicável ao primeiro elo na cadeia (indústria ou importação) foi modificada em 2015 com a Lei nº 13.097/2015, que passou a incluir varejistas e consumidores finais em seu texto.

11. A Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos (CMED) é o órgão interministerial federal responsável pela classificação dos medicamentos nessas três categorias.

- lista negativa: medicamentos com alíquota de 12,5% relacionados à incidência monofásica das contribuições relacionados na Lei nº 10.147/2000; e
- lista neutra: medicamentos que se enquadram no regime de tributação não cumulativa com alíquota de 9,25% e que não estão previstos na Lei nº 10.147/2000.

Desse modo, a incidência dos tributos sobre os medicamentos pode oscilar entre 0%, para produto da lista positiva sem cobrança de ICMS, e 31% sobre o preço fábrica, para produto da lista negativa, com 19% de ICMS e 12% de PIS/ Cofins. Essa classificação também vai definir se o medicamento será tributado no regime de não cumulatividade ou monofásico.

Na tabela 1, destacam-se as alíquotas às quais os produtos contidos em cada uma das listas estão sujeitos, além do regime de tributação e a quantidade de medicamentos. Observa-se que o regime não cumulativo engloba apenas dezoito produtos, enquanto 18.392 medicamentos estão isentos e 7.271 medicamentos estão sujeitos à tributação monofásica com alíquota de 12,5%.

TABELA 1
Lista de tributação de PIS/Cofins para medicamentos

Lista	Tributação de PIS/Cofins	Alíquotas (%)	Total de itens
Negativa	Regime monofásico	12,5	7.271
Neutra	Regime cumulativo	9,25	18
Positiva	Outros	0	18.392

Fonte: Brasil (2000) e CMED. Disponível em: https://antigo.anvisa.gov.br/resultado-de-busca?p_p_id=101&p_p_lifecycle=0&p_p_state=maximized&p_p_mode=view&p_p_col_id=column-1&p_p_col_count=1&_101_struts_action=%2Fasset_publisher%2Fview_content&_101_assetEntryId=2530136&_101_type=document. Acesso em: 30 out. 2022.
Obs.: No caso de itens de perfumaria, toucador e higiene pessoal, as alíquotas do regime monofásico de PIS/Cofins são de 12,5%.

A próxima seção discute como o regime monofásico impactou o planejamento tributário das firmas do setor.

2.3 Planejamento tributário e a verticalização da cadeia produtiva

Uma característica relevante do setor farmacêutico, tanto de medicamentos como de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos, é a elevada concentração no setor produtivo. De fato, esses mercados são caracterizados pela participação de grandes conglomerados, com firmas diversificadas de atuação em vários segmentos ou firmas especializadas (Capanema *et al.*, 2007).¹²

No caso da indústria de perfumaria e cosméticos, se, por um lado, a facilidade de manipulação técnica para desenvolvimento de novos produtos proporciona a

12. Exemplos de grupos diversificados incluem Unilever, Johnson & Johnson e Colgate-Palmolive. Já exemplos de grupos especializados incluem Natura, Boticário e Avon (Capanema *et al.*, 2007).

participação de pequenas e médias empresas nacionais, por outro lado, a exigência de grandes investimentos em pesquisa e desenvolvimento, distribuição e propaganda se constituem em elevadas barreiras de entrada para novas firmas ingressantes e facilitam a concentração de mercado por parte dos grupos multinacionais (Capanema *et al.*, 2007; Silva e Nascimento, 2007). Em termos geográficos, a produção do setor também é bastante concentrada. De acordo com Monteiro Filha, Costa e Nunes (2010), em 2008, 63,7% das firmas do setor estavam na região Sudeste, em especial no estado de São Paulo. Em relação aos canais de venda, 66% da receita provém do varejo tradicional, 30% de venda direta e 4% de franqueados (Abihpec, 2015).

Já o setor de medicamentos apresentava cerca de 610 estabelecimentos industriais no ano de 2008 (Sindusfarma, 2019). As dez maiores empresas controlavam mais de 40% do mercado, e as trinta maiores controlavam cerca de dois terços do total (Silva e Nascimento, 2007). O mercado pode ser caracterizado como um oligopólio com forte predominância de multinacionais. Em termos geográficos, a produção de medicamentos também está concentrada na região Sudeste, com elevada participação do estado de São Paulo. De acordo com o relatório de atividades do Sindusfarma (2019), São Paulo abrigava 38% das unidades produtivas, seguido por Rio de Janeiro (13,5%), Minas Gerais (11%) e Goiás (6,5%).¹³ Já a venda de medicamentos se dá essencialmente via farmácias.¹⁴

O mercado de medicamentos teve dois marcos legais importantes entre a década de 1990 e a de 2000 no Brasil. A primeira mudança legal relevante foi a promulgação da lei de patentes em 1996 (Lei nº 9.279/1996). Com a lei, somente os produtos que começaram a ser produzidos no país depois de 1997 tiveram suas patentes respeitadas. No caso dos medicamentos que já tinham patentes internacionais e ainda não eram fabricados no país, os fabricantes poderiam requerer a patente, desde que sua produção local se iniciasse num prazo máximo de três anos. Segundo Nishijima, Biasoto Júnior e Lagroteria (2014), esse critério limitou os impactos da lei sobre o setor.

Outro marco legal importante foi a promulgação da Lei nº 9.787/1999 (em vigor a partir de 2000), conhecida como “lei dos genéricos”, a qual definiu esse tipo de medicamento, bem como as regras de utilização de nomes genéricos em produtos farmacêuticos. O objetivo principal da lei era facilitar o acesso de produtos farmacêuticos pela população por meio do aumento da concorrência no setor e consequente redução no preço final ao mercado. Com efeito, a entrada de

13. Esse cenário mudou um pouco em 2018, com queda de estabelecimentos produtivos no país para 418 unidades e aumento de participação relativa da produção de Goiás (passou para 10% de participação total) e São Paulo (41%), segundo a Sindusfarma (2019).

14. Segundo Saab e Ribeiro (2001), o país contava com cerca de 50 mil farmácias no ano 2000. Em 2018, o número de unidades já havia ultrapassado os 85 mil (Sindusfarma, 2019).

medicamentos genéricos promoveu um maior acirramento na competitividade da indústria farmacêutica. De acordo com Nishijima, Biasoto Júnior e Lagrotéria (2014), o aumento do número de genéricos em seus mercados produziu um efeito negativo sobre os preços dos medicamentos pioneiros de marca, que são os medicamentos de referência no mercado.¹⁵

Conforme discutido na subseção 2.2, a reforma fiscal promovida pelo PIS/Cofins monofásico elevou abruptamente as alíquotas de 3,65% a 12,5% para as indústrias e importadores. Uma forma de as firmas reduzirem a carga tributária nesse cenário seria a integração de uma indústria com um ou mais comércios distribuidores atacadistas dentro de um mesmo grupo econômico, em que a indústria obtém a possibilidade de reduzir o seu custo de venda para o distribuidor atacadista, diminuindo assim a base de cálculo do imposto incidente sobre suas mercadorias.¹⁶

A formação de grupos econômicos entre indústria e comércio com um mesmo proprietário é chamada de verticalização, que tanto pode ser classificada como a montante (ou para trás), com a incorporação das atividades econômicas anteriores da cadeia, por exemplo, a produção e/ou distribuição dos insumos; quanto como a jusante (ou para frente), com a incorporação de atividades posteriores à produção, que envolvem a distribuição através de atacadistas e varejistas.

A forma usual de planejamento tributário específico para PIS/Cofins monofásico é o desmembramento societário dentro de um mesmo grupo econômico, sendo uma entidade industrial responsável pela fabricação da mercadoria, e uma entidade comercial pelo desempenho do papel de distribuidor atacadista. A estratégia com essa tática é a de que a indústria efetue a venda do produto a uma empresa comercial atacadista dentro do mesmo grupo econômico, para reduzir a base de cálculo dos impostos PIS e Cofins na indústria. A empresa comercial, por sua vez, segregada da atividade da indústria, efetua a revenda do produto aos varejistas sem o imposto que incidiu na etapa industrial e com uma margem de lucro maior, que a permita controlar o preço de venda de seu produto.

O painel A da tabela 2 traz um exemplo de uma operação de venda convencional de um bem no regime monofásico de tributação, e o painel B, o caso de uma operação de venda com planejamento tributário por meio da verticalização. Observa-se que no painel B há uma redução no custo da venda do produto na

15. Adicionalmente, nos anos 2000, o governo federal atuou no controle do reajuste de preços dos medicamentos, por acordos entre a Federação Brasileira das Indústrias Farmacêuticas (Febráfarma) e as firmas aderentes. A Câmara de Medicamentos (Camed), estabelecida pela Medida Provisória nº 2.063/2000, é o órgão interministerial responsável por esse controle. Posteriormente, em junho de 2003, por meio da Lei nº 10.742, foi criada a CMED, na qual o governo colocou uma pesada política regulatória com o estabelecimento de preço-teto de fábrica, controle de preço dos genéricos e controle de preço de entrada de medicamentos importados equiparados ao preço internacional.

16. Por exemplo, as indústrias poderiam transferir sua produção, a preço de custo ou um pouco acima, para atacadistas vinculados, incidindo em menor carga tributária. Se o atacadista for isento, ele poderia vender todas as mercadorias para as redes de farmácias sem incidência tributária.

indústria e um aumento na margem desse mesmo produto na etapa de distribuição, com o preço de venda se mantendo o mesmo na etapa varejista. Desse modo, é esperado que, para diminuir a incidência decorrente do PIS/Cofins no regime monofásico, algumas firmas adotem estratégias de integração vertical.

TABELA 2

Exemplo de venda no regime de tributação monofásico com e sem planejamento fiscal
(Em R\$)

	Custo (I)	Margem (II)	PIS – 2,2% (III)	Cofins – 10,3% (IV)	Valor de venda (I) + (II) + (III) + (IV)
Painel A: venda convencional					
Indústria	100	10	2,42	11,33	123,75
Atacado	123,75	10	0	0	133,75
Varejo	133,75	10	0	0	143,75
Painel B: venda com planejamento fiscal					
Indústria	70	7	1,69	7,93	86,63
Atacado	86,63	47,13	0	0	133,75
Varejo	133,75	10	0	0	143,75

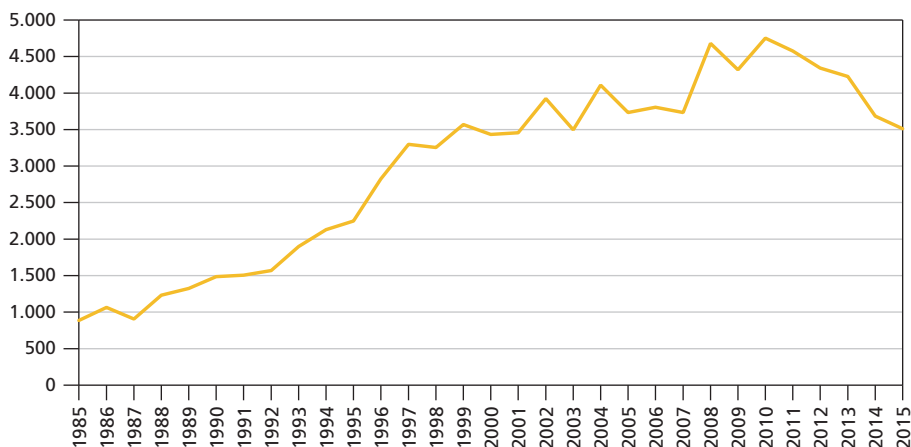
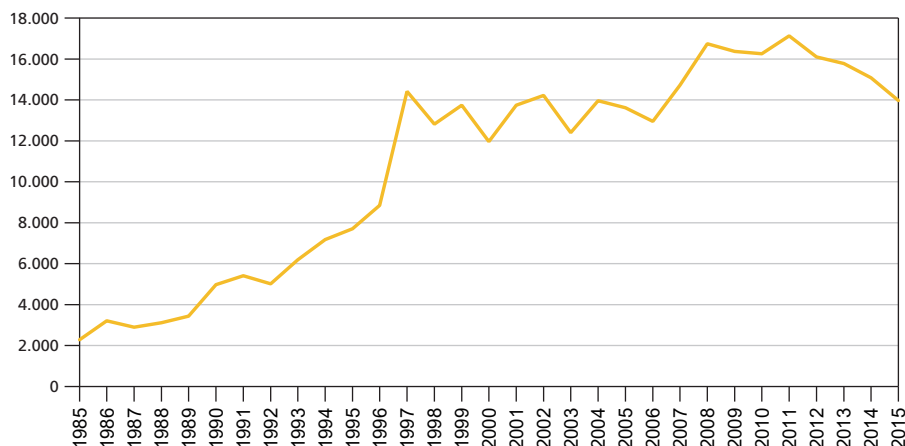
Elaboração dos autores.

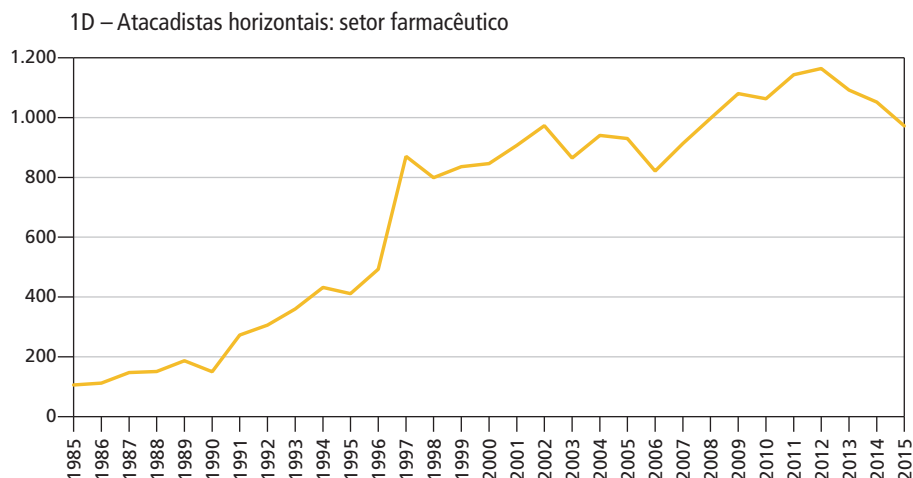
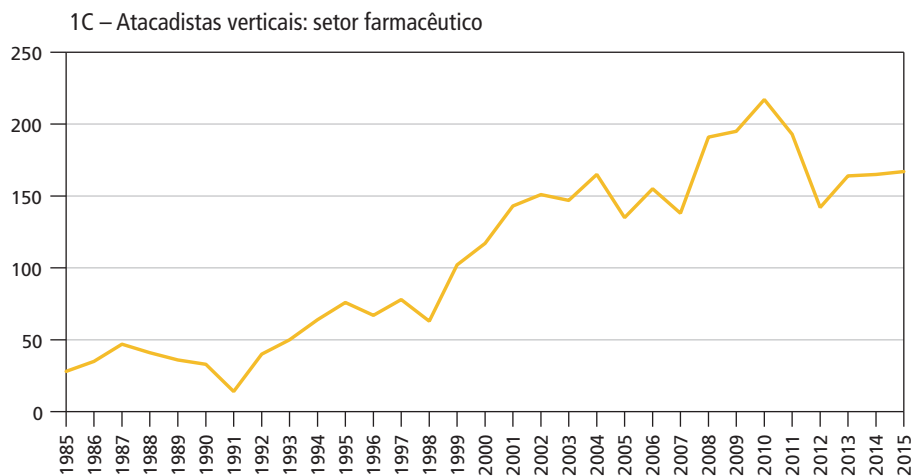
Obs.: No painel B, existe uma redução no custo de venda da indústria para o atacado, sem alteração do preço final para o consumidor.

De fato, a partir de meados da década de 1990, houve um aumento da quantidade de distribuidores atacadistas no país. Os gráficos 1A e 1C apresentam as curvas de crescimento de novas empresas atacadistas pertencentes a um mesmo grupo econômico, ou seja, com uma relação estabelecida entre indústria e distribuidor ou indústria e comércio através de uma reorganização societária, denominadas assim interdependentes ou verticalizadas. A diferença entre os dois gráficos é que o gráfico 1C só considera o setor farmacêutico, e o gráfico 1A considera todos os setores.

Adicionalmente à verticalização, existem as reorganizações horizontais, em que as firmas com o mesmo setor de atividades (indústria com a própria indústria ou distribuidora com distribuidora) se unem em torno de um mesmo grupo econômico. As curvas dos gráficos 1B e 1D representam o crescimento de atacadistas não interdependentes para todas as firmas e apenas para o setor farmacêutico, respectivamente. Nesse caso, os atacadistas são compostos por empresas dentro de um mesmo grupo econômico como distribuidores e distribuidores, classificadas assim de reorganizações societárias horizontais, ou simplesmente empresas atacadistas que não estão ligadas a uma indústria específica.

Mais interessante é a comparação entre as reorganizações verticais (gráficos 1A e 1C) com as reorganizações horizontais (gráficos 1B e 1D). É possível notar que, enquanto as uniões verticais apresentaram uma trajetória consistente de expansão até 2010, tanto no setor farmacêutico como nos demais, as uniões horizontais se mostraram mais estáveis após 1996, apesar do pico em 2010. Adicionalmente, não se nota nenhuma diferença de tendência relevante entre os gráficos do setor farmacêutico (gráficos 1C e 1D) quando comparados com os dos demais setores (gráficos 1A e 1B) para o período em análise. Esse resultado pode estar refletindo outros setores que passaram a ser tributados pelo regime de ICMS-ST.

GRÁFICO 1**Crescimento de distribuidores atacadistas verticais e horizontais (1985-2015)****1A – Atacadistas verticais****1B – Atacadistas horizontais**



Fonte: IBGE (2021).

Elaboração dos autores.

A utilização de centros atacadistas como forma de planejamento tributário para o PIS/Cofins monofásico também pode ser aplicada para efeitos de planejamento tributário com o objetivo de reduzir a carga tributária do ICMS-ST (Angelis, 2016). Para o caso do ICMS-ST no setor farmacêutico, a vantagem fiscal (diferimento de recolhimento do imposto) para operações entre diferentes estados se dá na transferência de mercadorias entre estabelecimentos do mesmo grupo, com exceção de estabelecimentos varejistas (anexo XIV do Convênio Confaz nº 142/18). Já no caso de operações internas (dentro do mesmo estado), a vantagem do diferimento do ICMS-ST também está prevista na legislação da maioria dos estados para transferências dentro do mesmo grupo empresarial, como é o caso

do estado de São Paulo, a partir de 2008 (art. 264 do RICMS-SP). Já em estados com pequena participação na produção nacional, como Rio Grande do Sul e Santa Catarina, fabricantes e distribuidores (atacadistas) são responsáveis pela retenção e recolhimento do ICMS-ST (art. 9, inciso V do RICMS-RS e art. 145, anexo III do RICMS-SC, respectivamente).

Esses dois aspectos tributários são importantes para ressaltar que, além do regime monofásico do PIS/Cofins, as diversas regulamentações estaduais do ICMS-ST também podem incentivar rearranjos societários. Porém, uma diferença fundamental é que, enquanto a tributação monofásica do PIS/Cofins tende a incentivar rearranjos intraestaduais e interestaduais em todos os níveis da cadeia produtiva, o planejamento fiscal para diminuir a ICMS-ST incentiva o rearranjo societário entre indústria e atacado.

Portanto, no caso do PIS/Cofins monofásico, como o imposto é arrecadado no nível federal, a legislação parece estimular a união entre indústria-atacado ou indústria-varejo dentro do mesmo estado e entre diferentes estados. Por sua vez, a legislação do ICMS-ST parece mais propensa a influenciar as reorganizações societárias entre indústria e atacado. Assim, além da proximidade com o mercado consumidor, a questão fiscal estimularia o fabricante a abrir novos centros de distribuição, já que um maior número de filiais em diferentes estados pode resultar em maior vantagem tributária, dependendo das legislações estaduais.¹⁷

Neste artigo, são investigados os efeitos da implementação do regime monofásico do PIS/Cofins sobre um possível aumento no número de associações entre indústria e comércio de firmas já existentes no setor e sobre o aumento de novas firmas por um grupo econômico já existente. A ideia é analisar se a verticalização incentivou a associação entre firmas já existentes ou a criação de novas firmas dentro de um mesmo grupo. A próxima seção descreve a estratégia empírica utilizada para atingir esse objetivo.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Para investigar se a implementação do regime monofásico do PIS/Cofins provocou mudanças societárias e maior integração entre indústria e atacadistas e/ou varejo no setor farmacêutico, as informações foram levantadas e trabalhadas em seis etapas. Na primeira etapa, por meio de levantamento da legislação de PIS/Cofins, foram

17. O diferencial de alíquota entre o estado de origem e o de destino pode incentivar novas filiais. É importante ressaltar que o estado de São Paulo, que representava cerca de 38% da produção de medicamentos no país, só aderiu ao regime de ICMS-ST em 2008, portanto, depois do período dos dados desta pesquisa. Para uma discussão completa sobre os impactos do ICMS-ST na verticalização das firmas em geral, ver Angelis (2016).

identificados os bens impactados pela mudança do regime monofásico. As firmas que fabricam esses bens foram selecionadas para formar o grupo de tratamento.

Na etapa seguinte, foram obtidas as alíquotas aplicadas a essas mercadorias no regime monofásico de tributação. Essas informações estão disponíveis no portal Sistema Público de Escrituração Digital (SPED) da Receita Federal,¹⁸ que destaca os códigos (sete dígitos) da Nomenclatura Comum do Mercosul baseada no Sistema Harmonizado (NCM/SH) de produtos e serviços.¹⁹ Na terceira etapa, efetuou-se o cruzamento de informações entre o código do bem na NCM e o Código Nacional de Atividade Econômica (CNAE) da firma, utilizando-se como referência a tabela de correspondências NCM e CNAE disponibilizada pelo IBGE com sete dígitos.²⁰

A tabela 3 traz a quantidade de códigos NCM e códigos CNAE para as versões com cinco e sete dígitos por setor de atividade (quadro A.1 no apêndice A). O campo *grupo de atividades* designa os quatro setores de atividades impactadas pelo regime monofásico, sendo que o grupo denominado *outros* refere-se a todos os demais códigos NCM e CNAE que não pertencem ao regime de tributação monofásica e estão classificados no grupo de controle do estudo. Para o setor farmacêutico, perfumaria e higiene pessoal, foram mapeados 714 códigos NCM, contra dez códigos CNAE sete dígitos ou seis códigos CNAE cinco dígitos, representando os indivíduos de tratamento do modelo proposto.

TABELA 3
Correspondência entre quantidade de códigos NCM e códigos CNAE

Grupo de atividades	NCM	CNAE 7 dígitos	CNAE 5 dígitos
Bebidas frias	10	11	4
Combustíveis	46	13	9
Medicamentos, perfumaria, cosméticos, higiene pessoal	714	15	7
Veículos, máquinas, autopeças	229	32	17
Outros (grupo de controle)	-	576	321

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Número de observações refere-se à quantidade total de códigos NCM, códigos CNAE sete e cinco dígitos.

2. Não foi considerado o total de códigos de NCM que formam o grupo de setores que não seguem o regime de tributação monofásica.

18. O portal do SPED da Receita Federal disponibiliza a *tabela 4.3.10 – produtos sujeitos a alíquotas diferenciadas: incidência monofásica e por pauta (bebidas frias)*, que destaca as leis e respectivos códigos NCM para os produtos classificados como monofásicos. Disponível em: <http://sped.rfb.gov.br/arquivo/show/1638>.

19. A tabela de incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados (Ipi) dispõe dos códigos de NCM e está dividida em cinco níveis hierárquicos (capítulo, posição, subposição, item e subitem) que referenciam bens, serviços e fatores produtivos. Disponível em: <https://www.gov.br/receitafederal/pt-br/assuntos/aduana-e-comercio-exterior/classificacao-fiscal-de-mercadorias/download-ncm-nomenclatura-comum-do-mercossul>.

20. O código CNAE indica qual a atividade econômica exercida e o enquadramento tributário para cada empresa da base de dados da Receita Federal. Por meio dele, é possível identificar o tipo de indústria, comércio atacadista ou varejista e fornecer um indicativo se o segmento de uma determinada empresa se enquadra no regime de tributação monofásica. A tabela que associa códigos NCM com códigos CNAE está disponível em: <https://concla.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas.html>.

Em uma outra etapa, foram cruzadas as informações de códigos CNAE com o Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ) da Receita Federal. Nessa fase, cada observação é identificada pelo CNPJ e pode ser associada a um código CNAE sete dígitos. Esse cruzamento permite identificar o número de firmas e o número de sócios na indústria e comércio (atacado e varejo) no país. Por outro lado, essa segmentação não permite separar os setores de medicamentos, perfumaria e higiene pessoal. As informações referentes ao número de empresas por atividade estão destacadas na tabela 4.

A partir das informações obtidas nos códigos CNAE foi possível identificar o setor de atividade econômica de cada firma e classificá-las como indústria, atacado, varejo ou serviço.

TABELA 4
Dados públicos das firmas: amostra selecionada

	Total	Indústria	Comércio
Firmas	44.467.067	4.051.470	860.312
Sócios	27.176.264	1.837.634	8.252.366

Fonte: IBGE (2021).
Elaboração dos autores.

Já a quinta etapa envolveu a utilização da informação dos sócios de empresas disponibilizadas pela Receita Federal por código CNPJ ou CPF. Uma vez com a informação de sócio segmentada para indústria e comércio, buscou-se identificar quais os sócios das indústrias eram ao mesmo tempo sócios de empresas comerciais, caracterizando-se assim a relação vertical entre firmas de um mesmo grupo econômico.

Além de possibilitar a classificação de uma empresa verticalizada ou não, foi possível determinar o ano em que a verticalização ocorreu através da informação da sequência da data de entrada na sociedade de cada um dos sócios. Assim, foi possível identificar em que data essas duas firmas se “interconectaram” pela primeira vez, seja através de uma cisão, fusão, transformação ou incorporação. Com toda a informação consolidada de empresas por CNPJ, sócios e códigos CNAE sete dígitos, chegou-se a uma base de dados de 4.911.782 empresas.

Por fim, na sexta e última etapa, para tornar o banco de dados factível e operacional, todas as observações das firmas, sócios e reorganização societária foram consolidadas de acordo com os códigos CNAE cinco dígitos e o tempo em anos. Para isolar os efeitos do regime de tributação PIS/Cofins monofásico específico no setor farmacêutico e evitar viés na análise do estudo de eventos, foram excluídas da amostra os demais setores de atividades também impactadas pelo regime PIS/Cofins monofásico (no caso, setores de combustíveis, máquinas, veículos e autopeças,

além de bebidas frias). No apêndice A, as tabelas A.1 e A.2 trazem a estatística descritiva das observações da indústria e das atividades comerciais, respectivamente.

3.2 Estratégia empírica: estudo de eventos

Para estimar o efeito médio da implementação do regime monofásico do PIS/Cofins sobre as firmas do setor farmacêutico, foi utilizada a metodologia de diferença em diferenças (*dif-in-dif*) em painel de dados balanceado. Em particular, é utilizada a metodologia de estudo de eventos para explorar a existência de diferentes regimes fiscais entre os setores no decorrer do tempo.

O método de estudo de eventos permite comparar a evolução da abertura de novas firmas e reorganizações societárias (integração vertical) entre o grupo de tratamento (setor farmacêutico) e o grupo de controle (demais setores). Essa metodologia expande o modelo tradicional de painel de dados por meio de variáveis binárias (*dummies*) temporais que identificam eventuais mudanças nos anos anteriores e posteriores à mudança do regime. Uma vantagem do estudo de eventos é que ele permite verificar se os efeitos são persistentes ou temporários após o período-base selecionado.

A função (1) designa o estudo de evento em painel utilizado para estimar o impacto do efeito do PIS/Cofins monofásico para (g) indivíduos e (t) anos, conforme descrito em Clarke e Tapia-Schythe (2021).

$$y_{gt} = \alpha + \sum_{j=2}^J \beta_j (Lead\ j)_{gt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k (Lag\ k)_{gt} + \mu_g + \lambda_t + X'_{gt} \Gamma + \varepsilon_{gt} \quad (1)$$

Na equação (1), a variável dependente y_{gt} representa a taxa da variação de abertura de novas firmas no comércio e indústria ou a taxa de reorganizações societárias em relação ao total de firmas, conforme discutido na subseção 3.1. Já a variável μ_g representa o efeito fixo da firma denotados por código CNAE cinco dígitos, e a variável λ_t , o efeito fixo de tempo. O vetor de controles representados por X_{gt} designa as variáveis binárias de identificação das etapas da cadeia produtiva. Por fim, considerando o agrupamento firma-evento, o termo de erro é robusto para heterocedasticidade e correlação temporal.

Na função (1), o número de períodos que antecede a lei (j) é denominado *Lead* e o número de períodos posterior ao evento (k) é designado *Lag*, conforme indicados nas funções (2) e (5). A primeira parcela da função (1) captura os efeitos que antecedem o evento (*Leads*), no caso de 1995 até 2000, conforme descrito nas funções (2) e (3). E a segunda parcela da equação (1) captura os efeitos posteriores ao evento (*Lags*), no caso de 2001 até 2007, e é descrita pelas funções (4) e (5). Assim, neste estudo, são considerados cinco anos anteriores e seis anos posteriores ao evento, de modo que $k = 6$ e $j = 5$. A variável *Evento* designa o período t no qual o tratamento é recebido pelo grupo g .

$$(Lead\ J)_{gt}=1[t \leq Evento_g-J], \quad (2)$$

$$(Lead\ j)_{gt}=1[t=Evento_g-j] \text{ para } j \in \{1, \dots, J-1\}, \quad (3)$$

$$(Lead\ k)_{gt}=1[t=Evento_g+k] \text{ para } k \in \{1, \dots, K-1\}, \quad (4)$$

$$(Lag\ K)_{gt}=1[t \geq Evento_g+K] \quad (5)$$

Leads e *Lags* capturam, no grupo de tratamento, a antecipação, ou defasagem em t anos da janela do evento, e recebem o valor de um nos *Lags*. Já as firmas que não tiveram alteração de regime tributário no período de análise recebem o valor zero em todos os *Leads* e *Lags* e são consideradas grupo de controle. Portanto, o estimador mede o efeito na unidade e no evento (*within effect*).

A estratégia de identificação está baseada na comparação das diferenças de médias entre os grupos de tratamento e controle no período-base omitido (em que $t = 0$), ou seja, no primeiro *Lead* na função (1). Na função (1), conforme é padrão no estudo de eventos, o ano anterior à mudança de regime da tributação monofásica, em que $j = 1$, é considerado como o *Evento* (ano) de referência. Nesse caso, foi adotado como *Evento* o ano de 2001, uma vez que a Lei nº 10.147/2000 foi promulgada em dezembro de 2000 e entrou em vigor em março de 2001.²¹

Para obter um estimador consistente do efeito do tratamento depois do evento em t , uma premissa do estudo de eventos é que as tendências sejam paralelas entre grupos de controle e tratamento. Ou seja, assume-se que, na ausência de tratamento, a diferença entre grupo de tratamento e grupo de controle iria se manter inalterada, como no período anterior à política. Assim, se a premissa for válida, os coeficientes dos períodos de pré-implantação do programa (*Leads*) não deveriam ser significantes, sugerindo que não existe diferença nas tendências dos grupos antes do evento de tratamento. De fato, se o comportamento dos grupos tratados e não tratados já não é paralelo no período pré-evento, é pouco provável que eles fiquem paralelos depois do período-base (Clarke e Tapia-Schyte, 2021).

4 RESULTADOS

Esta seção traz os resultados da metodologia de estudo de eventos. Conforme descrito na subseção 3.2, o estudo de eventos está baseado em um estimador de diferença em diferença em painel de dados e permite investigar como a implementação do regime monofásico do PIS/Cofins no setor farmacêutico (medicamentos, higiene

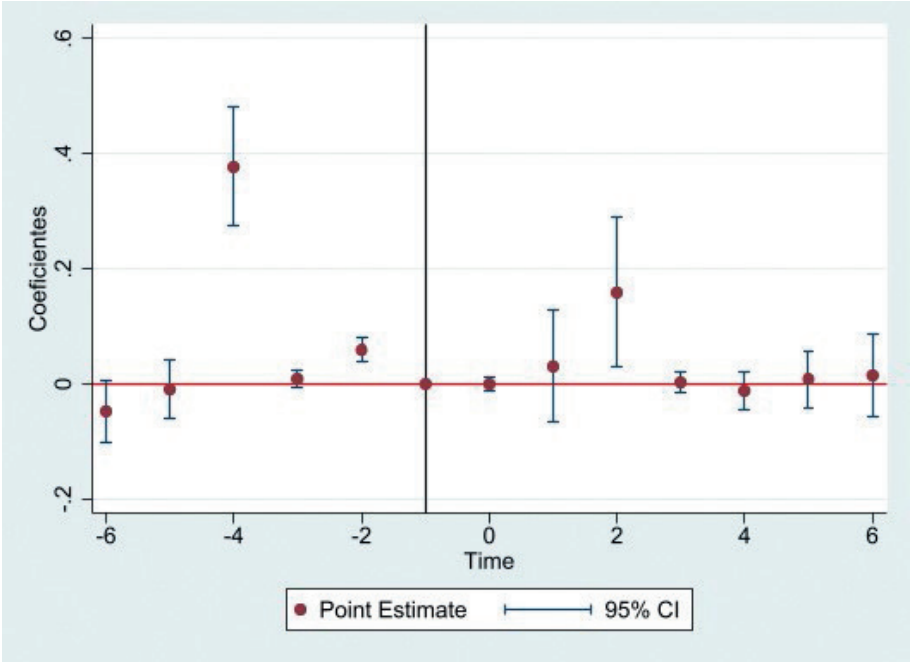
21. No método de painel de efeito fixo em diferenças tradicional, um único coeficiente (β) mede o efeito do tratamento depois da ocorrência do evento nas observações tratadas. Desse modo, o modelo tradicional perde a dinâmica do efeito no decorrer do tempo (se o efeito aumenta ou diminui no tempo) e também se as tendências são paralelas no período de pré e pós-tratamento, conforme descrito na função (6):

$$y_{gt} = \alpha + \beta PosEvento_{gt} + \mu_g + \lambda_t + X'_{gt}\Gamma + \varepsilon_{gt}$$

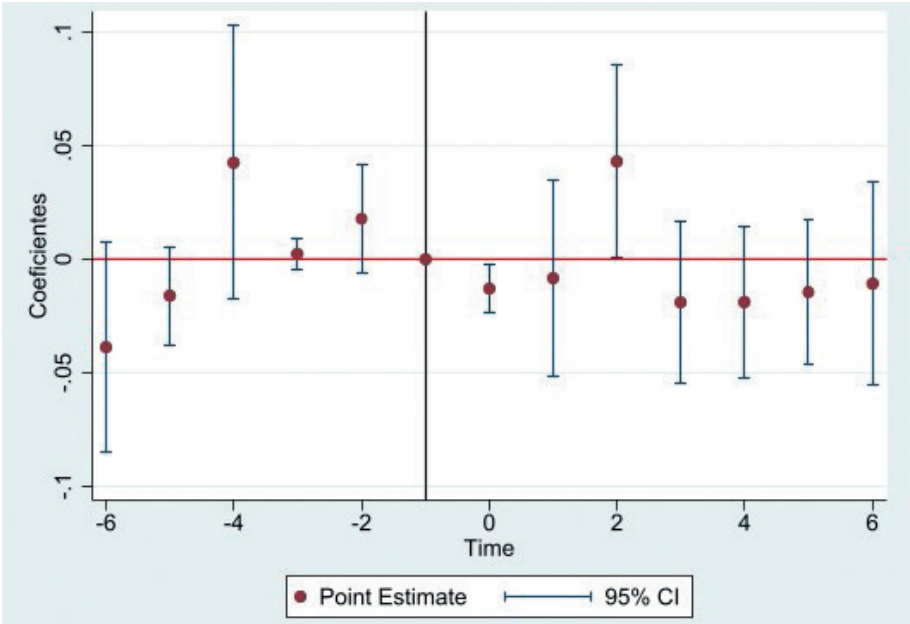
peçoal, perfumaria e cosméticos) influenciou as reorganizações societárias e aberturas de novas firmas no decorrer do tempo.

O gráfico 2 mostra os coeficientes estimados do estudo de eventos conforme descrito na função (1), em que a variável dependente é a proporção de indústrias que promoveram reorganizações societárias verticais com firmas comerciais (atacadista ou varejista) em relação ao total de firmas por CNAE. Cada ponto nos gráficos 2 a 4 representa a média do coeficiente estimado, e as linhas verticais indicam um intervalo de confiança de 95%.

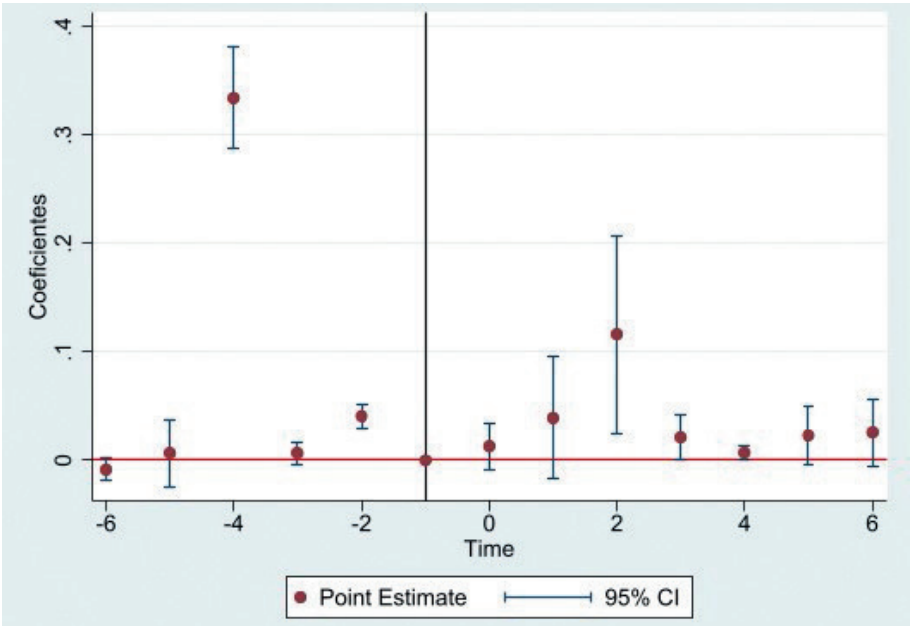
GRÁFICO 2
Taxa anual de reorganização societária entre indústria e comércio
2A – Reorganização vertical



2B – Reorganização vertical intraestadual



2C – Reorganização vertical interestadual



Elaboração dos autores.
Obs.: 1. O gráfico traz coeficientes dos Leads e Lags do estudo de eventos, linhas verticais com 95% de intervalo de confiança, regressões com efeito fixo para CNAE cinco dígitos e variável de tendência temporal linear.
2. Ilustração reproduzida conforme o original (nota do Editorial).

Os coeficientes exibidos no gráfico 2A indicam um efeito positivo e estatisticamente significativo dois anos após a mudança do regime monofásico do PIS/Cofins, quando o ano de transição $t = 0$, e que oscila ao redor de zero nos anos seguintes à implementação do regime. Ainda no gráfico 2A, o ponto não paralelo em $t = -4$ possui duas explicações possíveis: i) ele coincide com a implementação do regime de substituição tributária no ICMS (Convênio ICMS nº 76/94) e pode estar refletindo o efeito dessa política tributária anterior à mudança do regime monofásico do PIS/Cofins; ou ii) uma antecipação do setor a esta política tributária e que reforçaria o efeito estimado. De qualquer forma, devemos interpretar essa estimativa com cautela.

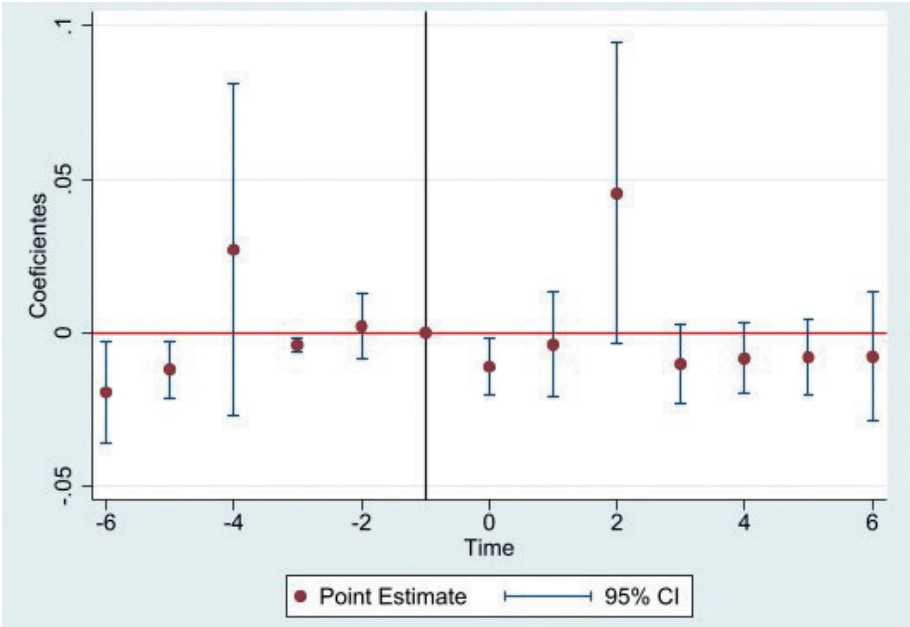
Os gráficos 2B e 2C dividem as reorganizações verticais em intraestaduais (dentro do mesmo estado) e interestaduais (entre estados diferentes). A análise dos coeficientes sugere que o efeito é maior para o caso das reorganizações interestaduais do que para o das reorganizações intraestaduais. Os coeficientes estimados em $t = 2$ nos gráficos 2B e 2C sugerem um aumento ao redor de 5% nas reorganizações verticais intraestaduais contra mais de 10% nos rearranjos interestaduais, respectivamente.

Conforme discutido na subseção 2.3, é plausível esperar um coeficiente maior para as reorganizações interestaduais, já que a vantagem fiscal decorrente das diferenças de carga do ICMS-ST entre regiões, e também do regime do PIS/Cofins, pode ser maior à medida que os fabricantes expandem o número de filiais entre diferentes estados do que no caso da expansão da matriz apenas no próprio estado de origem. Adicionalmente, a comparação entre os gráficos 2B e 2C sugere que o efeito intraestadual é transitório (até dois períodos após a reforma) e o efeito interestadual tende a ser permanente (até seis anos após a reforma).

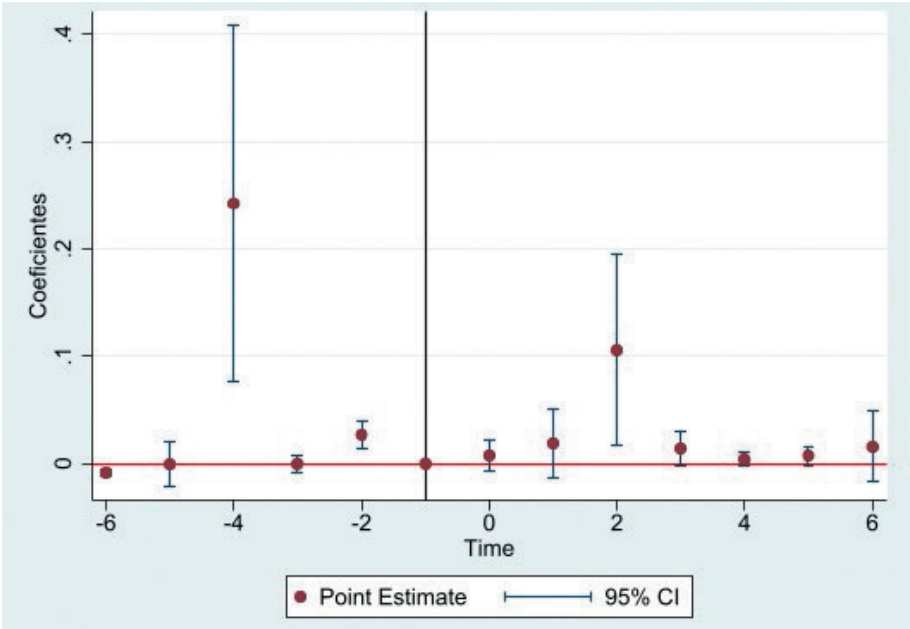
Já os gráficos 3A a 3D dividem as reorganizações societárias entre comércio atacadista e varejista dentro e fora dos estados. Um ponto importante dessa segmentação é que enquanto a vantagem fiscal do ICMS-ST só vale para associações entre fabricante e distribuidor (atacadista), a vantagem no regime monofásico do PIS/Cofins continua válido para integração com filiais varejistas. Desse modo, pode-se dizer que os resultados exibidos nos gráficos 3C e 3D refletem melhor os efeitos da política do PIS/Cofins, pois estão sem a influência da vantagem fiscal do ICMS-ST.

Em primeiro lugar, a comparação dos rearranjos entre indústria e atacado parece ser transitória tanto dentro dos estados como nos rearranjos verticais entre diferentes estados (painel 3A e 3B). Quando se analisa separadamente o efeito sobre a integração vertical entre indústria e varejo no mesmo estado não se encontra nenhum efeito no período analisado (ver coeficientes no painel 3C).

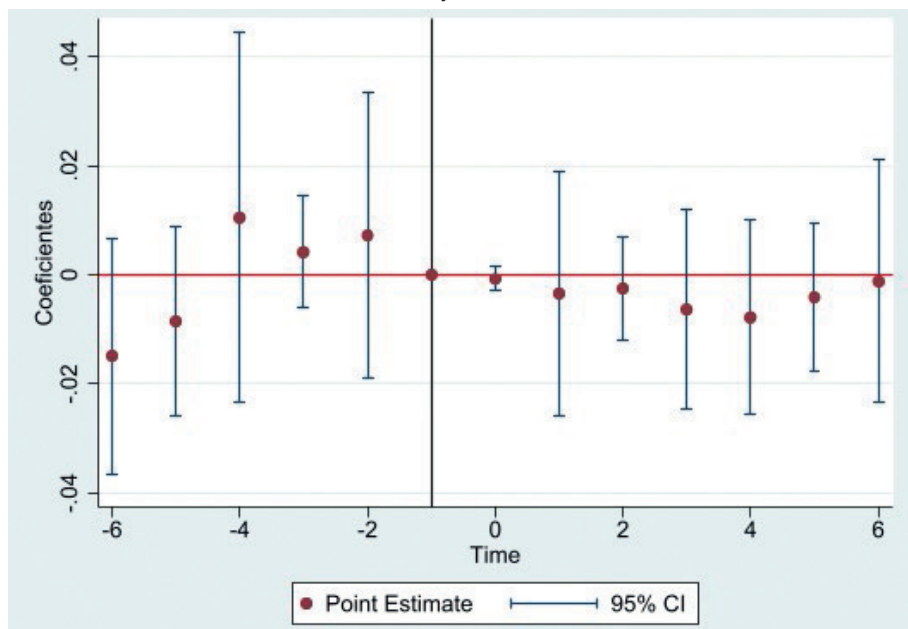
GRÁFICO 3
Taxa anual de reorganização societária por tipo de atividade: intraestadual e interestadual
3A – União intraestadual indústria e atacado



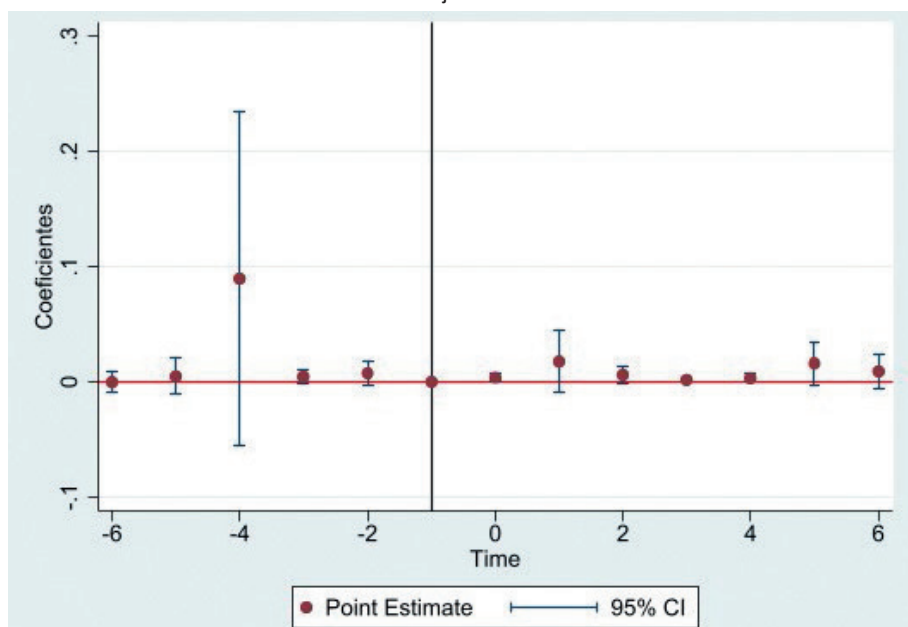
3B – União interestadual indústria e atacado



3C – União intraestadual indústria e varejo



3D – União interestadual indústria e varejo



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O gráfico traz coeficientes dos *Leads* e *Lags* do estudo de eventos, linhas verticais com 95% de intervalo de confiança, regressões com efeito fixo para CNAE cinco dígitos e variável de tendência temporal linear.

2. Ilustração reproduzida conforme o original (nota do Editorial).

Já a análise do gráfico 3D sugere que o efeito da mudança de regime também é importante para as reorganizações interestaduais entre indústria e varejo. Apesar de a magnitude dos coeficientes estimados ser baixa e de não ter sido encontrado efeito significativo na média do período pós-implementação do PIS/Cofins monofásico, são encontrados quatro valores positivos e significantes no total de sete períodos pós-implementação da política (coluna 3 da tabela 6). O aumento da integração vertical entre indústria e varejo pode estar associado ao aumento de participação do canal de vendas diretas no setor de perfumaria e cosméticos, conforme discutido na subseção 2.3. Já o rearranjo vertical entre indústria e atacado deve estar mais associado ao setor de medicamentos, dada a própria estrutura da cadeia produtiva.

TABELA 5

Resultados para as reorganizações societárias verticais: total, intraestaduais e interestaduais (1995-2007)

Variável dependente	Total	Intraestadual	Interestadual
Diferença em diferenças	0,01 (0,055)	0,014 (0,022)	-0,004 (0,043)
Estudo de evento			
1995	-0,047* (0,027)	-0,039* (0,023)	-0,008* (0,005)
1996	-0,01 (0,026)	-0,016 (0,011)	0,007 (0,016)
1997	0,377*** (0,052)	0,043 (0,030)	0,335*** (0,024)
1998	0,009 (0,008)	0,002 (0,003)	0,007 (0,005)
1999	0,059*** (0,011)	0,018 (0,012)	0,041*** (0,006)
2000 (omitido)	0	0	0
2001 (evento)	0,000 (0,006)	-0,013** (0,005)	0,013 (0,011)
2002	0,031 (0,049)	-0,008 (0,022)	0,039 (0,029)
2003	0,159** (0,066)	0,043** (0,021)	0,116** (0,046)
2004	0,002 (0,009)	-0,019 (0,018)	0,021** (0,011)
2005	-0,012 (0,017)	-0,019 (0,017)	0,007** (0,003)
2006	0,009 (0,025)	-0,015 (0,016)	0,023* (0,014)
2007	0,015 (0,037)	-0,011 (0,023)	0,026 (0,016)
Constante	3,098*** (0,308)	3,022*** (0,2)	0,077 (0,174)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente	Total	Intraestadual	Interestadual
Efeito fixo setor	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo tempo	Sim	Sim	Sim
Controle setor	Sim	Sim	Sim
Controle indústria	Sim	Sim	Sim
Tratamento (CNAE)	3	3	3
Controle (CNAE)	184	184	184
Observações	7.553	7.553	7.553
R ²	0,114	0,158	0,092

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação entre parênteses.

2. Todas as regressões incluem efeito fixo para CNAE cinco dígitos e variável de tendência linear temporal.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

TABELA 6

Resultados para as reorganizações societárias entre indústria e comércio: atacado e varejo (1995-2007)

Variável dependente	Intraestadual indústria/atacado	Interestadual indústria/atacado	Intraestadual indústria/varejo	Interestadual indústria/varejo
Diferença em diferenças	0,007 (0,014)	-0,008 (0,033)	0,006 (0,013)	0,001 (0,023)
Estudo de evento				
1995	-0,019** (0,008)	-0,009*** (0,002)	-0,015 (0,011)	0,000 (0,004)
1996	-0,012** (0,005)	-0,001 (0,010)	-0,009 (0,009)	0,005 (0,008)
1997	0,027 (0,028)	0,242*** (0,084)	0,011 (0,017)	0,09 (0,073)
1998	-0,004*** (0,001)	0,000 (0,004)	0,004 (0,005)	0,005 (0,003)
1999	0,002 (0,005)	0,027*** (0,007)	0,007 (0,013)	0,008 (0,005)
2000 (omitido)	-	-	-	-
2001 (evento)	-0,011** (0,005)	0,007 (0,007)	-0,001 (0,001)	0,004* (0,002)
2002	-0,004 (0,009)	0,019 (0,016)	-0,003 (0,011)	0,017 (0,014)
2003	0,045* (0,025)	0,106** (0,045)	-0,003 (0,005)	0,006* (0,004)
2004	-0,01 (0,007)	0,014* (0,008)	-0,006 (0,009)	0,002** (0,001)
2005	-0,008 (0,006)	0,003 (0,003)	-0,008 (0,009)	0,003 (0,002)
2006	-0,008 (0,006)	0,007 (0,004)	-0,004 (0,007)	0,016* (0,009)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente	Intraestadual indústria/atacado	Interestadual indústria/atacado	Intraestadual indústria/varejo	Interestadual indústria/varejo
2007	-0,008 (0,011)	0,016 (0,017)	-0,001 (0,011)	0,009 (0,008)
Constante	0,878*** (0,095)	-0,167 (0,137)	1,516*** (0,121)	0,177** (0,078)
Efeito fixo setor	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo tempo	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle setor	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle indústria	Sim	Sim	Sim	Sim
Tratamento (CNAE)	3	3	3	3
Controle (CNAE)	184	184	184	184
Observações	7.553	7.553	7.553	7.553
R ²	0,081	0,079	0,098	0,042

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação entre parênteses.

2. Todas as regressões incluem efeito fixo para CNAE cinco dígitos e variável de tendência linear temporal.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Do ponto de vista metodológico, a análise do estudo de evento entre indústria e varejo pode ser considerada mais robusta que os resultados para rearranjos entre indústria e atacado. De fato, os coeficientes dos períodos pré-implementação do regime monofásico (antes de $t = 0$) são todos insignificantes tanto no gráfico 3C como no gráfico 3D. Já nos gráficos 3A e 3B, existem alguns coeficientes negativos anteriores a $t = -4$ no primeiro gráfico, e um coeficiente positivo e significativo em $t = -4$ no segundo. Isso significa que as firmas já apresentavam tendências não paralelas antes da mudança de regime. A variação em $t = -4$ no gráfico 3B pode ser explicada pela implementação do regime do ICMS-ST. Já a interpretação dos coeficientes no gráfico 3A requer alguma precaução, pois, conforme discutido na subseção 3.2, a ausência de tendências paralelas antes do ano base t limita a interpretação dos resultados.

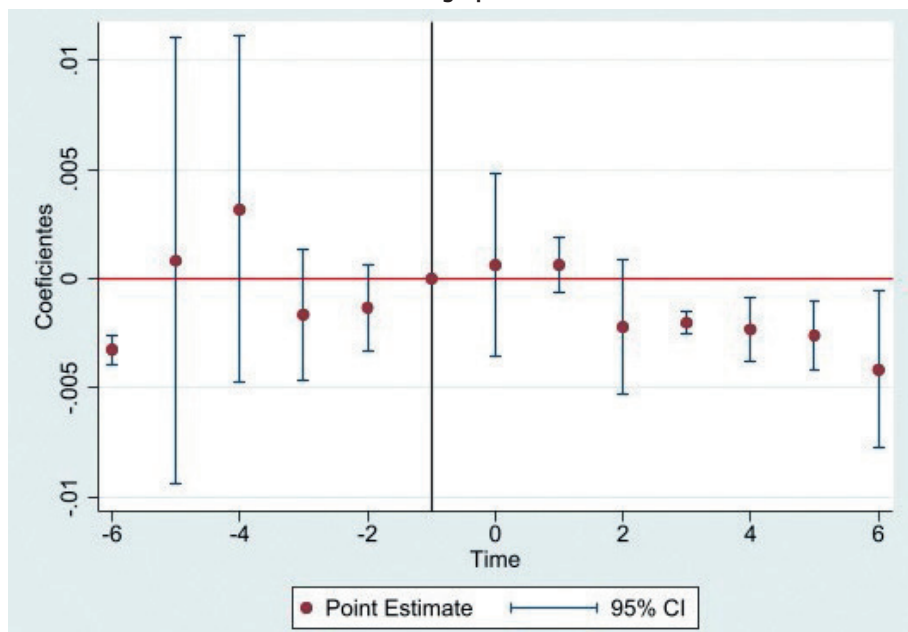
As tabelas 5 e 6 trazem os coeficientes estimados referentes ao estudo de evento representado nos gráficos 3 e 4, respectivamente.

Por fim, o gráfico 4 traz uma análise adicional em que a variável dependente é a proporção de novas firmas comerciais (atacado e varejo) abertas considerando-se apenas conglomerados verticais em relação ao total de firmas existentes. Os resultados sugerem que, após um pequeno aumento (não significativo) de novas firmas, a partir do período $t = 3$ houve uma queda na abertura de novas firmas em grupos verticalizados. Uma possível explicação para esse resultado pode estar associada ao aumento de concentração no setor farmacêutico no decorrer do tempo, conforme discutido na subseção 2.1. De acordo com os coeficientes do gráfico 4, a partir do terceiro ano da implementação do regime ($t = 3$) há uma queda ao redor de 3%

da abertura de novas firmas pelos grupos verticais. Esse efeito negativo não parece se dissipar no decorrer do tempo.²²

GRÁFICO 4

Taxa anual de abertura de firmas em grupos verticais



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O gráfico traz coeficientes dos *Leads* e *Lags* do estudo de eventos, linhas verticais com 95% de intervalo de confiança, regressões com efeito fixo para CNAE cinco dígitos e variável de tendência temporal linear.

2. Ilustração reproduzida conforme o original (nota do Editorial).

Em conjunto, os resultados sugerem que o efeito da mudança tende a ser maior para a união entre indústria e atacadistas tanto dentro do mesmo estado como entre diferentes estados. Os coeficientes estimados para o período de pós-implementação da política (*Lags*) sugerem que os efeitos para reorganizações verticais entre indústria e atacado se dissipam no decorrer do tempo. Em contrapartida, apesar de menor, o efeito positivo para associações verticais entre indústria e varejo parece ser mais duradouro. Os resultados indicam ainda que o impacto da mudança de regime fiscal foi maior entre firmas industriais e comerciais já existentes e que houve uma queda na criação de novas firmas para explorar as vantagens fiscais decorrentes da verticalização. Por fim, é importante ressaltar que, no caso de reorganização vertical entre indústria e varejistas, não existe nenhuma outra mudança tributária que justifique esse tipo de união além da implementação do regime monofásico de cobrança do PIS/Cofins.

22. A concentração no setor farmacêutico é um fenômeno bem conhecido no Brasil. Por exemplo, entre 2007 e 2012, o número de fabricantes de medicamentos encolheu 24% no país (Amaral, 2012).

5 CONCLUSÃO

Este artigo explora a mudança de regime de tributação do PIS/Cofins monofásico no setor farmacêutico (medicamentos, higiene pessoal, perfumaria e cosméticos) para investigar os efeitos sobre a cadeia produtiva. A hipótese principal de investigação é verificar se a nova legislação aumentou o número de reestruturações verticais no setor por conta das vantagens fiscais para esse tipo de arranjo no regime monofásico. Para cumprir esse objetivo, foram levantados dados da Receita Federal e da CNAE das firmas produtoras de bens farmacêuticos para o período de 1995 até 2007.

Os resultados obtidos por meio da metodologia de estudo de eventos em um painel balanceado sugerem que houve um aumento significativo no número de empresas comerciais (atacadistas e varejistas) dentro de um mesmo grupo econômico. De acordo com os resultados estimados, esse aumento de firmas operando como uma extensão da indústria na redistribuição de mercadorias ocorreu principalmente entre indústria e comércio atacadista dentro do mesmo estado (intraestaduais) e entre indústria e comércio varejista em diferentes estados (interestaduais). Adicionalmente, os resultados apontaram um aumento de criação de novas firmas atacadistas ligadas a grupos industriais até dois anos após a reforma de regime do PIS/Cofins no setor.

Esse resultado é importante pois fornece novas evidências de como mudanças na tributação influenciam aspectos organizacionais das firmas. Adicionalmente, fornece evidências de que tributos indiretos que não são estruturados como um imposto sobre valor agregado não apresentam neutralidade e afetam a eficiência alocativa das cadeias produtivas (Angelis, 2016). A reorganização da cadeia produtiva com o intuito de diminuir ou eliminar a incidência tributária é um tópico ainda pouco abordado na literatura econômica que costuma discutir os impactos de reformas fiscais sobre os preços e lucratividade. Estudos adicionais com mais setores e outros casos de alterações na política fiscal podem contribuir para esse importante debate.

REFERÊNCIAS

AMARAL, G. L. do (coord.). **Redução do ICMS sobre medicamentos e estudo do impacto nos preços dos medicamentos ao consumidor após a redução da alíquota do ICMS no Estado do Paraná, e os reflexos na arrecadação deste tributo**. São Paulo: Sindusfarma, maio 2012. Disponível em: https://sindusfarma.org.br/cadastro/public/uploads/publicacoes/arquivos/91/reducao_do_icms_sobre_medicamentos_baixa_resolucao.pdf.

ANGELIS, Â. de. **O imposto sobre o valor agregado e o ICMS no estado de São Paulo: 1988 a 2013 – 25 anos**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2016.

APPY, B. Tributação e produtividade no Brasil. *In*: BONELLI, R.; VELOSO, F.; PINHEIRO, A. C. (org.). **Anatomia da produtividade no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier; Ibre/FGV, 2017. p. 323-360.

BARROS, M. K. de; SILVA, C. I. P. da. **Reflexões do ICMS-ST sobre o custo das mercadorias e a importância do planejamento tributário da empresa “y” nos estados do sul do Brasil**: um estudo de caso. [S. l.]: Uniabeu, 2008.

BERNARDO, P. **Audiência pública**: redução de impostos sobre medicamentos. Brasília: Interfarma, 2 jul. 2014.

BRASIL. Lei nº 10.147, de 21 de dezembro de 2000. Dispõe sobre a incidência da contribuição para os programas de integração social e de formação do patrimônio do servidor público – PIS/Pasep, e da contribuição para o financiamento da seguridade social – Cofins, nas operações de venda dos produtos que especifica. **Diário Oficial da União**, Brasília, 22 dez. 2000.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **A tributação cumulativa no Brasil**: transição para o modelo de PIS e Cofins não cumulativo. Brasília: MF, out. 2003.

CAPANEMA, L. X. de L. *et al.* Panorama da indústria de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 25, p. 131-155, mar. 2007.

CARRARO, P. R. **Avaliação da influência de aspectos logísticos, fiscais e ambientais no projeto de redes de distribuição física**. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

CLARKE, D.; TAPIA-SCHYTTE, K. Implementing the panel event study. **The Stata Journal**, v. 21, n. 4, p. 853-884, dez. 2021. Disponível em: <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/1536867X211063144>.

GADENNE, L.; NANDI, T. K.; RATHELOT, R. **Taxation and supplier networks: evidence from India**. Paris; Londres: CEPR Press, 2019. (Discussion Paper, n. 13971). Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3464498.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) – 2.2**. Rio de Janeiro: IBGE, 2021.

MONTEIRO FILHA, D. C.; COSTA, A. C. R.; NUNES, B. F. **Informe setorial da área industrial, n. 14**. Rio de Janeiro: BNDES, jan. 2010. Disponível em: <http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/1873>.

NISHIJIMA, M.; BIASOTO JÚNIOR, G.; LAGROTERIA, E. A competição no mercado farmacêutico brasileiro após uma década de medicamentos genéricos: uma análise de rivalidade em um mercado regulado. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 23, n. 1, p. 155-186, abr. 2014.

ROSA, J. R. **Substituição tributária no ICMS**: manual explicativo. 2. ed. Itu: Ottoni, 2009.

SAAB, W. G. L.; RIBEIRO, R. M. **Um panorama do varejo de farmácias no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2001.

SANTO, D. P. do E. **A influência do planejamento tributário no desenho da rede de distribuição e na localização de centros de distribuição**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 19 out. 2015.

SANTOS, C.; RIBEIRO, M.; GOBETTI, S. W. **A evolução da carga tributária bruta brasileira no período 1995-2007**: tamanho, composição e especificações econométricas agregadas. Brasília: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1350).

SILVA, R.; NASCIMENTO, A. N. Estratégias competitivas na indústria farmacêutica brasileira: uma abordagem sobre as perspectivas e oportunidades da biotecnologia. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DA PRODUÇÃO, 27., 2007, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais** [...]. Foz do Iguaçu: Enegep, 2007.

SINDUSFARMA – SINDICATO DA INDÚSTRIA DE PRODUTOS FARMACÊUTICOS. **Relatório anual de atividades 2019**. São Paulo: Sindusfarma, 2019. Disponível em: https://sindusfarma.org.br/uploads/Publicacoes/RAA_2020_pdf_01mar20.pdf.

ZULIAN, B. L. **Efeitos de interrupções na cadeia de impostos sobre valor adicionado**: evidências em dados de declaração de ICMS no estado de São Paulo. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2015. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/13697/Dissertacao.pdf?sequence=3&isAllowed=y>.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Dados do setor farmacêutico: atividade industrial

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Novas firmas			
EmpNovasTot (total anual de novas firmas)	7.667	81	247
EmpNovasVert (quantidade anual de novas empresas verticais)	7.667	28	81
EmpNovasHoriz (quantidade anual de novas empresas horizontais)	7.667	53	169
Quadro societário			
SóciosNovosVerticais (novos sócios por ano de firmas verticais)	7.667	63	153
SóciosNovosHorizon (novos sócios por ano de firmas horizontais)	7.667	72	244
Reorganização societária			
RrgQIntg (total anual de reorganizações societárias)	7.667	1.239	7.715
RrgQNV (total anual de reorganizações societárias verticais)	7.667	352	1.932
Reorganização societária (interestadual e intraestadual)			
RrgNovasMesmoEst (total de reorganizações societárias verticais intraestaduais)	7.667	112	429
RrgNovasOutrEst (total de reorganizações societárias verticais interestaduais)	7.667	240	1.609
Reorganização societária (atacado/varejo)			
RrgNVGAtLRME (total de reorganizações anuais – atacadistas intraestaduais)	7.667	41	183
RrgNVGAtLROE (total de reorganizações anuais – atacadistas interestaduais)	7.667	150	1.055
RrgNVGVrLRME (total de reorganizações anuais – varejistas intraestaduais)	7.667	56	301
RrgNVGVrLROE (total de reorganizações anuais – varejistas interestaduais)	7.667	81	949

Elaboração dos autores.

Obs.: Nível observacional em código da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) cinco dígitos para a indústria farmacêutica.

TABELA A.2
Dados do setor farmacêutico: atividade comercial

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Novas firmas			
EmpNovasTot (total de novas firmas fundadas no ano)	2.419	1.545	2.570
EmpNovasVert (quantidade de novas empresas verticais)	2.419	174	295
EmpNovasHoriz (quantidade de novas empresas horizontais)	2.419	1.371	2.306
Quadro societário			
SóciosNovosVerticais (novos sócios por ano de firmas verticais)	2.419	430	854
SóciosNovosHorizon (novos sócios por ano de firmas horizontais)	2.419	1.910	3.325

(Continua)

(Continuação)

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
SóciosNovos (novos sócios por ano)	2.419	3.181	5.638
RrgQIntg (total anual de reorganizações societárias)	2.419	3.974	14.674
RrgQNV (total de reorganizações societárias verticais por ano)	2.419	1.159	3.647
Reorganização societária (interestadual e intraestadual)			
RrgNovasMesmoEst (total de reorganizações societárias verticais intraestaduais)	2.419	388	866
RrgNovasOutrEst (total de reorganizações societárias verticais interestaduais)	2.419	770	2.974
Reorganização societária indústria			
RrgNovasComercioMesmoEst (total de reorganizações com comércio intraestaduais)	2.419	338	795
RrgNovasComercioOutroEst (total de reorganizações com comércio interestaduais)	2.419	754	2.952

Elaboração dos autores.
Obs.: Nível observacional em CNAE cinco dígitos para o comércio farmacêutico.

QUADRO A.1
Formação dos grupos de tratamento e controle: subdivididos em CNAE V2, CNAE V1 e classe

Classe	CNAE V1	CNAE V2	Descrição do CNAE	CNAE 5 dígitos	CNAE 7 dígitos	NCM (quantidade)	Tratamento	Controle	Categoria monofásica	Controle		
										Indústria	Comércio	Atacado Varejo
20	20.63-1	24732	Fabricação de cosméticos, produtos de perfumaria e de higiene pessoal	1	1	26	Sim	-	Fármacos	1	0	- 0
21	21.10-6	24511	Fabricação de produtos farmo-químicos	1	1	334	Sim	-	Fármacos	1	0	- 0
21	21.21-1	24520	Fabricação de medicamentos para uso humano	1	3	331	Sim	-	Fármacos	1	0	- 0
21	21.23-8	24546	Fabricação de preparações farmacêuticas	1	1	23	Sim	-	Fármacos	1	0	- -
46	46.44-3	51454	Comércio atacadista de produtos farmacêuticos para uso humano e veterinário	1	2	-	Sim	-	Fármacos	0	1	- 1
46	46.46-0	51462	Comércio atacadista de cosméticos, perfumaria e de higiene pessoal	1	2	-	Sim	-	Fármacos	0	1	- 1
47	47.72-5	52418	Comércio varejista de cosméticos, perfumaria e de higiene pessoal	1	1	-	-	-	Fármacos	0	1	1 0
47	47.71-7	52418	Comércio varejista de produtos farmacêuticos para uso humano e veterinário	1	4	-	-	-	Fármacos	0	1	1 0
11	-	-	Fabricação de bebidas	3	8	10	-	-	Bebidas	1	0	0 0
19	-	-	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	4	4	46	-	-	Combustíveis	1	0	0 0
27	-	-	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1	2	14	-	-	Máquinas/veículos	1	0	0 0
29	-	-	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	9	13	215	-	-	Máquinas/veículos	1	0	0 0
45	-	-	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	2	11	-	-	-	Máquinas/veículos	1	1	1 1
46	-	-	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	5	6	-	-	-	Máquinas/veículos	1	1	1 1

(Continua)

(Continuação)

Classe	CNAE V1	CNAE V2	Descrição do CNAE	CNAE 5 dígitos	CNAE 7 dígitos	NCM (quantidade)	Tratamento	Controle	Categoria monofásica	Controle			
										Indústria	Comércio	Atacado	Varejo
46	-	-	Comércio por atacado, exceto veículos automotores e motocicletas	1	3	-	-	-	Bebidas	1	1	0	1
47	-	-	Comércio varejista	4	7	-	-	-	Combustíveis	1	1	1	0
33	-	-	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	10	39	-	-	-	Máquinas/veículos	0	1	0	0
47	-	-	Comércio varejista	33	70	-	-	-	Combustíveis/fármacos	0	1	1	0
20	-	-	Fabricação de produtos químicos	25	30	-	-	Sim	-	1	0	0	0
27	-	-	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	9	15	-	-	Sim	-	1	0	0	0
28	-	-	Fabricação de máquinas e equipamentos	26	32	-	-	Sim	-	1	0	0	0
21	-	-	Fabricação de produtos farmacêuticos e farmacêuticos para uso veterinário	1	1	-	-	Sim	-	1	0	0	0
10	-	-	Fabricação de produtos alimentícios	31	57	-	-	Sim	-	1	0	0	0
11	-	-	Fabricação de bebidas	2	3	-	-	Sim	-	1	0	0	0
12	-	-	Fabricação de produtos do fumo	2	5	-	-	Sim	-	1	0	0	0
13	-	-	Fabricação de produtos têxteis	14	15	-	-	Sim	-	1	0	0	0
14	-	-	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	6	11	-	-	Sim	-	1	0	0	0
15	-	-	Preparação de couros e artigos de couro, artigos de viagem e calçados	8	9	-	-	Sim	-	1	0	0	0
16	-	-	Fabricação de produtos de madeira	6	10	-	-	Sim	-	1	0	0	0
17	-	-	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	9	12	-	-	Sim	-	1	0	0	0
18	-	-	Impressão e reprodução de gravações	5	11	-	-	Sim	-	1	0	0	0

(Continua)

(Continuação)

Classe	CNAE V1	CNAE V2	Descrição do CNAE	CNAE 5 dígitos	CNAE 7 dígitos	NCM (quantidade)	Tratamento	Controle	Categoria monofásica	Controle			
										Indústria	Comércio	Atacado	Varejo
19	-	-	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	2	3	-	-	Sim	-	1	0	0	0
22	-	-	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	7	10	-	-	Sim	-	1	0	0	0
23	-	-	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	11	22	-	-	Sim	-	1	0	0	0
24	-	-	Metalurgia	13	21	-	-	Sim	-	1	0	0	0
25	-	-	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	17	23	-	-	Sim	-	1	0	0	0
26	-	-	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	12	12	-	-	Sim	-	1	0	0	0
29	-	-	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	2	3	-	-	Sim	-	1	0	0	0
30	-	-	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	10	12	-	-	Sim	-	1	0	0	0
31	-	-	Fabricação de móveis	4	4	-	-	Sim	-	1	0	0	0
32	-	-	Fabricação de produtos diversos	10	28	-	-	Sim	-	1	0	0	0
45	-	-	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	1	2	-	-	Sim	-	0	1	0	1
46	-	-	Comércio por atacado, exceto veículos automotores e motocicletas	35	86	-	-	Sim	-	0	1	0	1

Fonte: IBGE (2021).
Elaboração dos autores.
Obs: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas; NCM – Nomenclatura Comum do Mercosul.

REFERÊNCIA

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) – 2.2.** Rio de Janeiro: IBGE, 2021.

Originais submetidos em: nov. 2022.

Última versão recebida em: set. 2024.

Aprovada em: set. 2024.

IMPACTO DAS NORMAS DE GÊNERO NAS DECISÕES DE PARTICIPAÇÃO E DE FECUNDIDADE NO BRASIL^{1,2}

Letícia Marques dos Santos³

Marina Silva Cunha⁴

Esta pesquisa analisou os impactos das normas sociais prevalecentes no Brasil na participação no mercado de trabalho e na fecundidade das mulheres casadas para o período de 2001 até 2015. Para tanto, a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE), foram estimados modelos de regressão *probit* bivariados. Os resultados indicaram que as desigualdades de gênero persistem de maneira pouco inflexiva ao longo do tempo, em que os maridos se dedicam relativamente pouco aos afazeres domésticos. Verificou-se que as normas de gênero apresentam efeito significativo nas decisões de fecundidade e de participação no mercado de trabalho das esposas, com os afazeres dos maridos com impactos positivos. Destaca-se que a relação entre fecundidade e participação das esposas no mercado de trabalho, além de significativa, foi maior em 2015 que em 2001. Dessa forma, evidencia-se a importância de se avaliar a equidade de gênero em termos de oportunidades, bem como políticas públicas voltadas aos cuidados, propiciando às famílias equilibrarem trabalho remunerado e doméstico na sociedade contemporânea.

Palavras-chave: normas de gênero; oferta de trabalho; maternidade; mercado de trabalho.

IMPACT OF GENDER NORMS ON PARTICIPATION AND FERTILITY DECISIONS IN BRAZIL

This research analyzes the impacts of social norms prevailing in Brazil on the participation in the labor market and on the fertility of married women, for the period from 2001 to 2015. Therefore, from information from the National Household Sample Survey of the Brazilian Institute of Geography and Statistics, bivariate probit regression models were estimated. The results indicate that gender inequalities persist over time, in which husbands dedicate relatively little to homework. It was found that gender norms have a significant effect on wives' fertility and participation decisions in the labor market, with husbands' tasks having positive impacts. It is noteworthy that the relationship between fertility and participation of wives in the labor market, in addition to being significant, is greater in 2015 than in 2001. Thus, the importance of assessing gender equity in terms of opportunities is highlighted, as well as public policies aimed at care, providing families with a balance of remunerated and domestic work in contemporary society.

Keywords: gender norms; labor supply; maternity; labor market.

JEL: J13; J21; D13.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art4>.

2. Este trabalho foi financiado, em parte, pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) – Brasil. Código de financiamento: 001.

3. Mestre em teoria econômica pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). *E-mail:* leticiamarqess@outlook.com.

4. Professora titular do PCE e do Departamento de Economia da UEM; bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* mscunha@uem.br.

1 INTRODUÇÃO

Uma das mudanças mais relevantes no mercado de trabalho nas últimas décadas foi o aumento da participação das mulheres. Essa maior oferta de trabalho é impulsionadora do crescimento econômico, contribuindo para o bem-estar das famílias. Em razão de sua importância e de tendências declinantes verificadas em países mais desenvolvidos, estudos têm procurado entender e quantificar as contribuições de seus determinantes estruturais e conjunturais (Goldin, 1997; Goldin e Katz, 2002; Autor, Dorn e Hanson, 2019).

Entre os fatores associados à dinâmica da participação da mulher no mercado de trabalho está a redução da fecundidade (Mincer e Polachek, 1974; Becker, 1993; Cooke, 2004). No Brasil, a taxa de fecundidade, segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE),⁵ situava-se em 1,7 em 2020. Ademais, a expectativa, segundo projeção do IBGE (2020), é que o índice se situará em torno de 1,6 em 2060. No mundo, essa taxa segue uma tendência também de queda; entre os países constituintes da OCDE, a média em 2020 estava em 1,7. Taxas de fecundidade baixas são um problema porque indicam que há uma mudança na estrutura etária da população do país, o que implica sérias consequências na demografia de longo prazo, incluindo o envelhecimento da população, um declínio da população economicamente ativa e dificuldades para o financiamento previdenciário (Caldwell, 1982; McDonald, 2008; UNFPA, 2018).

Essa redução persistente nas taxas de fecundidade está sendo cada vez mais explicada pelos nomeados sistemas de gênero, considerados o elo perdido na compreensão desse comportamento ao longo do tempo (Mason e Oppenheim, 1997). O sistema de gênero refere-se às expectativas socialmente construídas para o comportamento masculino e feminino, que são encontradas nas sociedades humanas conhecidas. Por sua vez, essas expectativas prescrevem divisão de trabalho, direitos e obrigações diferentes entre homens e mulheres (Mason, 1997).

As desigualdades na divisão sexual do trabalho profissional são expressivas, porém são ainda maiores no trabalho doméstico, e as mudanças são mais lentas. Além de estar em uma esfera privada, a cultura e os estereótipos atribuem às mulheres o trabalho de cuidado no domicílio em todas as regiões do mundo (Hirata, 2015). Nesse sentido, a divisão sexual do trabalho no domicílio pode ser compreendida como uma expressão das normas de gênero.

Portanto, o sistema de gênero se constitui na estratificação de gênero que reflete a desigualdade institucionalizada entre homens e mulheres membros da sociedade e dos papéis que são dados pela divisão do trabalho entre os elementos de tal sistema. Assume-se, em vista disso, a hipótese geral de que normas mais igualitárias aumentam as taxas de fecundidade e a participação feminina no mercado de trabalho.

5. Disponível em: <http://www.oecd.org/about/>. Acesso em: 20 ago. 2021.

Desse modo, este trabalho busca identificar o impacto das normas de gênero na participação no mercado de trabalho e na fecundidade das mulheres casadas, considerando a divisão sexual do trabalho intradomiciliar. Assim, o tempo dedicado aos afazeres domésticos por maridos e esposas representa as normas de gênero neste estudo. Logo, pretende-se contribuir com esta discussão para o caso do Brasil, considerando as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período de 2001 a 2015 e o método *probit* bivariado. Ademais, busca-se identificar algumas heterogeneidades para diferentes grupos de mulheres, considerando a renda, a raça ou a cor da pele e as grandes regiões brasileiras.

Na literatura econômica, o papel da mulher na sociedade tem ganhado mais atenção. Nesse sentido, esta pesquisa se justifica ao buscar contribuir para a diminuição das desigualdades de gênero existentes, abordando esta temática nos quinze anos iniciais do século XXI, no campo da divisão sexual do trabalho, evidenciando a relação das normas sociais com a fecundidade e a participação. Trabalhos recentes já sugerem que uma melhor igualdade de gênero pode contribuir para que sociedades com baixa fecundidade se movam em direção a um equilíbrio caracterizado por taxas de fecundidade quase de reposição (Feyrer, Sacerdote e Stern, 2008; Esping-Andersen e Billari, 2015; Goldscheider, Bernhardt e Lappegard, 2015).

Ao utilizarem dados em nível individual, outras pesquisas mostraram que um maior envolvimento dos homens nos afazeres domésticos e nos cuidados da família aumenta a probabilidade em específico de um segundo nascimento (Torr e Short, 2004; Cooke, 2004; Nagase e Brinton, 2017). No entanto, para o Brasil, ainda são poucos os trabalhos que analisam mais precisamente as relações entre as normas sociais e a relação empírica com variáveis correlacionadas, como participação e taxa de fecundidade, uma vez que as pesquisas priorizam especificações econométricas que abordam a decisão feminina de modo unilateral, em vez da tomada de decisão conjunta.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução e as considerações finais. A seção 2 traz uma breve revisão teórica e empírica sobre a relação entre a oferta de trabalho, a fecundidade e as normas sociais. A seção 3 aborda a estratégia metodológica, a base de dados e o método empregados e o modelo *probit* bivariado. A seção 4 apresenta e discute as estimativas obtidas.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A abordagem tradicional da escolha entre trabalho e lazer considera o trabalho como um fator de produção homogêneo e escasso, sendo ofertado pelos indivíduos e demandado pelas empresas, em que ambos os agentes são maximizadores de utilidades e lucros, respectivamente. Nessa perspectiva, a decisão de trabalhar é, em última análise, uma decisão sobre como passar o tempo. Os trabalhadores,

ao individualmente visarem maximizar a satisfação, terão de decidir de acordo com esse modelo, levando em consideração suas preferências pessoais e sua disponibilidade tanto com relação ao tempo de lazer quanto com relação à disponibilidade de bens e serviços obtidos por meio da renda do trabalho (Mas-Colell, Whinston e Green, 1995).

Muitos dos fatores cruciais que afetam os incentivos ao trabalho podem ser compreendidos nesse contexto, mas a oferta de trabalho também pode considerar a produção familiar, pois o núcleo familiar tem grande influência na decisão de um indivíduo trabalhar ou não. Isso se deve porque grande parte do tempo gasto em casa é dedicado às atividades de trabalho ou produção doméstica, como cozinhar e cuidar dos filhos, não se referindo ao lazer (Ehrenberg e Smith, 2012).

Essa abordagem estendida teve como precursor os trabalhos de Becker (1965, 1993), em que o modelo de escolha coletiva parte do princípio de que as escolhas das famílias devem surgir das preferências individuais que conduzem a um equilíbrio de eficiência máxima; dessa forma, os membros do casal cooperam mutuamente visando à eficiência (Cahuc e Zylberberg, 2004).

Assim, as várias divisões de trabalho entre os membros da família são determinadas por fatores como diferenças biológicas e diferentes níveis de investimento em capital humano. Se as mulheres têm uma vantagem sobre os homens no setor doméstico, um domicílio eficiente com ambos os sexos alocaria o tempo das mulheres principalmente no setor doméstico e o tempo dos homens no setor de mercado.

Essa perspectiva tradicional se concentra na escolha racional e na maximização da utilidade, desconsiderando normas sociais, valores e tradições que influenciam as decisões dos indivíduos. Nesse sentido, essa abordagem é criticada ao adotar uma concepção segundo a qual as famílias são unidades harmoniosas e desprovidas de um contexto histórico e nas quais os membros da unidade familiar decidirão, de modo racional, a distribuição do seu tempo entre as atividades do mercado e as atividades domésticas. Nessa linha de pesquisa, crítica à abordagem neoclássica tradicional, insere-se a perspectiva feminista da economia ao atribuir importância à necessidade de incorporar as relações de gênero como uma variável crucial para o funcionamento da economia, bem como para a compreensão da posição das mulheres como agente econômico (Feber, 2003).

A diferenciação introduzida na explicitada racionalização dos papéis de homens e mulheres naturaliza o aspecto no qual o homem é o provedor e protetor, e a mulher, a cuidadora e reprodutora. Diante disso, tal perspectiva corresponderia ao sistema de gênero tradicional em que, segundo Mason (1997), observam-se diferentes responsabilidades, direitos e obrigações entre homens e mulheres, dadas as expectativas socialmente construídas para o comportamento masculino e feminino.

Nesse contexto, surge a concepção da equidade de gênero, em que, conforme McDonald (2000), existe o trabalho remunerado e o de manutenção doméstica que envolve o cuidar e o nutrir, mas o gênero não tem relação com quem faz qual tipo de trabalho. Os princípios sobre os quais essa perspectiva se baseia são o respeito equivalente para homens e mulheres, a igualdade de recursos e capacidades, a paridade de participação em atividades socialmente valorizadas e o fim das medidas sociais centradas no valor do homem relativo ao sistema patriarcal (Fraser, 1994).

Em geral, as críticas à teoria-padrão buscam discutir lacunas relacionadas às instituições sociais, ao modelo de família, bem como ao sistema de gênero. Tais aspectos contribuem para entender o comportamento das decisões relativas tanto à fecundidade quanto à participação no mercado de trabalho, nas quais as mulheres são afetadas.

Por sua vez, na literatura empírica internacional, entre os trabalhos precursores, está o de Mason (1997) evidenciando que o aumento da participação feminina no mercado de trabalho não levou a um aumento proporcional nos trabalhos domésticos para os homens e indicando uma dupla jornada para as mulheres. Entre as explicações para as disparidades de gênero remanescentes nos resultados do mercado de trabalho, está a presença de filhos, que impõe penalidades significativamente maiores sobre as trajetórias de carreira das mulheres em relação aos homens (Cortés e Pan, 2020; Mincer, 1962). Além disso, mulheres que já participam do mercado de trabalho e realizam grande parte do serviço doméstico podem ser desmotivadas a terem filhos em razão da expectativa de que isso prejudique seu trabalho futuro ou as perspectivas de desenvolvimento individual (Matthews, 1999; Dommermuth *et al.*, 2017).

As taxas de fecundidade declinantes têm sido observadas na literatura (Hertz, 1990; Bernhard, 1993; Oppenheimer, 1994). De fato, se as mulheres tiverem oportunidades semelhantes às dos homens na educação e no mercado de trabalho, mas essas oportunidades forem severamente reduzidas por terem filhos, então, em média, as mulheres irão restringir o número de filhos que têm a um ponto de deixarem a fecundidade em um nível baixo no longo prazo (McDonald, 2000; Mills *et al.*, 2008).

Conforme a mulher foi entrando no mercado de trabalho, estabeleceu-se uma redução da taxa de fecundidade (Lehrer e Nerlove, 1986). Entre os estudos encontrados na revisão de literatura, que buscam correlacionar taxas de fecundidade e participação no mercado de trabalho com trabalho doméstico intradomiciliar, pode-se destacar o trabalho de Feyrer, Sacerdote e Stern (2008), que mostra um resultado positivo com relação aos países da OCDE entre a parcela média de trabalho doméstico dos maridos e o número médio de nascimentos.

Um desses trabalhos para os países desenvolvidos evidencia que, quando as instituições sociais e econômicas se adaptam melhor ao modelo de igualdade de gênero, como nos países nórdicos, nos países de língua inglesa e na França, a fecundidade não cai para níveis muito baixos (McDonald, 2000). Por outro lado, de acordo com o autor, em países onde as atitudes em relação à família permaneceram mais próximas do modelo tradicional, em que o emprego das mães foi restringido pela falta de serviços de apoio à família e condições de licença, ou onde o sistema de transferência de impostos continua voltado para o masculino, as taxas de fertilidade mostraram-se reduzidas. Um resultado interessante de Mills *et al.* (2008) é que, para Itália e Nova Zelândia, a divisão desigual do trabalho doméstico só afeta significativamente as intenções de fecundidade quando a mulher já carrega uma carga pesada em termos de horas de trabalho e cuidado com os filhos.

Algumas pesquisas abordam o impacto das normas sociais na probabilidade de um segundo nascimento (Oláh, 2003; Torr e Short, 2004; Cooke, 2004, 2009). Aditivamente, analisando como as normas do local de trabalho e as normas legais do ambiente influenciam o trabalho doméstico dos homens, Nagase e Brinton (2017) evidenciam, para o Japão, na análise da transição para o segundo nascimento, que a participação do marido no trabalho doméstico é um importante preditor de segundo nascimento, especialmente para os casais em que ambos trabalham.

No Brasil, alguns estudos abordam o comportamento tanto da fecundidade quanto da participação no mercado de trabalho das mulheres. A taxa de fecundidade é recentemente um dos fatores de maior efeito na dinâmica da população brasileira, portanto, de grande importância na elaboração de políticas públicas que considerem os novos perfis demográficos (UNFPA, 2018). Apesar da maior atenção dada às disparidades de gênero remanescentes na sociedade, nos últimos anos, na literatura sobre o mercado de trabalho brasileiro, torna-se escasso empiricamente o impacto das normas sobre as variáveis fecundidade e participação em conjunto.

Existem estudos sobre a participação feminina no trabalho produtivo que focam o processo de inserção feminina no mercado de trabalho, bem como os fatores que influenciam essa participação no mundo laboral. Nessa literatura, está o trabalho de Scorzafe e Menezes-Filho (2001), que constata a crescente participação feminina no mercado de trabalho e atribui esse crescimento ao fator educação, salientando que variáveis referentes à família, como filhos e cônjuge, também determinam a decisão da mulher de entrar no mercado de trabalho. Outros trabalhos também consideram a educação como um dos mais importantes determinantes da participação (Barbosa, 2014; Guedes, 2016). Mais recentemente, Leone (2020) apontou para o fato de que a taxa de participação feminina no mercado de trabalho caiu nos últimos anos no Brasil, justificada pelo poder de barganha das mulheres mais qualificadas, assim como pelas decisões sobre a taxa de fecundidade.

Um aspecto decisivo nessa discussão foi também a presença e quantidade de filhos (Barbosa e Costa, 2017; Tedesco e Souza, 2020). Por exemplo, Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011), buscando analisar o efeito dos filhos sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho, observaram que a presença de filhos diminui a probabilidade de que tal participação se efetive.

Passos (2018), de outro modo, define quais são os determinantes na decisão de homens e mulheres com cônjuges serem economicamente ativos, com ênfase na compreensão de como as normas de gênero operam. Os resultados indicam que as normas de gênero constroem a atuação econômica feminina, embora favoreçam a atuação masculina. Já Silva e Cunha (2020) verificam, de maneira geral, que a participação feminina no mercado de trabalho tem crescido nas regiões do país, mas ainda permanecem evidências de que o homem deve garantir o sustento da família, e de que cabe à mulher a responsabilidade de cuidar dos filhos e dos afazeres domésticos, resultados estes que são semelhantes aos de Medeiros *et al.* (2020) para o Rio Grande do Norte.

Também têm destaque estudos sobre a relação da inserção da mulher no mercado com os rendimentos (Costa, 2007; Meireles, Silva e Sampaio, 2015; Freitas Filho, 2015). Nessa linha, Baltar e Omizzolo (2020) sugerem que a redução da desigualdade salarial entre mulheres e homens, ocorrida entre 2014 e 2019, foi consequência da deterioração do mercado de trabalho brasileiro, com perdas de poder aquisitivo aos ocupados, e não de uma melhora na inserção feminina. Já Andrade e Cunha (2021) observaram a redução do hiato de rendimentos entre homens e mulheres por causa do adiamento da maternidade, especialmente para as mulheres brancas e mais escolarizadas. Esse fenômeno da postergação da maternidade foi observado no Brasil por Cunha, Rosa e Vasconcelos (2022) em uma análise para o período de 1992 até 2015.

Sobre a relação entre fecundidade e participação, destacam-se o estudo de Cunha e Vasconcelos (2016) e o trabalho de Alves, Pazello e Scorzafave (2016). Enquanto o primeiro verifica a simultaneidade nas decisões de fecundidade e participação, o segundo analisa o impacto da licença-maternidade sobre a probabilidade de retorno da mulher ao mercado de trabalho após o nascimento do filho no Brasil. Já com relação às alocações de tempo, Barbosa (2018) investiga o tempo despendido no trabalho e no lazer para homens e mulheres. Por sua vez, Hirata (2015), ao analisar as desigualdades de gênero no mercado de trabalho, ressalta os modelos de repartição de trabalho, em que o modelo denominado “ganha-pão masculino” ainda sobressai na sociedade brasileira.

De maneira geral, a literatura internacional sugere que, onde a equidade de gênero é maior, a taxa de fecundidade e participação das mulheres também é maior, em média, que nos países onde as políticas de equilíbrio entre trabalho e família

são menos eficazes e menos estabelecidas. No Brasil, a literatura evidencia redução da fecundidade, aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho e que a presença de filhos tem impacto negativo na entrada no mercado de trabalho. Ademais, a alocação de tempo dos pais varia, mas, quando os homens realizam relativamente mais cuidados infantis e trabalho doméstico, há maior taxa de fecundidade. Portanto, esta pesquisa, após apresentação, de maneira sucinta, da temática na literatura, busca contribuir com a discussão ao analisar o impacto das normas sociais na participação no mercado de trabalho e na fecundidade das mulheres.

Nesse sentido, diante das informações presentes nas bases de dados brasileiras, esta pesquisa busca analisar a hipótese assumida de que as escolhas dos indivíduos são impactadas pelas normas sociais. Logo, as decisões dos indivíduos sobre a alocação de seu tempo entre trabalho remunerado e demais atividades não estão alheias às normas de gênero historicamente delineadas.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 Dados e método

Neste trabalho, a base de dados se constitui na PNAD, disponibilizada pelo IBGE de 2001 até 2015. Em 2001, o IBGE incluiu na PNAD questões relacionadas à temática sobre a realização de afazeres domésticos por parte de todos os membros da família. Por sua vez, em 2015, a PNAD, que possuía periodicidade anual e características gerais de população, educação, trabalho, rendimento e habitação, foi interrompida. Ademais, abordava como unidade de investigação a família, além do domicílio, o que a torna suficiente para investigar empiricamente a proposta da pesquisa ao identificar todos os membros da família, o que não é possível na PNAD Contínua.

O ferramental estatístico adotado foi o *probit* bivariado, que busca relacionar a decisão de participação da mulher no mercado de trabalho e a de fecundidade. Segundo Greene (2017), o modelo permite estimar duas equações e considera que as decisões ocorram simultaneamente, com erros correlacionados, da mesma maneira que os modelos de regressão aparentemente não relacionados, de forma que os parâmetros sejam estimados de modo mais robusto.

Esse modelo econométrico aplicado apresenta vantagens operacionais no sentido de que evita a hipótese da independência das alternativas irrelevantes, sob a qual as razões de probabilidades não se alterariam mediante uma alteração no conjunto de escolhas, o que é correto nos modelos do tipo *logit* multinomial (Cameron e Trivedi, 2005).

O modelo *probit* bivariado, considerando Greene (2017), pode ser representado por

$$y_1^* = x_1\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad y_1 = 1 \text{ se } y_1^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (1)$$

$$y_2^* = x_2\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad y_2 = 1 \text{ se } y_2^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (2)$$

As duas variáveis dependentes latentes, que podem ser correlacionadas, são a decisão de participação no mercado de trabalho (y_1^*) e a de fecundidade (y_2^*). De fato, é possível observar se a mulher participa ou não do mercado de trabalho e se tem filho ou não. Inicialmente, considera-se uma variável binária igual a um quando a mulher está participando do mercado de trabalho como ocupada, e zero, caso contrário (c.c.). Já a fecundidade é representada por uma variável binária igual a um se a mulher tem um ou mais filhos com idade menor ou igual a cinco anos, e zero, caso contrário.⁶

Com relação ao modelo, formalizam-se as demais hipóteses, em que ε_1 e ε_2 , presentes nas equações, são conjuntamente normalmente distribuídos com média zero, variância 1 e correlação ρ :

$$E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0 \quad (3)$$

$$\text{var}(\varepsilon_1) = \text{var}(\varepsilon_2) = 1 \quad (4)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho \quad (5)$$

$$[\varepsilon_1, \varepsilon_2] \sim \text{distribuição normal bivariada } [0,0,1,1,\rho] \quad (6)$$

Ou melhor:

$$(\varepsilon_1 \ \varepsilon_2) \sim N\{0,0, [1 \ \rho \ \rho \ 1]\} \quad (7)$$

Esse modelo estima as duas equações distintas se a correlação entre os resíduos das equações estimadas é independente ($\rho = 0$). Quando $\rho \neq 0$, não há uma solução fechada para as probabilidades (Cameron e Trivedi, 2005).

Apresenta-se, no quadro 1, a descrição das variáveis utilizadas na pesquisa. A partir da estratificação por casais, esposas e maridos, foram selecionadas as variáveis de interesse para as estimações e para a análise descritiva proposta, portanto, as variáveis explicativas e demais variáveis de controle utilizadas. Foram escolhidos os casais cujas esposas tinham até 49 anos, que é considerada a idade reprodutiva da mulher. Buscando deixar uma base homogênea, que permita análise ao longo dos anos, foram excluídas as observações com informações não declaradas para alguma variável utilizada no estudo.

6. A idade de até cinco anos se justifica, uma vez que até a entrada no ensino fundamental, com seis anos, a criança necessita de maior cuidado.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Variáveis	Descrição
Variáveis dependentes	
Participação	
PEA ocupada	1, se o indivíduo está ocupado, e 0, c.c.
Tempo integral	1, se o indivíduo está ocupado em tempo integral, e 0, c.c.
Tempo parcial	1, se o indivíduo está ocupado em tempo parcial, e 0, c.c.
Fecundidade	
Um filho ou mais	1, se o casal tem um filho ou mais com idade ≤ 5 , e 0, c.c.
Dois filhos ou mais	1, se o casal tem dois ou mais filhos com idade ≤ 5 , e 0, c.c.
Variáveis explicativas	
Normas de gênero	
Afazer de marido	Horas semanais de afazeres domésticos na semana de referência.
Afazer de esposa	Horas semanais de afazeres domésticos na semana de referência.
Idade	
Idade	Número de anos (no máximo, 49).
Idade ²	Número de anos ao quadrado.
Escolaridade	
Fundamental incompleto	1, se possui ensino fundamental incompleto, e 0, c.c.
Fundamental completo	1, se possui ensino fundamental completo, e 0, c.c.
Médio completo	1, se possui ensino médio completo, e 0, c.c.
Superior ou mais	1, se possui ensino superior completo ou mais, e 0, c.c.
Raça/cor	
Branca	1, caso se refira à cor/raça branca ou amarela, e 0, c.c.
Não brancas	1, caso se refira à cor/raça preta, parda e indígena, e 0, c.c.
Marido	
Idade	Número de anos.
Escolaridade	Escolaridade medida em anos.
Domicílio	
Nasceu município	1, se nasceu no município de residência, e 0, c.c.
Mãe mora domicílio	1, se a mãe mora no domicílio, e 0, c.c.
Renda 1	1, se a renda domiciliar <i>per capita</i> for $\geq R\$ 0$ e $\leq R\$ 250$, e 0, c.c.
Renda 2	1, se a renda domiciliar <i>per capita</i> for $> R\$ 250$ e $\leq R\$ 500$, e 0, c.c.
Renda 3	1, se a renda domiciliar <i>per capita</i> for $> R\$ 500$ e $\leq R\$ 1000$, e 0, c.c.
Renda 4	1, se a renda domiciliar <i>per capita</i> for $> R\$ 1000$ e $\leq R\$ 2000$, e 0, c.c.
Renda 5	1, se a renda domiciliar <i>per capita</i> for $> R\$ 2000$, e 0, c.c.

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Descrição
Região	
Nordeste	1, se reside no Nordeste, e 0, c.c.
Norte	1, se reside no Norte, e 0, c.c.
Sudeste	1, se reside no Sudeste, e 0, c.c.
Sul	1, se reside no Sul, e 0, c.c.
Centro-Oeste	1, se reside no Centro-Oeste, e 0, c.c.

Elaboração das autoras.

Destacam-se, entre as variáveis explicativas, as normas de gênero que são representadas pela divisão intradomiciliar do trabalho doméstico não remunerado, ou seja, os afazeres domésticos descritos como horas semanais de afazeres domésticos na semana de referência tanto para os maridos como para as esposas.

Para realizar uma análise de robustez, três novas estimativas foram obtidas considerando diferenças nos conceitos para a probabilidade de participação no mercado de trabalho e fecundidade. Para a variável participação, foram consideradas duas novas definições: i) modificou-se para ocupação em tempo integral, ou seja, trabalho em tempo maior ou igual a quarenta horas na semana de referência; e ii) modificou-se para ocupação em tempo parcial, para quando o tempo semanal de trabalho foi menor ou igual a vinte horas no mercado. Por sua vez, para fecundidade, modificou-se a variável binária igual a um se o casal tem dois ou mais filhos com idade igual a cinco anos, buscando captar a mudança na probabilidade relacionada a um segundo nascimento.

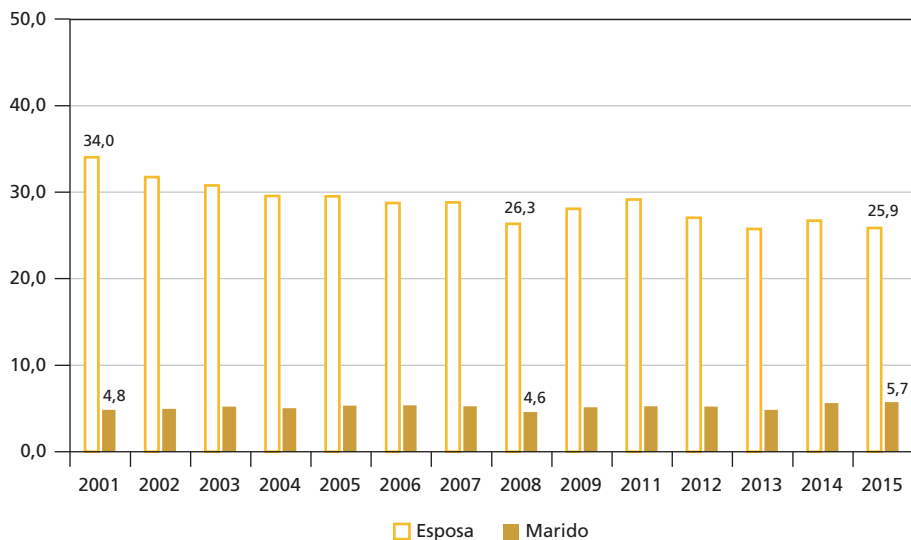
3.2 Análise descritiva

A média de horas de afazeres domésticos despendidas de 2001 a 2015 pelos casais pode ser observada no gráfico 1A. É possível destacar uma tendência de diminuição ao longo do tempo com relação às horas despendidas, em média, nos afazeres domésticos das esposas, enquanto se nota um modesto aumento nas horas semanais dos maridos.

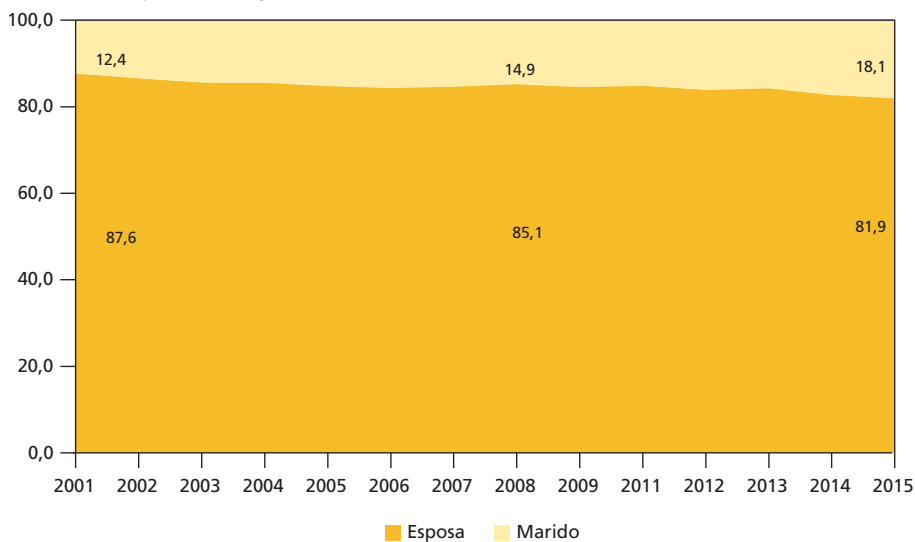
GRÁFICO 1

Média e composição das horas de afazeres domésticos no Brasil

1A – Média de horas de afazeres domésticos despendidas pelos casais



1B – Disparidade de gênero nos afazeres domésticos (%)



Fonte: PNAD. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 25 fev. 2021.
Elaboração das autoras.

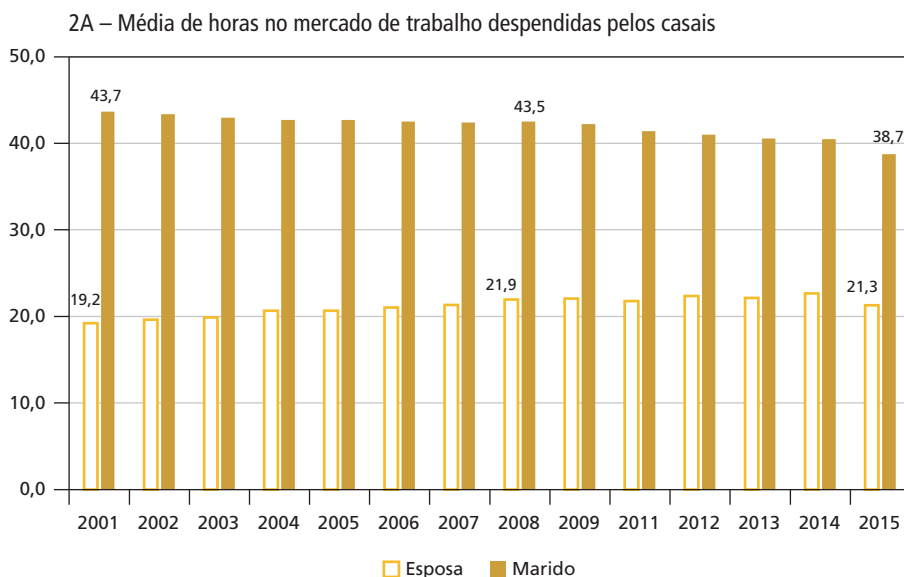
Em 2001, a esposa trabalhava em média 34,0 horas semanais no trabalho doméstico, ao passo que o marido despendia 4,8 horas. Por sua vez, em 2015, percebe-se uma redução na contribuição da esposa relacionada ao trabalho doméstico, passando, dessa forma, para uma média de 25,9 horas, o que corresponde a uma redução de 24,8% em comparação com 2001.

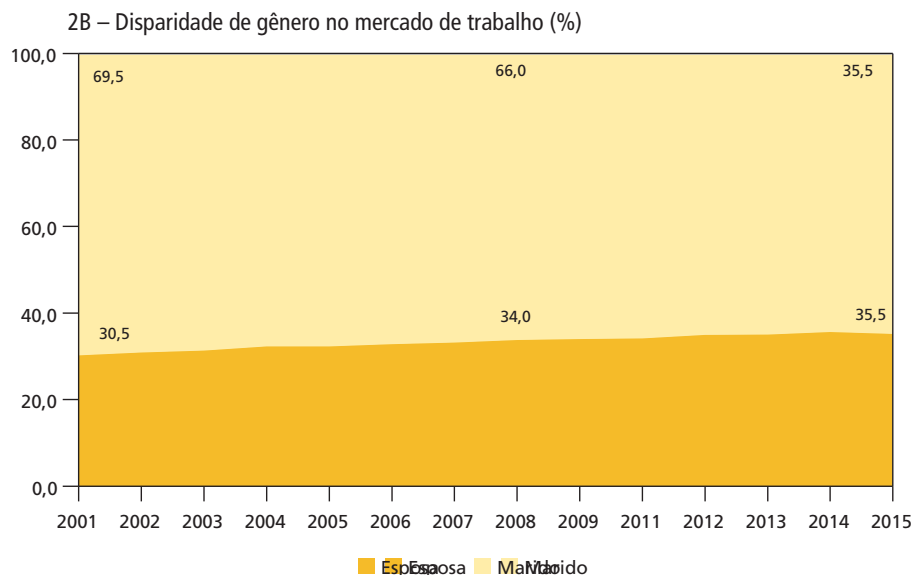
No gráfico 1B, verifica-se a grande disparidade de gênero nesse tipo de trabalho, sendo as esposas as maiores responsáveis pelo trabalho intradomiciliar ao longo do tempo. Em 2015, 81,9% do tempo total médio gasto em afazeres domésticos foram realizados pelas esposas, e o restante, cerca de 18%, foram realizados pelos maridos.

No gráfico 2, em contrapartida, tem-se a média de horas semanais no mercado de trabalho e, diferentemente dos dados apresentados para o trabalho no domicílio, a média e a participação relativa são menos discrepantes entre maridos e esposas, ainda que os maridos sejam aqueles que se dedicam mais horas, em média, no mercado de trabalho, apesar da pequena redução ao longo do período analisado. Em 2001, os maridos trabalhavam em média 43,9 horas no mercado remunerado e passaram a despendar 38,7 horas em 2015, ao passo que as esposas trabalhavam 19,2 horas semanais em média em 2001, passando para 21,3 horas em 2015.

GRÁFICO 2

Média e composição das horas semanais no mercado de trabalho no Brasil (2001-2015)





Desse modo, verificamos, de maneira geral, redução das horas despendidas em afazeres domésticos pelas esposas dentro de casa, além de um aumento nas horas no mercado de trabalho, e uma relação inversa para os maridos, cabendo ressaltar as diferentes proporções nos tempos despendidos em cada modalidade entre os sexos. Essa diferença nos afazeres é de 24,5 horas em 2001 e de 17,4 horas em 2015, o que evidencia uma alta desigualdade de gênero na divisão intradomiciliar, ainda que tenha apresentado diminuição dessa diferença ao longo do período.

Ainda considerando as informações das PNADs na classificação por tipo de casal, em 2001, as esposas trabalhavam menos no mercado de trabalho quando o casal tinha filhos de cinco anos ou menos (15,6 horas), ao passo que os maridos, nessa classificação, trabalham mais no mercado de trabalho, com uma média de 44,5 horas. Isso se deve ao fato de a reconciliação de papéis dentro (trabalho não pago) e fora do domicílio, quando há a existência de um filho, ser mais difícil para uma mãe que trabalha que para um pai e, muitas vezes, as estratégias adotadas são completamente diferentes. Homens normalmente aumentam o tempo dedicado ao trabalho remunerado, e as mulheres diminuem seu tempo de trabalho, ou mesmo saem do mercado de trabalho (Anxo *et al.*, 2007; Silva e Cunha, 2018).

Então, a partir dessas estatísticas descritivas preliminares, de maneira geral, verificam-se mudanças no comportamento entre o período de 2001 até 2015. As evidências indicam que a participação das mulheres no tempo dedicado aos afazeres diminuiu relativamente pouco. A literatura propõe que as normas sociais são uma explicação para as decisões de participação e de fecundidade, tais como a divisão do tempo entre o campo doméstico e o de mercado. A seguir, busca-se evidenciar, de maneira mais robusta, as referidas mudanças, com destaque para o impacto do tempo semanal dedicado aos afazeres domésticos dos maridos em relação às decisões de fecundidade e de participação no mercado de trabalho.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Decisão de participação e fecundidade: o impacto da norma de gênero

As estimativas das equações de fecundidade e participação no mercado de trabalho estão na tabela 1, considerando um ou mais filhos com idade igual ou menor que cinco anos, cujos coeficientes foram estatisticamente significativos.

O valor da estimativa do coeficiente de correlação entre os termos de distúrbio $\rho(rho)$ das duas equações estudadas é negativo, o que indica o fato de o componente não observado da decisão de a mulher participar no mercado de trabalho estar inversamente relacionado ao componente não observado da sua decisão de fecundidade. Esses resultados apontam que a escolha do modelo utilizado foi adequada, pois as duas decisões têm algum grau de associação. Adicionalmente, o valor absoluto se tornou maior ao longo dos anos, de 2001 para 2015, sugerindo que essa relação ficou mais forte, ou seja, quanto maior a participação, menor é a fecundidade delas.

As estimativas dos parâmetros das variáveis associadas às normas de gênero, representadas pelas horas de afazeres domésticos do casal, foram todas estatisticamente significativas. O coeficiente de horas de afazeres do marido apresenta efeito positivo com a participação da esposa no mercado de trabalho, ou seja, o aumento nas horas de afazeres domésticos do marido aumenta a participação da mulher no mercado de trabalho. Da mesma forma, conforme o esperado, as horas em afazeres domésticos do marido têm efeito positivo na fecundidade das esposas. Esses resultados corroboram a literatura, uma vez que, segundo Mills *et al.* (2008), não é somente o comportamento das mulheres, mas também o de seus parceiros, que afeta as intenções com relação à fecundidade.

TABELA 1

Estimativa das probabilidades de fecundidade (F) e de participação (P) para o Brasil (2001-2015)

Variáveis	2001		2008		2015	
	Fecundidade (F)	Participação (P)	Fecundidade (F)	Participação (P)	Fecundidade (F)	Participação (P)
Normas de gênero						
Afazeres marido	0,0032***	0,0207***	0,0015	0,0216***	0,0029***	0,0234***
Afazeres esposa	0,0100***	-0,0316***	0,0110***	-0,0292***	0,0132***	-0,0303***
Esposa						
Idade	0,0032***	0,1667***	0,1562***	0,1653***	0,1725***	0,1560***
Idade ²	-0,0032***	-0,0021***	-0,0034***	-0,0021***	-0,0035***	-0,0019***
Fundamental incompleto	-0,1640***	0,1221***	-0,0063**	0,1625***	0,0208	0,1672***
Fundamental completo	-0,2110***	0,1747***	-0,0906***	0,2388***	0,0284**	0,2338***
Médio completo	-0,2126***	0,5022***	-0,1112***	0,4568***	0,0244***	0,4463***
Superior ou mais	0,0977***	0,9155***	0,0735*	0,8718***	0,1914***	0,8543***
Branca	-0,0452***	0,0081	-0,0296**	-0,0116	-0,0347*	-0,0132
Mãe mora domicílio	0,0699**	0,2306***	0,0511	-0,1368***	0,0017	-0,0995*
Nasceu município	0,0323***	-0,0769***	0,0031	0,0356***	0,0155	-0,0066
Marido						
Idade	-0,0147***	-0,0041***	-0,0014***	-0,0067***	-0,0143***	-0,0061***
Escolaridade	-0,0131***	-0,0312***	-0,0039**	-0,0182***	0,0046***	-0,0042**
Região						
Nordeste	0,0832***	0,06315***	0,0270	0,0621***	-0,0025	0,0211
Norte	0,0635***	-0,1837***	0,0299	-0,1317***	0,0337	-0,2580***
Sudeste	0,0883***	0,0258	0,0178	0,0553	0,0509**	0,0370***
Sul	0,0882***	0,2480***	0,0232	0,2405***	0,0636**	0,1485***
Constante	-0,7884	-1,9701***	-1,8762***	-2,1085***	-1,9975***	-2,1917***
Rho	-0,0725		-0,0647		-0,1252	
Log likelihood	-60.844,994		-60.501,752		-52.257,878	

Fonte: PNAD. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 25 fev. 2021.

Obs.: Significância: * $p < 10\%$; ** $p < 5\%$; e *** $p < 1\%$.

Já o coeficiente de afazeres domésticos da esposa apresenta uma relação positiva com a fecundidade; embora negativos com a participação, esses resultados estão de acordo com a literatura existente sobre a estrutura familiar brasileira. Como Hertz (1990) ressalta, a quantidade de trabalho que elas realizam em casa não se relaciona apenas à participação no mercado, mas também influencia as decisões de fecundidade, em que a renúncia à maternidade passou a ser algo mais presente.

Com relação às demais variáveis de controle sobre as decisões de fecundidade e participação, há resultados que merecem ser destacados. Considerando os anos escolhidos, verifica-se que os efeitos da idade são positivos e significativos para a fecundidade e participação da mulher no mercado. Já a variável idade ao quadrado, que também foi significativa a 1%, que capta retornos à experiência para o mercado de trabalho, é negativa em ambas as equações, indicando, desse modo, que um aumento da experiência da esposa eleva a participação no mercado de trabalho e, em relação às probabilidades de fecundidade, porém, há um efeito a taxas decrescentes. As equações desses dois coeficientes sugerem que a relação da idade com a fecundidade e participação é convexa ou em formato de um “U” invertido, como verificado por Cunha e Vasconcelos (2016).

O efeito da escolaridade das esposas na decisão de fecundidade é positivo e maior conforme se aumentam os anos de estudo delas. Entre os fatores que podem explicar esses resultados, está o movimento que vem se consolidando ao longo do tempo no contexto sociofamiliar brasileiro, conhecido como adiamento da maternidade, isso, de acordo com Lima (2012), acompanhado das diversas transformações na família, no casamento, na maternidade e na paternidade. O adiamento tem acontecido na medida em que as mulheres decidem postergar a maternidade para idades cada vez mais avançadas em busca de melhores oportunidades e colocação no mercado, juntamente com uma abertura relativa a antigas visões, como a de realização como pessoa pós-maternidade, entre os motivos explicativos. Segundo Andrade e Cunha (2021), o adiamento da maternidade pode propiciar uma redução da penalidade à maternidade, reduzindo os diferenciais de rendimento entre homens e mulheres no mercado de trabalho.

Também para a participação da esposa, a escolaridade possui relação significativa e positiva em todos os anos, com coeficiente maior relativo aos níveis de escolaridade. Assim, enquanto a esposa estuda por mais tempo, maior a participação no mercado, ou seja, há uma busca por retornos aos investimentos em capital humano.

Os resultados revelam que a cor ou raça sugere que ser branca ou amarela reduz as probabilidades de fecundidade por parte das esposas em relação às esposas pretas, pardas e indígenas, a categoria de referência. No entanto, essa diferença não foi estatisticamente significativa para a participação no mercado.

Um fator importante na determinação da participação e fecundidade é a rede de apoio dada à família; por isso a importância da inclusão de variáveis como se a mãe mora no domicílio e se reside no município de nascimento. Esses fatores foram positivos e significativos em 2001, tanto para a fecundidade quanto para a participação. Já em 2008, apenas para a participação e, em 2015, apenas o primeiro fator – mãe mora no domicílio – foram significativos. Portanto, os resultados sugerem uma perda do poder explicativo dessas variáveis.

A variável idade do marido tem relação negativa com a fecundidade e participação da mulher no mercado. A variável escolaridade dos maridos apresenta também relação negativa com a fecundidade e negativa com a participação das esposas no mercado, isto é, se os maridos possuem maior escolaridade, maior será o movimento da esposa em direção ao lar, refletindo em menor participação no mercado.

Por fim, a tabela 1 traz as estimativas para os coeficientes associados às regiões do Brasil. Na região Sul, há maior propensão de participação no mercado por parte das esposas; já na região Norte, o coeficiente estimado é negativamente relacionado à probabilidade de participação das esposas, considerando o Centro-Oeste como categoria de referência. No caso da fecundidade, todas as regiões apresentam efeito positivo e significativo a 1% para 2001, cuja relação não se mantém significativa para 2008 e persiste somente para o Sul e Sudeste em 2015, sugerindo uma maior homogeneidade espacial nas probabilidades de fecundidade em 2015 que para 2001.

Para verificar o impacto da norma de gênero de forma mais especificada, examinam-se os coeficientes de horas de afazeres domésticos para o casal, estimados pelo modelo *probit* bivariado para cada nível de renda, por raça ou cor e regiões do Brasil, conforme a tabela 2. Portanto, indaga-se sobre qual a influência das normas na probabilidade de participação e de fecundidade em 2001, 2008 e 2015 para cada segmento. De maneira geral, os coeficientes estimados significativos apresentam o mesmo efeito, positivo ou negativo, como observado na tabela 1, porém, notam-se diferenças relevantes nas magnitudes.

Assim, para a renda 1, em que a renda familiar *per capita* esteja entre R\$ 0,00 e R\$ 250,00, os coeficientes dos maridos possuem significância estatística somente no que se refere à participação da esposa; já para a fecundidade, os resultados não foram significativos. Para a renda 2, na qual a renda familiar *per capita* esteja acima de R\$ 250,00 até R\$ 500,00, e a renda 3, em que a renda esteja acima de R\$ 500,00 até R\$ 1.000,00, o coeficiente dos maridos é relevante para os três anos e possui relação positiva tanto para a probabilidade de fecundidade como para a de participação.

Com relação à renda 4, referente à renda familiar *per capita* acima de R\$ 1.000,00 até R\$ 2.000,00, as estimativas são significativas e positivas para a participação em todos os anos. No entanto, para a decisão de fecundidade, as estimativas são significativas em 2001 e 2015. Ademais, se o casal possui renda familiar *per capita* com valor superior a R\$ 2.000,00 referente à variável renda 5, o coeficiente para maridos não é significativo apenas para a fecundidade em 2001.

TABELA 2

Coefficientes estimados para as variáveis afazeres de maridos e esposas para grupos específicos no Brasil

Variáveis	2001		2008		2015	
	(F)	(P)	(F)	(P)	(F)	(P)
Maridos						
Renda 1	0,0021*	0,0161***	0,0009	0,0162***	0,0029	0,0162***
Renda 2	0,0026**	0,0252***	0,0038**	0,0290***	0,0021	0,0220***
Renda 3	0,0033**	0,0243***	0,0012**	0,0267***	0,0031**	0,0283***
Renda 4	0,0043*	0,0287***	0,0016	0,0302***	0,0049**	0,0259***
Renda 5	-0,0011	0,0350***	-0,0104*	0,0286***	0,0068**	0,0436***
Cor/raça						
Branças	0,0044***	0,0219***	0,0027**	0,0234***	0,0049***	0,0259***
Não brancas	0,0019*	0,0193***	0,0007	0,0200***	0,0014	0,0218***
Regiões do Brasil						
Sul	0,0048***	0,0187***	0,0032	0,0228***	0,0074	0,0232***
Sudeste	0,0045***	0,0237***	0,0008**	0,0234***	0,0020	0,0282***
Norte	0,0004	0,0197***	-0,0032	0,0269***	0,0029	0,0203***
Nordeste	0,0010	0,0191***	0,0004*	0,0185***	0,0015***	0,0194***
Centro-Oeste	0,0047**	0,0219***	0,0043	0,0196***	0,0020	0,0273***
Esposas						
Renda 1	0,0082***	-0,0239***	0,0080***	-0,0201***	0,0089***	-0,0149***
Renda 2	0,0077***	-0,0320***	0,0022***	-0,0306***	0,0099***	-0,0234***
Renda 3	0,0088***	-0,0359***	0,0108***	-0,0365***	0,0093***	-0,0317***
Renda 4	0,0075***	-0,0355***	0,0007***	-0,0185***	0,0098***	-0,0334***
Renda 5	0,0083***	-0,0368***	0,0117***	-0,0346***	0,0144***	-0,0401***
Cor/raça						
Branças	0,0102***	-0,0332***	0,0012***	-0,0319***	0,0136***	-0,0338***
Não brancas	0,0097***	-0,0300***	0,0108***	-0,0271***	0,0130***	-0,0282***
Regiões do Brasil						
Sul	0,0110***	-0,0345***	0,0160***	-0,0352***	0,0168***	-0,0338***
Sudeste	0,0105***	-0,0323***	0,0130***	-0,0306***	0,0129***	-0,0314***
Norte	0,0099***	-0,0348***	0,0032	-0,0319***	0,0093***	-0,0361***
Nordeste	0,0092***	-0,0290***	0,0087***	-0,0254***	0,0130***	-0,0248***
Centro-Oeste	0,0102***	-0,0307***	0,0085***	-0,0293***	0,0153***	-0,0341***

Fonte: PNAD. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 25 fev. 2021.

Obs.: Significância: * $p < 10\%$; ** $p < 5\%$; e *** $p < 1\%$.

Portanto, na análise por nível de renda, verifica-se que a atuação do marido dentro de casa, em âmbito de igualdade nas atividades domiciliares, é um preditor para as decisões da esposa, especialmente nos casos em que o casal possui faixa de renda familiar *per capita* intermediária. Por sua vez, no que diz respeito ao coeficiente de afazeres das mulheres, para todos os anos analisados, há relevância, confirmando a relação negativa com a probabilidade de participação, e positiva com a probabilidade de fecundidade para todos os níveis de renda.

Considerando a segmentação por raça ou cor da pele, os resultados revelam que os coeficientes que representam as normas de gênero, tanto para homens como para esposas, têm maior impacto nas mulheres brancas que nas não brancas. Para o coeficiente dos maridos, no que diz respeito à probabilidade de participação, são positivos e significativos e, para a fecundidade, há perda de significância ao longo dos anos para mulheres não brancas.

Já o coeficiente de afazeres das esposas tem relação negativa com a participação no mercado de trabalho, e positiva com a fecundidade. Um ponto fundamental nesta discussão é que existem grupos diferentes de mulheres experimentando de forma desigual seus direitos. Logo, esses resultados sugerem que a cor da pele faz diferença no Brasil, ou seja, as mulheres brancas não têm acesso à cidadania plena, mas estão muito mais próximas dela que as não brancas.

Considerando as regiões do Brasil, apenas a região Norte, no caso dos maridos, não apresentou algum resultado significativo ao longo dos anos para a fecundidade; já para a participação, todas as estimativas são significativas e positivas. No caso das esposas, os coeficientes são negativamente relacionados à probabilidade de participação, e são positivamente ligados à fecundidade, apontando que, na medida em que aumentam as horas de afazeres, diminui a probabilidade de participação no mercado e aumenta a de fecundidade. Esses resultados evidenciam a heterogeneidade espacial no território nacional.

Então, como visto na tabela 2, tais disparidades são decorrentes da heterogeneidade socioeconômica ainda presente no país. As normas variam por região, classe e renda, sempre evidenciando as dinâmicas da sociedade, impactando mais as famílias com maiores níveis de renda, aquelas cujas esposas são brancas e da região Sul do país. Em uma perspectiva temporal, notou-se também que os coeficientes de afazeres domésticos, sendo um *proxy* para normas de gênero, tornaram-se mais importantes na maioria das segmentações, especialmente para as esposas, quando comparados os valores da probabilidade de fecundidade para 2001 com os de 2015. Contudo, no caso da probabilidade de participação, não há uma tendência hegemônica.

Assim, os resultados obtidos corroboram a hipótese inicial apresentada, segundo a qual as normas de gênero impactam a fecundidade e a participação feminina no mercado de trabalho. Entende-se que, à medida que a divisão sexual

do trabalho tem efeitos nas decisões da mulher, mudanças nas normas podem ser eficazes para reduzir significativamente a lacuna de gênero existente, propiciando um maior bem-estar social.

4.2 Uma análise da sensibilidade das decisões de fecundidade e participação

A partir das evidências de impactos significativos nas normas sociais sobre as decisões de participação e fecundidade, as estimativas foram obtidas novamente modificando-se as variáveis dependentes, que representam as decisões de fecundidade e de participação. Desta vez, foram consideradas três novas especificações com o fim de verificar a sensibilidade às normas de gênero, representadas pelas horas de afazeres domésticos de maridos e esposas, conforme a tabela 3. Entre as especificações, percebe-se que as mudanças ocorrem de modo mais intenso para a decisão de participação do que para a de fecundidade.

Na especificação 1, os resultados da tabela 1 são reapresentados para permitir uma melhor comparação com as novas estimativas. No que se refere à especificação 2, podem ser observados os coeficientes para as horas de afazeres dos maridos e das esposas quando a variável binária que indica a fecundidade é igual a um na presença de dois ou mais filhos menores, ou seja, busca-se estimar se os impactos são maiores quando há mais filhos no domicílio. O conceito de participação permanece o mesmo da especificação 1, que é igual a um quando a esposa está ocupada no mercado de trabalho.

Na sequência, na especificação 3, busca-se analisar o efeito da regra de gênero para quando as esposas estão ocupadas no mercado de trabalho por tempo integral e parcial. Assim, alterou-se o conceito de participação para ocupação no mercado de trabalho com tempo semanal maior ou igual a quarenta horas, ou seja, trabalhando em tempo integral e, para tempo semanal, igual ou menor a vinte horas, trabalhando em tempo parcial. No caso da fecundidade, manteve-se o conceito como presença de filho com idade igual ou menor a cinco anos. Por fim, na especificação 4, o conceito de fecundidade assume a probabilidade de se ter dois ou mais filhos em idade até cinco anos.

Consideram-se as estimativas para a especificação 2, em que se busca captar a importância de paridades mais altas (além de um filho) para as taxas de fecundidade total, além do fato de que as restrições de tempo vividas por casais que já têm um filho provavelmente tornarão a divisão intradomiciliar do trabalho um componente altamente relevante da decisão de proceder ao segundo nascimento ou mais. Embora, em geral, as estimativas sejam similares às obtidas na especificação 1, são observadas algumas mudanças para a decisão de fecundidade, que reduziram seu impacto para os maridos, na comparação de 2001 para 2015, e são menores para elas, apesar de ainda aumentar seu nível de 2001 para 2015. Portanto, os

resultados sugerem que os afazeres domésticos, de maridos e esposas, têm menor impacto para a decisão de fecundidade e para mais de um filho.

TABELA 3
Coefficientes estimados para afazeres de marido e esposa no Brasil

Especificação ¹	2001		2008		2015	
	(F)	(P)	(F)	(P)	(F)	(P)
Especificação 1						
Afazeres marido	0,0032***	0,0207***	0,0032***	0,0217***	0,0029***	0,0234***
Afazeres esposa	0,0100***	-0,0316***	0,0100***	-0,0316***	0,0132***	-0,0302***
Especificação 2						
Afazeres marido	0,0043***	0,0207***	0,0043*	0,0207***	0,0018	0,0235***
Afazeres esposa	0,0098***	-0,0316***	0,0098***	-0,0316***	0,0113***	-0,0303***
Especificação 3						
Tempo semanal integral						
Afazeres marido	0,0032***	0,0238***	0,0032**	0,0238***	0,0029***	0,0249***
Afazeres esposa	0,0100***	-0,0388***	0,0100***	-0,0388***	0,0132***	-0,0341***
Tempo semanal parcial						
Afazeres marido	0,0031***	-0,0045***	0,0031**	-0,0045***	0,0028***	-0,0037***
Afazeres esposa	0,0100***	0,0018***	0,0100***	0,0018***	0,0132***	0,0016***
Especificação 4						
Tempo semanal integral						
Afazeres marido	0,0042***	0,0238***	0,0043***	0,0238***	0,0029***	0,0249***
Afazeres esposa	0,0098***	-0,0387***	0,0096***	-0,0387***	0,0132***	-0,0342***
Tempo semanal parcial						
Afazeres marido	0,0042***	-0,0046***	0,0043***	-0,0046***	0,0028***	-0,0037***
Afazeres esposa	0,0098***	0,0018***	0,0096***	0,0018***	0,0132***	0,0016***

Fonte: PNAD. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 25 fev. 2021. Elaboração das autoras.

Nota: ¹ Na especificação 1, é assumida ocupada no mercado para a definição de participação, e pelo menos um filho com até cinco anos para a de fecundidade. Na especificação 2, permanece a definição de participação, e altera-se para pelo menos dois filhos para a de fecundidade. Já na especificação 3, assumem-se tempo parcial e integral para a definição de participação, e pelo menos um filho para a de fecundidade. Por fim, na especificação 4, mantém-se o conceito de participação relativo à especificação 3, e muda-se o conceito de fecundidade para pelo menos dois filhos, referente à especificação 2.

Obs.: Significância: * $p < 10\%$; ** $p < 5\%$; e *** $p < 1\%$.

Esse resultado se assemelha ao encontrado por Cooke (2009) na Espanha e pode ser consequência dos níveis mais baixos de igualdade de gênero no trabalho, em que as mulheres se retiram da força de trabalho. Isso é contrário ao ocorrido na Itália e na Alemanha, onde a capacidade das mulheres de negociarem divisões mais igualitárias das tarefas domésticas é maior. Em países onde as políticas de equilíbrio trabalho-família são mais eficazes e mais bem-estabelecidas, como na

Suécia e na França, o principal efeito de ter filhos pequenos é uma redução temporária do tempo de trabalho remunerado. Todavia, em países onde as políticas familiares estão quase ausentes (Estados Unidos), ou onde a prestação de serviços públicos de creches é limitada (Itália e Estados Unidos), uma parcela significativa das mulheres ainda se retira do mercado de trabalho (Anxo *et al.*, 2007).

No caso da especificação 3, pode-se também observar que, de 2001 para 2015, a norma de gênero para as esposas passou a influenciar, de modo mais relevante, a decisão da fecundidade tanto para tempo integral como para parcial, em que se nota uma mudança nos coeficientes, ainda que menores, em magnitude, quando comparados à probabilidade de participação.

O coeficiente das horas de afazeres dos maridos tem reflexos mais significativos e positivos na probabilidade de participação no mercado de trabalho em tempo integral. Por outro lado, com a mudança no conceito para tempo menor ou igual a vinte horas semanais, a relação positiva sugerida no conceito de participação em tempo integral é oposta ao caso da decisão de participação em tempo parcial, o que sugere que, se a contribuição deles em casa aumenta, a probabilidade de ocupação da esposa em tempo parcial diminui. Ademais, quando a participação assumiu o conceito de tempo maior ou igual a quarenta horas no mercado por parte das esposas, a contribuição dos maridos nos afazeres domésticos tornou-se mais relevante ao longo do tempo, sugerindo que quanto mais o marido contribui em afazeres domésticos, mais a esposa participa do mercado em tempo integral.

Também se observa que, de 2001 para 2015, a norma de gênero passou a influenciar, de modo mais significativo, a probabilidade de fecundidade de se ter pelo menos um filho caso a esposa dedique mais tempo aos afazeres domésticos, tanto para aquelas em tempo integral quanto para aquelas em tempo parcial. Já o coeficiente de horas da esposa para probabilidade de participação tem resultado inverso aos encontrados nos coeficientes dos maridos. Aqui, a realização dos afazeres por elas tem efeito negativo na probabilidade de participação no mercado quando está em tempo integral, ao passo que, se elas realizam mais afazeres intradomiciliares, aumenta a probabilidade de ocupação em tempo parcial no mercado de trabalho.

Ademais, no caso da especificação 4, aos efeitos estimados, seguem os obtidos para a especificação 3, porém com algumas mudanças na magnitude dos coeficientes. As horas de afazeres afetam mais a probabilidade de se ter pelo menos dois filhos em 2001, enquanto o conceito fecundidade é menor em magnitude quando comparado ao primeiro conceito para os demais anos. Uma possível explicação seria o fato de o aumento da necessidade de tempo gasto em casa com, no mínimo, dois filhos por si só já isentar o marido de maiores responsabilidades fora do mercado de trabalho, sendo o casal obrigado a requerer ajuda adicional, como creches públicas e privadas ou até mesmo a dedicação exclusiva da esposa para o cuidado dos filhos.

Já para a participação, não se notaram diferenças significativas quando comparadas ao primeiro conceito de fecundidade, em que se avalia a partir de um filho por casal. Aqui, a contribuição dos maridos nos afazeres domésticos pouco difere também da obtida com a especificação 1. Para a probabilidade de a esposa participar em tempo integral e parcial, tem-se relação negativa com o coeficiente de horas dos afazeres domésticos dos maridos.

É possível observar, nos coeficientes estimados para as esposas, que os sinais, assim como os valores, mudam pouco para o conceito de se ter pelo menos um filho ou pelo menos dois filhos. Nota-se que as horas de afazeres das esposas para todas as especificações no mercado têm impacto menor na probabilidade de se ter pelo menos dois filhos para os anos de 2008 e 2015 que para a probabilidade de se ter pelo menos um filho. Esse resultado indica que a decisão recai mais fortemente sobre as mulheres na transição de se ter o primeiro filho que nos demais casos, ponto contrário ao achado de Mills *et al.* (2008) para a nova Zelândia e Itália, em que a divisão do trabalho impacta mais a decisão quando a mulher já tem uma carga excessiva de trabalho doméstico e cuidados. Então, para o Brasil, se verifica que a norma tem mais significância para a decisão de se ter a partir do primeiro filho pequeno.

Destaca-se que os coeficientes de normas para quando a probabilidade de participação em tempo integral no mercado de trabalho é assumida mostram-se mais relevantes para a decisão de se ter filhos em comparação com o coeficiente de tempo parcial, indicando consonância com a literatura, no sentido de que o *trade-off* é maior no caso em que se despende mais horas no mercado de trabalho.

De maneira geral, as horas de afazeres dos homens impactam menos a decisão de participação e fecundidade da esposa que as horas de afazeres delas. De todo modo, as evidências dessas novas especificações estão de acordo com a literatura no sentido de que o apoio de políticas para uma maior equidade de gênero na esfera pública leva a uma maior equidade de gênero na esfera doméstica, o que, por sua vez, pode mitigar alguns dos efeitos negativos da fecundidade associados à participação das mulheres na força de trabalho (Cooke, 2004; Oláh, 2003; Torr e Short, 2004).

Essas evidências para o Brasil também sugerem que o modelo de parceria, que supõe a igualdade entre esposas e maridos, como postulado por Hirata (2015) e no qual há a repartição de tarefas domésticas e cuidados familiares, ainda está distante de ser alcançado nas famílias no Brasil. Esse fato, conforme Matthews (1999), colabora para que as mulheres que já participam do mercado de trabalho e realizam grande parte do trabalho doméstico estejam desmotivadas a terem filhos em razão da expectativa de que isso prejudique seu desempenho futuro no mercado de trabalho ou as perspectivas de desenvolvimento individual. Tal situação pode, por si só, levar algumas mulheres a reduzirem o número de filhos que irão ter ou

até mesmo renunciarem totalmente à maternidade. Entre as formas de melhorar sua trajetória no mercado de trabalho, as mulheres têm postergado a sua entrada na maternidade (Andrade e Cunha, 2021; Cunha, Rosa e Vasconcelos, 2022).

Contudo, se as mulheres tiverem oportunidades equivalentes às dos homens na educação e no mercado de trabalho, mas essas oportunidades forem severamente reduzidas por terem filhos (como sugerem as estimativas com a mudança no conceito da fecundidade, em que as mulheres com dois filhos, no mínimo, tendem a abrir mão do trabalho remunerado), então, em média, as mulheres brasileiras poderão seguir o exemplo de alguns países desenvolvidos, como observado por McDonald (2008), e restringir o número de filhos que elas terão a um ponto que deixará a fecundidade em um nível baixo no longo prazo.

De fato, não necessariamente um aumento das horas dos maridos ajudaria por si só nesse quesito, mas perseguir uma agenda de redução das horas de afazeres domésticos por meio de políticas públicas focadas em educação em tempo integral, aumento da licença-paternidade, assim como em maneiras de proporcionar a conciliação de trabalhos de modo menos desproporcional para as mulheres e com maiores oportunidades de inserção social para elas pode contribuir para a melhoria desse cenário.

Por isso, um segmento da literatura relacionado às consequências que a divisão sexual do trabalho intradomiciliar causa defende que altas taxas de emprego feminino podem ser combinadas com fecundidade relativamente alta quando as políticas e as relações de gênero na esfera doméstica facilitam a combinação de trabalho remunerado e maternidade (Bernhardt, 1993; Brewster e Rindfuss, 2000).

Nesse sentido, considerando a variável de interesse desta pesquisa, ou seja, as horas de afazeres domésticos dos maridos, que apresentou impacto significativo nas decisões de fecundidade e de participação, pode-se inferir que perseguir uma maior igualdade nas tarefas domiciliares pode contribuir para um maior bem-estar social das famílias, notadamente com o aperfeiçoamento das políticas públicas no país.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho tem como objetivo analisar os efeitos das normas sociais nas decisões de participação no mercado de trabalho brasileiro e de fecundidade das mulheres casadas, buscando contribuir com a temática da desigualdade de gênero. Foram utilizadas informações de casais brasileiros das PNADs no período de 2001 a 2015, permitindo identificar as famílias, além dos domicílios.

As normas sociais, representadas pelo tempo dedicado a afazeres domésticos, sofreram poucas mudanças para os homens brasileiros e corroboram a alegação de que, mesmo trabalhando no mercado de trabalho, as mulheres enfrentam um

“segundo turno” de trabalho muito maior que os homens. Assim, exacerba-se uma alta desigualdade na divisão intradomiciliar do trabalho, ainda que essa diferença tenha diminuído cerca de 45% ao longo do período estudado. Não obstante, foi observado que os maridos contribuem com apenas 18% do trabalho domiciliar no final do período estudado, em 2015.

De fato, as estimativas obtidas evidenciam que as normas de gênero impactam, de forma significativa, as decisões de participação e de fecundidade das mulheres casadas. A estimativa para o coeficiente de correlação entre as duas equações ficou maior no período estudado, evidenciando que as duas decisões ficaram ainda mais associadas em 2015. As horas de afazeres domésticos do marido impactam, de modo positivo, tanto a decisão de fecundidade quanto a de participação da esposa no mercado remunerado. Ademais, as normas impactam, de forma mais significativa, a decisão de participação, além de estarem aumentando seu efeito, ao longo do período analisado, na decisão de fecundidade.

Com relação às heterogeneidades analisadas, foi possível verificar que as normas de gênero impactam mais aquelas com maiores níveis de renda, as brancas e da região Sul do país. Ademais, quando a esposa está empregada em tempo integral, os efeitos também são mais significativos. Além disso, na perspectiva temporal, foi possível observar, em geral, um aumento do impacto das normas de gênero nas decisões de fecundidade e de participação de 2001 para 2015.

Portanto, esses resultados corroboram a hipótese inicial do trabalho de que uma maior equidade de gênero pode contribuir para aumentar tanto a participação quanto a fecundidade no país. Adicionalmente, destaca-se, entre as evidências observadas, que as normas de gênero impactam mais fortemente a decisão sobre as mulheres na transição de se ter o primeiro filho que na decisão de se ter dois ou mais filhos. Então, evidencia-se, com os resultados expostos, que, quando há a exigência de um maior tempo intradomiciliar para as mulheres, elas dedicam-se substancialmente a esse tipo de trabalho e renunciam ao trabalho remunerado.

Nesse sentido, os resultados do trabalho sugerem que o modelo familiar de equidade de gênero, em que há a repartição de tarefas domésticas e cuidados familiares, ainda está distante de ser alcançado nas famílias no Brasil. As sociedades somente terão mais igualdade no mercado de trabalho quando a carga de cuidado e os afazeres domésticos forem divididos mais igualmente no domicílio.

Assim, os resultados desta pesquisa permitem situar o Brasil no sistema de gênero em uma posição relativamente tímida, dado que as discussões sobre o papel na realização das atividades dentro dos lares não chegaram a todas as camadas da população, como também visto nas heterogeneidades analisadas, em comparação com países desenvolvidos, ainda que se verifiquem avanços. Finalmente, esses resultados destacam a importância de avaliar a equidade de gênero, considerando

as oportunidades de emprego e as políticas públicas de cuidados, que têm impactado a vida das mulheres por serem as principais responsáveis por essas tarefas na sociedade contemporânea.

REFERÊNCIAS

- ALVES, B.; PAZELLO, E. T.; SCORZAFAVE, L. G. D. S. Retorno da mulher ao mercado de trabalho: impacto da licença-maternidade. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 44., 2016, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais [...]**. Florianópolis: Anpec, 2016.
- ANDRADE, J. L.; CUNHA, M. S. The impact of postponing motherhood on women's income in Brazil. **Economia Aplicada**, v. 25, n. 1, p. 65-92, 2021.
- ANXO, D. *et al.* **Time allocation between work and family over the life-cycle: a comparative gender analysis of Italy, France, Sweden and the United States**. Bonn: IZA, nov. 2007. (Discussion Paper, n. 3193).
- AUTOR, D.; DORN, D.; HANSON, G. When work disappears: manufacturing decline and the falling marriage market value of young men. **American Economic Review: Insights**, v. 1, n. 2, p. 161-178, 2019.
- BALTAR, C. T.; OMIZZOLO, J. A. Participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro de 2014 a 2019. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 23, n. 1, p. 1-17, jan.-jul. 2020.
- BARBOSA, A. L. N. de H. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Brasília, n. 57, p. 31-41, ago. 2014.
- BARBOSA, A. L. N. de H. Tendências na alocação do tempo no Brasil: trabalho e lazer. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Belo Horizonte, v. 35, n. 1, p. 1-28, 2018.
- BARBOSA, A. L. N. de H.; COSTA, J. S. de M. Oferta de creches e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Brasília, n. 62, p. 23-36, abr. 2017.
- BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. **Economic Journal**, v. 75, n. 29, p. 493-517, 1965.
- BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Cambridge, Estados Unidos: Harvard University Press, 1993.
- BERNHARDT, E. M. Fertility and employment. **European Sociological Review**, v. 9, n. 1, p. 25-42, 1993.
- BREWSTER, K. L.; RINDFUSS, R. R. Fertility and women's employment in industrialized nations. **Annual Review of Sociology**, n. 26, p. 271-296, 2000.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. **Labor economics**. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2004.

CALDWELL, J. C. **Theory of fertility decline**. Londres: Academic, 1982.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Nova York: Cambridge University Press, 2005.

COOKE, L. P. The gendered division of labor and family outcomes in Germany. **Journal of Marriage and Family**, v. 66, n. 5, p. 1243-1256, 2004.

COOKE, L. P. Gender equity and fertility in Italy and Spain. **Journal of Social Policy**, v. 38, n. 1, p. 123-140, 2009.

CORTÉS, P.; PAN, J. **Children and the remaining gender gaps in the labor market**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 2020. (Working Paper, n. 27980).

COSTA, J. **Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro**. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2007.

CUNHA, M. S.; ROSA, A. M. P.; VASCONCELOS, M. R. Evidências e fatores associados ao fenômeno de adiamento da maternidade no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 31, p. 1-24, 2022.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, v. 26, n. 1, p. 179-206, 2016.

DOMMERMUTH, L. *et al.* Gender equality in the family and childbearing. **Journal of Family Issues**, v. 38, n. 13, p. 1803-1824, 2017.

EHRENBERG, R. G.; SMITH R. S. **Modern labor economics: theory and public policy**. 11. ed. Londres: Taylor & Francis, 2012.

ESPING-ANDERSEN, G.; BILLARI, F. C. Re-theorizing family demographics. **Population and Development Review**, v. 41, n. 1, p. 1-31, 2015.

FEBER, M. A feminist critique of the neoclassical theory of the family. In: MOE, K. (ed.). **Women, family, and work: writings on the economics of gender**. Hoboken: Blackwell Publishing, 2003. p. 9-23.

FEYRER, J.; SACERDOTE, B.; STERN, A. D. Will the stork return to Europe and Japan? Understanding fertility within developed nations. **Journal of Economic Perspectives**, v. 22, n. 3, p. 3-22, 2008.

FRASER, N. After the family wage: gender equity and the welfare state. **Political Theory**, v. 22, n. 4, p. 591-618, 1994.

FREITAS FILHO, P. R. de S. Wage discrimination in Brazil: inferences based on unconditional quantile regressions. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 43., 2015, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais [...]**. Foz do Iguaçu: Anpec, 2015.

GOLDIN, C. Career and family: college women look to the past. *In: EHRENBURG, R.; BLAU, F. **Gender and family issues in the workplace***. Nova York: Russell Sage Foundation Press, 1997. p. 20-58.

GOLDIN, C.; KATZ, L. F. The power of the pill: oral contraceptives and women's career and marriage decisions. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 4, p. 730-770, ago. 2002.

GOLDSCHIEDER, F.; BERNHARDT, E.; LAPPEGARD, T. The gender revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior. **Population and Development Review**, v. 41, n. 2, p. 207-239, 2015.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 8. ed. Londres: Pearson, 2017.

GUEDES, M. C. Percepções sobre o papel do Estado, trabalho produtivo e trabalho reprodutivo: uma análise do Rio de Janeiro. **Cadernos Pagu**, v. 47, p. 1-22, 2016.

HERTZ, R. The second shift: working parents and the revolution at home. By Arlie Hochschild with Anne Machung. **American Journal of Sociology**, v. 96, n. 3, p. 776-778, nov. 1990.

HIRATA, H. **Mudanças e permanências nas desigualdades de gênero: divisão sexual do trabalho numa perspectiva comparativa**. São Paulo: Friedrich Ebert Stiftung Brasil, 2015. (Análise, n. 7).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira**, Coordenação de População e Indicadores Sociais. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. (Estudos e Pesquisas, n. 43).

LEHRER, E.; NERLOVE, M. Female labor force behavior and fertility in the United States. **Annual Review of Sociology**, n. 12, p. 181-204, 1986.

LEONE, E. T. Women's participation in the Brazilian labor market in the context of economic growth with income distribution (2004-2013). **Panoeconomicus**, v. 67, n. 3, p. 433-447, 2020.

LIMA, M. G. R. **Um estudo sobre o adiamento da maternidade em mulheres contemporâneas**. 2012. Tese (Doutorado) – Instituto de Psicologia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**. Londres: Oxford University Press, 1995.

MASON, A. Foreword: ideals of equality. **Ratio**, v. 10, n. 3, p. 197-201, 1997.

MASON, K.; OPPENHEIM, K. Gender and demographic change: what do we know? In: JONES, G. W. *et al.* (ed.). **The continuing demographic transition**. Oxford: Clarendon Press, 1997. p. 158-182.

MATTHEWS, B. J. The gender system and fertility: an exploration of the hidden links. **Canadian Studies in Population**, v. 26, n. 1, p. 21-38, 1999.

MCDONALD, P. Gender equity in theories of fertility transition. **Population and Development Review**, v. 26, n. 3, p. 427-439, 2000.

MCDONALD, P. Very low fertility consequences, causes and policy approaches. **The Japanese Journal of Population**, v. 6, n. 1, p. 19-23, 2008.

MEDEIROS, K. I. S. *et al.* Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho do Rio Grande do Norte. **Revista Estudo & Debate**, Lajeado, v. 27, n. 1, p. 65-82, 2020.

MEIRELES, D. C.; SILVA, J. L. M.; SAMPAIO, R. Diferenciais de rendimentos por gênero: uma análise dos efeitos composição e estrutura salarial no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 13., 2015, Curitiba, Paraná. **Anais [...]**. Curitiba: Enaber, 2015.

MILLS, M. *et al.* Gender equity and fertility intentions in Italy and the Netherlands. **Demographic Research**, v. 18, n. 1, p. 1-26, 2008.

MINCER, J. Labor force participation of married women. In: LEWIS, H. G. (ed.). **Aspects of labor economics**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 63-97.

MINCER, J.; POLACHEK, S. Family investments in human capital: earnings of women. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. 76-108, 1974.

NAGASE, N.; BRINTON, M. C. The gender division of labor and second births: labor market institutions and fertility in Japan. **Demographic Research**, v. 36, n. 11, p. 339-370, 2017.

OLÁH, L. S. Gendering fertility: second births in Sweden and Hungary. **Population Research and Policy Review**, v. 22, n. 2, p. 171-200, 2003.

OPPENHEIMER, V. K. Women's rising employment and the future of the family in industrial societies. **Population and Development Review**, v. 20, n. 2, p. 293-342, 1994.

PASSOS, L. S. **Normas de gênero**: constrangimentos e limitações na atuação econômica feminina. 2018. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, 2018.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SILVA, C.; CUNHA, M. S. O efeito do trabalhador adicional no Brasil: resposta do cônjuge ao desemprego do chefe da família (2012 a 2017). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 46., 2018, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: Anpec, 2018.

SILVA, C.; CUNHA, M. S. Desempenho e fatores determinantes da oferta de trabalho por casais no Brasil (2002 a 2015). **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 18, n. 1, p. 1-21, 2020.

SOUZA, L. R.; RIOS-NETO, L. G.; QUEIROZ, B. L. A relação entre a parturição e trabalho feminino no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 57-79, 2011.

TEDESCO, A. C. F.; SOUZA, K. B. Ser mulher importa? Determinantes, evidências e estimativas da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 23, n. 1, p. 1-21, 2020.

TORR, B. M.; SHORT S. E. Second births and the second shift: a research note on gender equity and fertility. **Population and Development Review**, v. 30, p. 109-130, 2004.

UNFPA – FUNDO DE POPULAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Fecundidade e dinâmica da população brasileira**. Brasília: UNFPA, 2018.

Originais submetidos em: jul. 2022.

Última versão recebida em: dez. 2024.

Aprovada em: dez. 2024.

INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE A VARIAÇÃO DO VALOR DA CESTA BÁSICA DE ALIMENTOS E O PODER DE COMPRA REGIONAL¹

Emmanuel Marques Silva²

Patrícia Maria Bortolon³

Este trabalho investiga a evolução do poder de compra em uma das mais importantes frentes de expansão urbana do Espírito Santo entre os anos de 2010 e 2022, comparando-a com diversos estados brasileiros. Os resultados obtidos apontam que o poder aquisitivo da população dos estados brasileiros analisados diminuiu ao longo dos anos e que o valor da cesta básica ainda não conseguiu atender os pressupostos constitucionais quanto ao comprometimento do salário mínimo com a alimentação. Na análise da evolução dos preços da cesta básica de alimentos numa perspectiva local (nível de bairros), os resultados demonstram que a mudança de estabelecimento para realização das compras pode proporcionar vantagens (economia) de até 20,5% no valor das compras.

Palavras-chave: inflação; variação de preços; poder de compra.

INFLATION: AN ANALYSIS OF THE RELATION BETWEEN THE VARIATION OF THE BASIC FOOD BASKET VALUE AND THE REGIONAL PURCHASING POWER

This work investigates the evolution of purchasing power in one of the most important urban expansion fronts in Espírito Santo between 2010 and 2022, comparing it with several Brazilian states. The results obtained indicate that the purchasing power of the population of the analyzed Brazilian states has decreased over the years and that the value of the basic basket has not yet managed to meet the constitutional assumptions regarding the commitment of the minimum wage to the food item. In the analysis of the evolution of basic food basket prices from a local perspective (neighborhood level), the results demonstrate that the change of establishment for shopping can provide advantages (savings) of up to 20.5% in the value of purchases.

Keywords: inflation; price variation; purchasing power.

JEL: E31; R10; J17.

1 INTRODUÇÃO

Os preços do conjunto de alimentos básicos que compõem a cesta básica têm apresentado um crescimento persistente ao longo dos anos. Somente no último quinquênio (2018-2022), praticamente todas as capitais brasileiras apresentaram alta no valor da cesta básica, mostrando sinais de crescimento dos índices de inflação (Dieese, 2019, 2020, 2021, 2022, 2023). Esse fenômeno ainda se agravou nos períodos posteriores

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art5>.

2. Professor do Instituto Federal do Espírito Santo (IFES). E-mail: emmanuel.silva@edu.ufes.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8267-2692>.

3. Professora do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). E-mail: patricia.bortolon@ufes.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8087-3837>.

com os reflexos ocasionados pela pandemia da covid-19 – época em que os preços dos produtos tiveram uma elevação acima da média histórica, impactando o poder de compra da população – e pelo persistente aumento nos níveis de endividamento das famílias (Leandro e Botelho, 2022; Silva, Moreira e Bortolon, 2023; Silva, Costa e Bortolon, 2024). Nesse cenário, a dispersão de preços em todos os mercados é um incentivo à pesquisa de preços (Najberg, 1994).

Nesse contexto, nas últimas décadas, tem se notado uma crescente preocupação dos governos em controlar o aumento generalizado e contínuo dos preços. Isso tem sido feito por meio de isenções tributárias ou subsídios, como os presenciados no decorrer dos últimos anos, com vistas a mitigar o impacto desses tributos no poder de compra e alcançar (ou manter) a estabilidade econômica brasileira.

Para exemplificar isso, é possível mencionar a redução do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS) incidente sobre combustíveis oriunda do Projeto de Lei Complementar (PLP) nº 18/2022 (Brasil, 2022). Destacam-se também projetos de lei que zeram tributos incidentes sobre itens da cesta básica, como o PLP nº 279/2020 (Brasil, 2020). A redução da alíquota tributária permite que se espere um aumento da renda disponível das famílias, o que, por sua vez, amplia o consumo e a demanda agregada (Almeida, 2020).

A inflação é um processo de aumento generalizado e contínuo de preços que resulta na perda do poder aquisitivo da moeda. Ela incide sobre o poder de compra da população, provoca uma série de distorções na economia (Pinho, Vasconcellos e Toneto Junior, 2017) e reduz continuamente o preço real das mercadorias, sendo um importante indicador de bem-estar para a sociedade (Arruda e Brito, 2017; Najberg, 1994). No Brasil, ela levou à criação de muitos índices, que refletem a variação de milhares de preços e são calculados por meio de uma média ponderada de uma cesta de consumo de determinado segmento da sociedade ou da renda familiar.

No Brasil, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é atualmente o balizador do regime de metas de inflação (RMI). No entanto, embora seja o índice oficial, consumidores costumam alegar que seus gastos têm aumentado em proporções muito diferentes das taxas anunciadas pelos índices de inflação, o que gera a percepção de que esses indicadores não refletem adequadamente a perda do poder aquisitivo. Nesse sentido, uma em cada duas pessoas acredita que sua própria inflação seja maior do que a divulgada (Quadros, 2008).

A principal razão para esse fenômeno pode ser o fato de os institutos de pesquisa, na determinação dos índices inflacionários, precisarem definir critérios de medida, e a forma mais simples para isso é compor uma cesta de produtos e medir o comportamento de seus preços durante determinado período. Essa situação aponta para uma grande dificuldade de comparação entre os índices divulgados

e o custo de vida de determinada população, uma vez que as pessoas consomem cestas de produtos diferentes e em proporções diferentes. Logo, as variações dos preços dos produtos impactam as famílias de acordo com seu perfil de consumo.

Soma-se a isso o fato de que, na maioria das vezes, a cesta de produtos utilizada para cálculo desses índices não coincide com o perfil de gastos de determinado indivíduo ou de determinada família, provocando tais distorções. Em relação às famílias de baixa renda, nota-se que alimentos e tarifas públicas representam parcela significativa do orçamento familiar (Lino, 2019). Além disso, as amostras de preços são realizadas em várias regiões do país – com ponderações por região e por faixas de salários predefinidas – e, como mensuram todo o país, podem se tornar menos representativas para diferentes níveis socioeconômicos. Sendo assim, os índices de inflação tendem a refletir uma realidade ponderada correspondente à população de todo o Brasil, em vez de especificar o quanto o custo de vida aumentou em determinada região. Nesse sentido, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) mede o custo variável da cesta de mercado fixa de um consumidor médio (Hagemann, 1982).

Embora haja desafios em refletir as realidades regionais, não podemos descartar a importância dos índices oficiais no processo decisório de empresas e associações, governo e consumidores. O cálculo da cesta básica, de suas variações e do salário mínimo (SM) adequado para suprir as necessidades fundamentais da população se tornou um instrumento de análise econômica muito importante no Brasil, pois mostra dados relevantes sobre as práticas de mercado e as políticas de preços, além de servir de parâmetro preventivo de infrações contra a ordem econômica (Paula, Soares e Bonfim, 2016).

Os índices regionais também trazem informações valiosas para esse processo. Muitas instituições regionais (empresas, associações patronais, órgãos de classe, sindicatos, por exemplo), quando fazem suas composições/seus reajustes de preços ou montam suas convenções coletivas de trabalho, utilizam como balizador um reajuste acima da inflação nacional ou do SM com o argumento de ser um indexador que minimizaria as perdas inflacionárias. É fato que isso pode não se confirmar em determinadas localidades do país, de modo que o reajuste adotado fique muito acima ou abaixo da real inflação ou da inflação percebida pelos moradores. Além disso, quando os preços são muito divergentes entre regiões próximas, surge a oportunidade de arbitragem decorrente desse desequilíbrio (Cifuentes e Robledo, 2019). Em face disso, nota-se a importância da medição da variação de preços regional e nacional.

Diversos trabalhos têm se preocupado com índices de preços para rendas e grupos demográficos específicos. Na literatura internacional, resultados de pesquisas mostram que existe uma diferença significativa entre a inflação enfrentada pelos

pobres e os não pobres, de maneira que os impactos sobre o poder de compra são diferentes para pessoas em diferentes condições (Michael, 1979; Hagemann, 1982). Ademais, esses estudos apontam que famílias de baixa renda, por serem consumidoras intensivas de alimentos e combustíveis, têm maior probabilidade de ser mais afetadas que as outras famílias se a inflação estiver concentrada em tais itens (Minarik, 1980).

No Brasil, trabalhos que analisam índices de preços para rendas específicas afirmam que a inflação tende a exercer efeito desproporcional considerando rendas e prazo. Lameiras, Carvalho e Souza Júnior (2017), ao desenvolverem um indicador de inflação por faixa, concluíram que, no longo prazo, a inflação dos mais pobres apresenta uma variação superior à observada na faixa de renda mais alta. Lino (2019), ao analisar cesta de consumo e inflação para famílias de baixa renda, identificou que alimentos e tarifas públicas exercem grande impacto no orçamento familiar. Arruda e Brito (2017) propõem um mecanismo para gerar previsões de inflação numa perspectiva regional. Tendo em vista os resultados mencionados, fica evidente a importância de pesquisas sobre essa temática para a sociedade.

Face ao exposto, este trabalho visa investigar a evolução dos preços da cesta básica de alimentos (CBA) nos últimos doze anos (2010 a 2022) numa perspectiva regional (nível de bairros), com vistas a evidenciar um índice de inflação que seja mais próximo da realidade local e que mensure, de forma mais realista, a variação do poder de compra da população selecionada. De forma adicional, objetiva-se: i) comparar a evolução do poder de compra em diversos estados e agrupamentos de unidades federativas – UFs (regiões brasileiras); e ii) verificar se o valor do SM do período analisado conseguiu atender os pressupostos constitucionais em bairros, estados e agrupamentos de UFs.

A relevância desta pesquisa se alicerça:

- na importância dos índices de preços oficiais (e da inflação) na política monetária nacional (BCB, 2016; Arruda e Brito, 2017), em que o confronto com indicadores regionais pode trazer *insights* interessantes para a implementação de políticas locais, como isenções tributárias ou subsídios;
- no fato de o preço (e sua variação) ser uma medida que permite ao consumidor avaliar o tamanho de sua renda e de seu poder aquisitivo;
- na influência das alterações nos preços dos produtos e serviços sobre o comportamento do consumidor;
- na importância do SM e de seu poder de compra no orçamento familiar, tendo em vista que a renda de quase metade dos domicílios brasileiros (45,8%) é inferior a dois SMs;⁴ e

4. Conforme a seção *Características da população e dos domicílios* do Censo 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/pesquisa/23/24304>.

- na busca por um indicativo de custo de vida regional e um valor de índice de variação de preços mais próximos da verdadeira taxa de inflação percebida pelos consumidores da região estudada.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Conceito de inflação

A inflação é definida como um fenômeno monetário de elevação continuada e generalizada do nível geral de preços da economia (Blanchard, 2017). É uma das principais variáveis econômicas no contexto de formulação de política monetária, além de ser um importante indicador das condições de oferta da economia e do bem-estar para a sociedade. Processos inflacionários representam corrosão do poder de compra dos indivíduos, aumento da variabilidade dos preços relativos e prejuízos ao horizonte de previsão dos agentes econômicos (Arruda e Brito, 2017).

Atualmente, o Brasil conta com diferentes índices para medir a inflação, mas os principais são o IPCA e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), medidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O quadro 1 apresenta os principais índices de inflação no Brasil e a respectiva metodologia de cálculo.

QUADRO 1
Principais índices de inflação no Brasil

Órgão responsável	Índice	Denominação	Metodologia
FGV	IGP	Índice Geral de Preços	Média ponderada do IPA, IPC e INCC.
	IPA	Índice de Preços no Atacado	Mede a variação dos preços no mercado atacadista.
	IGP-DI	Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna	Índice que tenta refletir as variações mensais de preços, pesquisados do dia 1 ^a ao último dia do mês corrente.
	IGP-M	Índice Geral de Preços do Mercado	Índice que tenta refletir as variações mensais de preços, pesquisados entre o dia 21 de um mês e o dia 20 do mês seguinte.
	IGP-10	Índice Geral de Preços – 10	Índice que tenta refletir as variações mensais de preços, pesquisados entre o dia 11 de um mês e o dia 10 do mês seguinte.
USP	IPC-Fipe	Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas	Índice que tenta refletir o custo de vida de famílias com renda de 1 a 20 SMs.
Dieese	ICV-Dieese	Índice do Custo de Vida	Índice que tenta refletir o custo de vida de famílias com renda média de R\$ 2.800.
IBGE	INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor	Índice que tenta refletir a média do custo de vida nas onze principais regiões metropolitanas do país para famílias com renda de 1 até 5 SMs.
	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	Índice que tenta refletir o custo de vida para famílias com renda mensal de 1 a 40 SMs.

Fonte: Entenda [...] (2008).

Elaboração dos autores.

Obs.: FGV – Fundação Getúlio Vargas; INCC – Índice Nacional de Custo da Construção; USP – Universidade de São Paulo; e Dieese – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos.

A maior parte dos estudos relacionados à inflação de preços ao consumidor no Brasil utiliza o IPCA, que é considerado o indicador oficial do governo para a aferição das metas inflacionárias. De acordo com o IBGE (2013), para a determinação desse índice, o Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC) efetua a produção contínua e sistemática de índices por meio da coleta de preços em estabelecimentos comerciais e de prestação de serviços, concessionárias de serviços públicos e domicílios (para levantamento de aluguel e condomínio). A partir disso, dividem-se os resultados coletados em dois grandes grupos de índices: i) INPC – abrange famílias com rendimentos mensais entre 1 e 5 SMs; e ii) IPCA – mede a variação do custo de vida das famílias com rendimentos mensais entre 1 e 40 SMs (IBGE, 2013).

A metodologia do IPCA, até final de dezembro de 2013, não considerava as cidades de Vitória-ES e Campo Grande-MS em seu cálculo. Essas localidades só foram incorporadas pelo SNIPC a partir de janeiro de 2014, com a publicação da Nota Técnica nº 3/2013 pelo IBGE, conforme se observa na tabela 1.

TABELA 1

Ponderação para o cálculo do IPCA até dezembro de 2013 e a partir de 2014
(Em %)

Área	Até dezembro de 2013		A partir de janeiro de 2014	
	IPCA	INPC	IPCA	INPC
Belém	4,65	7,03	4,65	7,03
Fortaleza	3,49	6,61	3,49	6,61
Recife	5,05	7,17	5,05	7,17
Salvador	7,35	10,67	7,35	10,67
Belo Horizonte	11,23	10,60	10,86	10,60
Vitória	0	0	1,78	1,83
Rio de Janeiro	12,46	9,51	12,06	9,51
São Paulo	31,68	24,24	30,67	24,24
Curitiba	7,79	7,29	7,79	7,29
Porto Alegre	8,40	7,38	8,40	7,38
Campo Grande	0	0	1,51	1,64
Goiânia	4,44	4,15	3,59	4,15
Brasília	3,46	1,88	2,80	1,88
Brasil	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE (2013).

Elaboração dos autores.

Com a inclusão das cidades de Vitória e Campo Grande, houve um aumento de localidades pesquisadas pelo SNIPC. Em contrapartida, observa-se uma diminuição relativa no percentual da representatividade das demais áreas trabalhadas com a metodologia anterior. Esse rearranjo demonstra a preocupação do legislador em aumentar a área de abrangência geográfica dos índices de preços ao consumidor.

A metodologia de cálculo dos índices IPCA considera também a composição dos gastos das famílias, criando estruturas de ponderação de acordo com o perfil das despesas familiares determinado pela Pesquisa de Orçamentos Familiares. O peso de participação dos grupos de produtos e serviços na determinação do índice pode ser visualizado na tabela 2.

TABELA 2
Peso dos grupos de produtos e serviços
(Em %)

Tipo de gasto	Antes de 31 de dezembro de 2011	Depois de 31 de dezembro de 2011
Alimentação e bebida	23,46	23,12
Transportes	18,69	20,54
Habitação	13,25	14,62
Saúde e cuidados pessoais	10,76	11,09
Despesas pessoais	10,54	9,94
Vestuário	6,94	6,67
Comunicação	5,25	4,96
Artigos de residência	3,90	4,68
Educação	7,21	4,37
Total	100,00	100,00

Fonte: Costa e Gartner (2015, p. 148).

Os dados apresentados na tabela 2 ilustram três grandes grupos de gastos que têm maior participação na cesta de consumo das famílias: i) alimentação e bebida; ii) transportes; e iii) habitação. A categoria *alimentação e bebida* representa cerca de um quarto do total dos gastos das famílias e assume grande importância para a estimativa de inflação e determinação do SM necessário para suprir as necessidades fundamentais da população. Isso ocorre porque o Decreto-Lei nº 399/1938, em seu art. 6º, determina que a parcela do SM correspondente aos gastos com alimentação não pode ter valor inferior ao custo da cesta básica nacional. A partir desse parâmetro, para uma família com dois adultos e duas crianças, por exemplo, o gasto com alimentação deve possibilitar a aquisição de três cestas básicas, comprometendo em torno de 23,12% do orçamento familiar (tabela 2).

2.2 RMI

A partir da década de 1990, um número crescente de países iniciou a implantação de um *inflation targeting*, ou seja, um RMI (Fonseca, 2011) com o intuito de atingir uma taxa de inflação baixa, tanto no curto quanto no médio prazo (Blanchard, 2017). Esse regime foi um padrão de política monetária que passou a vigorar a partir da década de 1990 em vários países que buscavam alcançar a estabilidade

de seus preços, inclusive o Brasil. O arcabouço teórico era proveniente da teoria neoclássica e tinha como principal característica uma meta numérica para a inflação (Fonseca, 2011).

Em março de 1999, dada a incerteza do mercado quanto ao impacto da desvalorização da moeda sobre a inflação, o governo brasileiro, com a edição do Decreto nº 3.088/1999, passou a conduzir a política monetária com base em um arcabouço de metas para a inflação (Brasil, 1999). Implantado num cenário de fortes desvalorizações decorrentes de ataques especulativos, frutos de desdobramentos da política do Plano Real, o RMI procurou combater o alto processo inflacionário vivido pela economia brasileira a partir de políticas de valorização da moeda nacional e da liberação econômica (Fonseca, 2011).

De acordo com o Banco Central do Brasil (BCB), o RMI é um regime monetário no qual o BCB se compromete a atuar de forma a garantir que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta preestabelecida, anunciada publicamente (BCB, 1999). Logo, baseia-se na definição de uma meta explícita para a variação dos preços por parte das autoridades monetárias e no compromisso por parte dos bancos centrais de utilizarem os instrumentos necessários para que se alcance o resultado desejado. O regime parte da premissa básica de que o objetivo principal da política monetária é alcançar e preservar uma taxa de inflação baixa e estável.

Assim, a política de metas da inflação é operacionalizada com o emprego de modelos que capacitam o BCB a fazer previsões da inflação com as metas anunciadas, servindo para orientar decisões de política monetária, e seu controle depende de avaliações quanto ao desvio dos preços previstos com relação à meta (Chauvet, 2001).

O BCB (1999) aponta cinco características básicas do desenho institucional de um RMI: i) escolha do índice de inflação entre duas alternativas: o índice cheio ou um núcleo de inflação; ii) definição da meta, que pode ser pontual ou intervalar (banda) – neste último caso, ainda existe a alternativa de ter ou não meta central; iii) horizonte da meta, que é o período de referência para avaliar o cumprimento da meta para a inflação; iv) existência de cláusulas de escape, ou seja, estabelecimento *a priori* de situações que podem justificar o não cumprimento das metas; e v) transparência, isto é, forma de comunicação da autoridade monetária de modo a informar a sociedade sobre a condução do RMI.

No Brasil, o RMI escolheu o IPCA como indicador oficial do governo para aferição das metas inflacionárias, cujas diretrizes encontram-se na Resolução nº 2.615/1999 do BCB. Trata-se de um tipo de índice de Laspeyres que calcula a mudança dos preços de bens e serviços entre dois períodos (comparação dos preços que vigoraram nos trinta dias do período de referência com os trinta dias do período-base) ponderando a participação das despesas com cada bem no consumo total. Os tipos de gastos que

compõem a estrutura do IPCA são: gastos com alimentação, transporte e comunicação, despesas pessoais, vestuário, habitação, saúde e cuidados pessoais, e artigos de residência (Carrara e Correa, 2012).

O regime brasileiro considera todos os itens presentes no levantamento de preços do IPCA como referência do índice de inflação e utiliza o método cheio porque: i) embora, no longo prazo, o núcleo da inflação e a própria inflação tendam a convergir, no curto prazo, podem divergir significativamente; e ii) isso favorece a transparência e a credibilidade (BCB, 2014).

Os tipos de gastos que compõem o IPCA são divididos em dois grandes grupos: “i) os preços livres, que são determinados pelas forças de oferta e de demanda existentes na economia; e ii) os preços administrados, que são muito pouco, ou nada, influenciados pelas forças de oferta e de demanda” (Carrara e Correa, 2012, p. 448).

Os preços administrados podem ser compreendidos como aqueles que apresentam uma menor sensibilidade às condições de oferta e de demanda do mercado, por serem definidos por contrato ou estabelecidos por órgão público (BCB, 2013). Sendo assim, é interessante destacar que, na metodologia de cálculo do IPCA, atualmente 23 bens e serviços da cesta são classificados como preços administrados que incluem serviços públicos, bens produzidos por empresas públicas, impostos e tarifas pagas às três esferas de governo que, em conjunto, chegaram a perfazer cerca de 24% do índice em fevereiro de 2013 (Ipea, 2013).

A importância desse componente demonstra-se pelo fato de que, entre os anos 1996 e 2007, a inflação dos preços administrados foi sistematicamente maior que a inflação dos preços livres, o que dificultou a gestão da política monetária. Isso ocorre porque, devido à discricionariedade da periodicidade de variação de preço e da magnitude de seus reajustes, a elasticidade dos preços administrados em relação às mudanças na política monetária é muito menor (Carrara e Correa, 2012). Vale ressaltar que, a partir de maio de 2007, a variação dos preços livres ultrapassou a variação dos preços administrados no acumulado de doze meses (BCB, 2013).

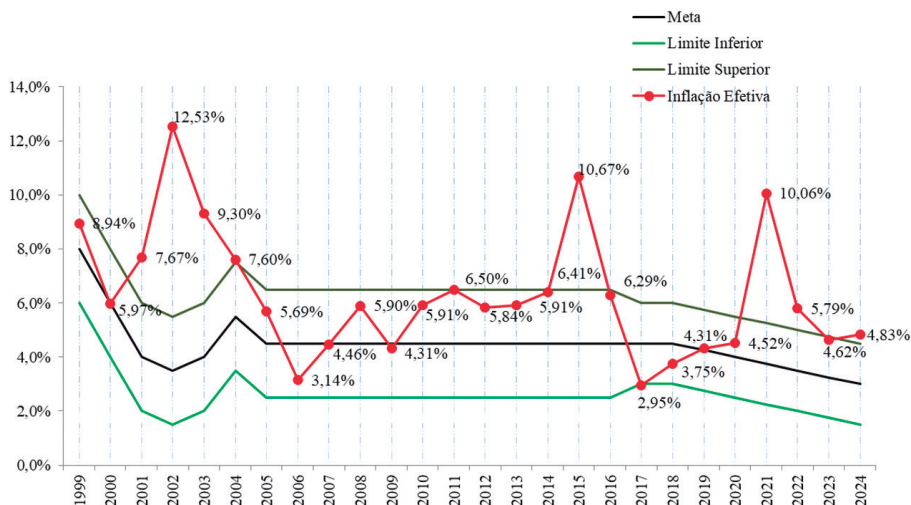
No Brasil, desde 2005, tem sido adotada uma meta de inflação de 4,5%, com uma banda intervalar de 2,0% para cima ou para baixo e teto crítico em 6,5% (Fonseca, 2011). A banda existe porque nenhum banco central tem controle total sobre o comportamento dos preços, e a presença de bandas permite ao BCB acomodar parcialmente alguns choques, ou seja, possibilita que ele cumpra a meta sem que a política monetária se torne excessivamente restritiva.

O gráfico 1 ilustra o histórico da inflação nos últimos vinte anos. Nota-se que esse índice já alcançou um patamar mínimo de 3,14% em 2006, chegando ao máximo de 12,53% em 2002.

GRÁFICO 1

Histórico da inflação no Brasil versus RMI (1999-2024)

(Em %)



Fonte: BCB e IBGE. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>; <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração reproduzida conforme o original (nota do Editorial).

Os dados do gráfico 1 ilustram que, após 2004 (com exceção de 2015), o governo brasileiro conseguiu manter a taxa de inflação brasileira dentro da meta estipulada pelo RMI, muitas vezes bem próximo do limite máximo fixado, mas ainda muito distante do centro da meta.

2.3 Poder de compra do consumidor

A satisfação de um consumidor é embasada na premissa de que as pessoas se comportam de forma racional na busca por maximizar seu grau de satisfação na aquisição de um conjunto de bens e serviços de acordo com o orçamento de que dispõem (Pindyck e Rubinfeld, 2013). Nesse contexto, quanto maior seu orçamento, maior sua capacidade de consumo.

Ao se analisar as diversas localidades do país, é possível identificar diferenças significativas no que diz respeito à renda da população (Souza Junior *et al.*, 2019). Nesse sentido, o diferencial de custo de vida entre localidades não só representa uma área dinâmica de estudo para discussões acadêmicas, como também apresenta desdobramentos importantes no processo de decisão de alocação de recursos por parte dos agentes econômicos e no oferecimento de subsídios para políticas públicas (Almeida e Azzoni, 2016).

No entanto, o poder aquisitivo da população nem sempre acompanha a evolução dos preços. Nesse caso, quando a variação de preços ultrapassa o índice de reajuste da renda pessoal, inicia-se um processo de perda do poder de compra. Nesse momento, os consumidores se deparam com uma situação em que é necessário fazer escolhas por cestas de produtos restritas ao seu nível de renda e, de preferência, suficientes para satisfazer suas necessidades essenciais e garantir sua subsistência durante determinado período.

No que tange às necessidades essenciais com alimentação, habitação, higiene e transporte, o Brasil instituiu, por meio da Lei nº 185/1936, regulamentada pelo Decreto-Lei nº 399/1938, o conceito de “salário mínimo”. Este é descrito como uma remuneração mínima devida ao trabalhador capaz de satisfazer, em determinada região do país e em determinada época, suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte (Brasil, 1936).

O Decreto-Lei nº 399/1938 estabelece uma estrutura de gastos de um trabalhador e estipula, para os itens que a compõem (habitação, alimentação, vestuário, transporte e higiene), uma ponderação em que a soma total é 100%. Além disso, essa legislação tem como premissa que a parcela do SM correspondente aos gastos com alimentação não pode ter valor inferior ao custo da cesta básica nacional (Brasil, 1936). Nesse contexto, para manter o poder de compra da população, entende-se que o SM deve, pelo menos, acompanhar a evolução dos preços desses itens.

A CBA é definida, atualmente, pelo Dieese, que utiliza uma composição de treze gêneros alimentícios. Essa cesta serve de parâmetro para monitorar a evolução dos preços (inflação ou deflação) por meio de pesquisas mensais em algumas capitais brasileiras.

Com a criação dos escritórios regionais, o Dieese implantou o acompanhamento da cesta em dezesseis capitais do país. A função da pesquisa é acompanhar mensalmente a variação de preços e o custo mensal de cada produto, além da quantidade de horas que um indivíduo que ganha 1 SM precisa trabalhar para adquiri-los.

É importante ressaltar que a lista de produtos inclusos na composição das cestas básicas não é a mesma para todo o Brasil, podendo variar de acordo com a finalidade para a qual é definida por região. Assim sendo, a estrutura (os produtos que a compõem e suas respectivas quantidades mensais) foi definida pelo Decreto-Lei nº 399/1938, que continua em vigor, e encontra-se na tabela 3.

TABELA 3
Estruturas das cestas básicas por região

Alimentos	Região 1 ¹	Região 2 ²	Região 3 ³
Carne (quilo)	6,0	4,5	6,6
Leite (litro)	7,5	6,0	7,5
Feijão (quilo)	4,5	4,5	4,5
Arroz (quilo)	3,0	3,6	3,0
Farinha (quilo)	1,5	3,0	1,5
Batata (quilo)	6,0	-	6,0
Tomate (quilo)	9,0	12,0	9,0
Pão francês (quilo)	6,0	6,0	6,0
Café em pó (quilo)	0,6	0,3	0,6
Banana (unidade)	90	90	90
Açúcar (quilo)	3,0	3,0	3,0
Óleo (mililitro)	750	750	750
Manteiga (grama)	0,75	0,75	0,75

Fonte: Dieese (I.s. d.).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Região 1 – São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal.

² Região 2 – Pernambuco, Bahia, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Amazonas, Pará, Piauí, Tocantins, Acre, Paraíba, Rondônia, Amapá, Roraima e Maranhão.

³ Região 3 – Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

A tabela 3 serviu de parâmetro para composição do quantitativo de cada alimento na composição e no cálculo do valor da cesta básica no estado do Espírito Santo (região 1).

2.4 SM, poder de compra e valor da CBA

Diversos estudos têm se dedicado a investigar os efeitos da evolução do SM no poder de compra dos brasileiros. Prado (2006), ao analisar a evolução do SM nominal e da cesta básica entre os anos de 1995 e 2000, aponta que a política do SM, nesse período, foi capaz de garantir o poder de compra em relação à CBA e aos produtos de higiene e limpeza, marcando um período de longo crescimento nominal do mínimo com estabilidade (e até queda) na cesta básica.

Santos *et al.* (2015), ao analisarem a relação entre o valor da CBA e o SM nacional em Curitiba entre os anos de 2000 e 2010, apontam uma queda significativa ao longo do período estudado, ou seja, constatou-se um maior poder de compra do SM. Rambalducci e Feltrin (2017), ao investigarem a evolução do poder de compra do SM nacional em Londrina entre 2003 e 2017, concluíram que, nos cinco primeiros anos, houve ganhos médios, mas, nos anos subsequentes, as reposições aplicadas ao SM foram suficientes apenas para recompor seu poder de

compra, sem ampliá-lo. Outros trabalhos apontam que, no longo prazo, a inflação dos mais pobres apresenta uma variação superior à observada na faixa de renda mais alta e que, para famílias de baixa renda, alimentos e tarifas públicas exercem grande impacto no orçamento familiar (Lameiras, Carvalho e Souza Júnior, 2017; Lino, 2019). Pinto e Santos (2021) analisaram, utilizando uma abordagem qualitativa, se as políticas de aumentos no SM entre os anos de 1995 e 2015 fizeram o poder de compra dos brasileiros aumentar. Os resultados obtidos indicam que os aumentos federais no SM contiveram os aumentos de preços, superando-os. Em outro ponto, Welter (2021), ao comparar a evolução da taxa de crescimento do SM nominal e de indicadores de inflação medidos pelo IPCA e pelo IGP-M entre 1994 e 2021, aponta que, nos anos iniciais da série histórica, a evolução do SM acompanhou os índices de inflação e, a partir de 2006, o SM cresceu expressivamente acima dos níveis de inflação.

Alcântara, Daier e Silva (2023) verificaram se o SM cumpre com seus objetivos especificados na Constituição. Utilizando o poder de compra como indicador do bem-estar social e tomando por base os dados publicados pelo Dieese para a cidade do Rio de Janeiro, os resultados apontam que houve uma ligeira melhora no poder aquisitivo do cidadão carioca e que mais da metade do SM é gasto em alimentação, o que compromete outras necessidades primárias.

Assim, baseando-se nos resultados de Rambalducci e Feltrin (2017), Lameiras, Carvalho e Souza Júnior (2017), Lino (2019) e Alcântara, Daier e Silva (2023), pressupõe-se que o valor do SM não tem conseguido atender os pressupostos previstos no Decreto-Lei nº 399/1938 em nível local, estadual e regional.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Escolha do número-índice

Os números-índices são um importante instrumento de medidas estatísticas frequentemente utilizados em análises econômicas. Embora possuam limitações (Hałka e Leszczyńska-Pachecna, 2023; Horrell, 2023), servem para comparar variáveis relacionadas entre si e para obter uma análise simples e resumida das mudanças ocorridas ao longo do tempo ou em diferentes lugares, oferecendo uma importante função de conteúdo (Siqueira, Sima e Rocha, 2009; Carvalho, 1975).

Os índices de Laspeyres e Paasche são métodos comumente utilizados para medir a variação dos preços de uma cesta de bens e serviços ao longo do tempo, com formas de cálculo distintas. Diferem-se na forma como tratam as quantidades de bens e serviços, ou seja, se usam as quantidades de um período-base (Laspeyres) ou do período atual (Paasche).

A metodologia utilizada nesta pesquisa para o cálculo da variação de preços é semelhante à medida utilizada para determinação do IPCA, ou seja, utiliza o índice de Laspeyres, cuja fórmula é apresentada a seguir.

$$IL = \frac{\sum (P_1 \times Q_0)}{\sum (P_0 \times Q_0)} \times 100$$

Nessa fórmula, *IL* indica o índice de preços de Laspeyres, P_1 refere-se ao preço do bem no momento atual (t_1), P_0 diz respeito ao preço do bem no momento anterior (t_0) e Q_0 indica a quantidade dos bens no momento anterior (t_0).

Escolhida a metodologia de cálculo, definiu-se uma cesta de produtos e verificou-se a mudança dos preços desses itens entre dois períodos. Assim, compararam-se os preços que vigoraram no período de referência com os do período-base, conforme previsto na metodologia proposta por Laspeyres, ponderando-se a participação das despesas com cada bem no consumo total segundo as proporções ilustradas na tabela 3. Os resultados deste trabalho são apresentados em bases trienais, de acordo com a disponibilidade dos dados (dados primários), abrangem todas as regiões brasileiras e diversos entes federativos e compreendem um horizonte de tempo de doze anos (2010-2022). Especificamente para o Espírito Santo, estado onde se localiza a microrregião objeto deste estudo, a seção 4.2 apresenta também os resultados anuais. A escolha da cesta de produtos a ser utilizada como parâmetro de medida de variação de preços em supermercados foi a CBA. Isso se justifica pela facilidade da pesquisa, pela padronização de seus componentes e pelo fato de o setor analisado (alimentício) ser pouco afetado por crises econômicas, dada sua essencialidade. Além disso, é interessante destacar que a cesta básica é um item de grande relevância na determinação do SM nacional.

Cabe ressaltar que a lista de produtos incluídos na composição das cestas básicas não é a mesma para todo o Brasil, podendo variar de acordo com a finalidade para a qual é definida por região. Assim sendo, a estrutura, ou seja, os produtos que a compõem e suas respectivas quantidades mensais estão definidos no Decreto-Lei nº 399/1938, que continua em vigor, e foram anteriormente apresentados na tabela 3.

3.2 Metodologia para coleta dos dados

Para a realização da pesquisa de preços dos produtos, primeiramente foi identificada a área do estudo, no caso a cidade de Vila Velha. Essa escolha justifica-se porque a cidade é uma importante frente de expansão urbana da região metropolitana e, principalmente, é onde se localiza a instituição de ensino da qual fazem parte os pesquisadores, possibilitando um menor custo com o deslocamento para a realização da coleta. A amostra compreendeu um total de quatro estabelecimentos localizados em quatro bairros próximos: Centro, Coqueiral de Itaparica, Parque das Gaivotas e Praia de Itapoá.

Uma vez definida a área da pesquisa, foi necessário padronizar a cesta de produtos a ser pesquisada. Assim, fixou-se uma lista mantendo-se invariável a marca do produto e o peso, de forma a diminuir distorções provocadas por mudanças na amostragem. Na escolha das quantidades, foram utilizadas as previstas para a região 1, descrita na tabela 3. Por sua vez, na escolha da marca dos produtos, foi realizada uma pesquisa prévia com alunos de graduação de instituições de ensino superior da região metropolitana de Vitória e moradores da cidade de Vila Velha, de maneira a identificar a marca mais lembrada pelos consumidores, ficando assim definido o painel de produtos para a coleta de preços.

A coleta de preços de produtos nos supermercados foi realizada por alunos das disciplinas de licenciatura em matemática, matemática aplicada à administração e matemática financeira, na segunda quinzena do mês de agosto dos anos de 2010 a 2019 de acordo com a oferta acadêmica das disciplinas; e na segunda quinzena do mês de agosto do ano de 2022 pelos autores deste trabalho, objetivando manter a periodicidade outrora viabilizada (triênio). A coleta deu-se em duas semanas distintas, e os preços apresentados são a média entre as semanas. Assim, a coleta de dados deu-se de acordo com a disponibilidade dos recursos (alunos/oferta das disciplinas), motivo pelo qual os dados resultantes são trienais.

A pesquisa de campo foi feita *in loco*, e os preços foram coletados diretamente da prateleira, sem interferência de qualquer representante da unidade pesquisada e nem conversão de unidade de medida. No caso de produtos em que a medida não correspondia à indicada, anotou-se detalhadamente a medida apresentada. Nos contextos em que havia produto com peso, embalagem ou metodologia de precificação diferentes dos pré-definidos no painel de produtos desta pesquisa (como a banana, que é precificada por quilo, mas é contabilizada em unidades pela CBA), foi calculada uma média entre peso e quantidade do item para chegar a uma referência (por exemplo, a de que em média sete bananas equivalem a 1 kg).

Com os dados coletados, foi realizado o cálculo da variação dos preços da CBA em cada supermercado pesquisado, determinando assim a perda ou o ganho de poder aquisitivo em cada produto e em cada cesta de produtos, bem como sua representatividade em termos de “percentual sobre a renda”, identificando o impacto do preço no orçamento das famílias com renda igual 1 SM. Esses valores serviram como parâmetro para o tipo de consumidor que costumeiramente faz compra nos bairros analisados.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção, dividimos os resultados em três subseções. Na primeira, apresentamos a evolução dos preços da cesta básica (em SM) por região (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) e a taxa de variação média por UF. Isso permite

analisar os resultados entre diversas regiões e entes federativos. Na segunda, apresentamos os resultados em nível estadual (Espírito Santo) e sua representatividade em relação ao SM vigente, com vistas a ilustrar a evolução do poder de compra da população capixaba ao longo dos últimos anos (2010-2022). Para essas duas subseções, utilizamos dados secundários disponíveis no Dieese referentes ao valor da cesta básica no estado do Espírito Santo em comparação com o valor do SM nacional, de acordo com os dados do Ipeadata (figura 1).

Por fim, na terceira subseção, apresentamos os resultados em nível local (bairros) e sua representatividade em relação ao SM nacional vigente, seguidos de uma taxa equivalente anual que descreve a evolução (ou involução) do valor da cesta básica local. Para esse item, utilizamos dados primários provenientes da coleta de preços nos supermercados anteriormente citados.

4.1 Evolução dos preços da cesta básica (em SM) por regiões brasileiras e entes federativos

Primeiramente, apresentamos a evolução do custo da cesta básica (em SM) por região brasileira (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) verificada entre os anos de 2010 e 2022 por meio do recurso *heatmap*.

Tendo em vista que dos 26 estados da Federação (e Distrito Federal), para apenas dezesseis tinha-se as informações completas disponíveis no *site* do Dieese, o cálculo dos resultados regionais foi realizado considerando, para a sua composição, a média dos valores informados para os estados com dados completos. A figura 1 ilustra os quocientes entre o custo da cesta básica e o valor do SM por região: relações próximas de um possuem tonalidade mais esverdeada e as mais distantes recebem tonalidade mais amarelada.

FIGURA 1

Custo da cesta básica, em relação ao SM, por região, entre agosto de 2010 e agosto de 2022
1A – 2010



1B – 2013



1C – 2016



1D – 2019



1E – 2022



Fonte: Dieese (2023) e Ipeadata. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=1739471028>. Acesso em: 14 abr. 2023.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O custo de vida foi medido pelo quociente entre o valor da cesta básica e o valor do SM.

2. Ilustração reproduzida conforme o original (nota do Editorial).

De acordo com os dados apresentados na figura 1, nota-se que, em média, os estados da região Nordeste foram os que apresentaram maior poder aquisitivo por unidade de salário, demonstrando que os habitantes dessa região têm um custo de vida com o item alimentação menor em relação ao restante do país. Em outro ponto, é possível verificar que os habitantes dos estados das regiões Sul e Sudeste tiveram uma elevada perda do poder de compra no ano de 2022 em comparação com toda a série histórica.

De forma a complementar a análise anterior, a tabela 4 apresenta os resultados por estado com informações completas disponíveis.

TABELA 4

Custo da cesta básica em relação ao SM, por estado, entre agosto de 2010 e agosto de 2022
(Em %)

Estado	Custo da cesta básica em relação ao SM				
	2010	2013	2016	2019	2022
Distrito Federal	42	40	49	42	56
Goiás	42	40	49	42	56
Minas Gerais	43	45	51	45	58
Rio de Janeiro	43	45	51	45	58
São Paulo	43	45	51	45	58
Espírito Santo	43	45	51	45	58
Paraná	44	43	52	46	60
Santa Catarina	44	43	52	46	60
Rio Grande do Sul	44	43	52	46	60
Pará	41	44	48	39	52
Sergipe	36	38	43	36	48
Ceará	36	38	43	36	48
Paraíba	36	38	43	36	48
Rio Grande do Norte	36	38	43	36	48
Pernambuco	36	38	43	36	48
Bahia	36	38	43	36	48
Média	38	41	48	41	54

Fonte: Dieese (2023) e Ipeadata. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=1739471028>. Acesso em: 14 abr. 2023.

Elaboração dos autores.

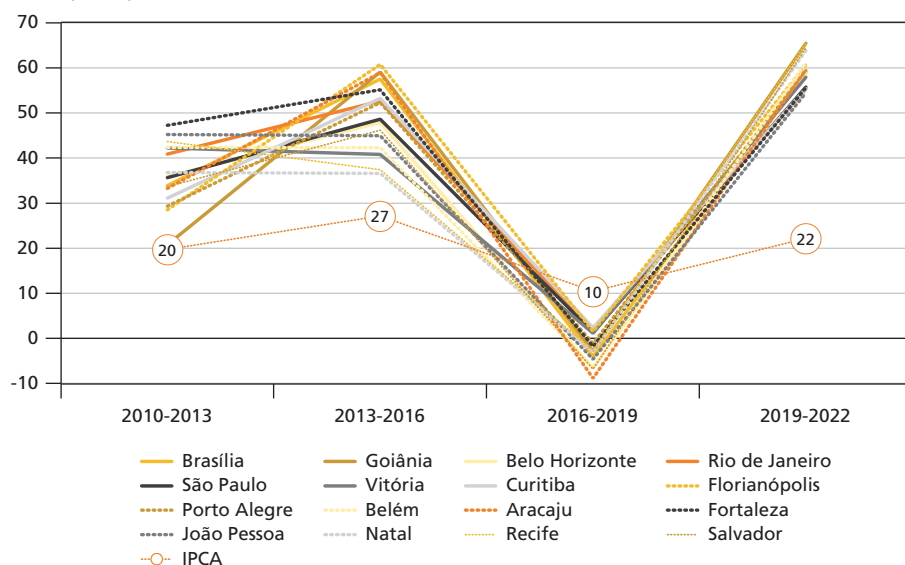
Obs.: O custo foi medido pelo quociente entre o valor da cesta básica e o SM.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 4, os anos de 2016 e 2022 foram os períodos em que o custo da cesta básica assumiu uma maior proporção em relação ao valor do SM vigente (média de 48% e 54%, respectivamente). Isso indica que, embora tenha havido crescimento do valor do SM, as famílias com renda igual a 1 SM perderam capacidade de consumo de cestas básicas nos respectivos períodos. Nota-se que nenhum estado conseguiu se aproximar dos pressupostos elencados no Decreto-Lei nº 399/1938 quanto ao comprometimento do SM com o item alimentação.

Por fim, nota-se também que os últimos anos da série histórica (2019-2022) foram o período com maior perda do poder de compra da população em diversas capitais brasileiras, o que provavelmente é um reflexo da pandemia da covid-19, com início no ano de 2020. O gráfico 2 auxilia nessa análise, apresentando a evolução do valor da cesta básica nos triênios analisados em diversos estados brasileiros (com dados completos disponíveis no período). O detalhamento dos resultados encontra-se disponibilizado no apêndice A (tabela A.1).

GRÁFICO 2

Taxa de variação média da cesta básica – capitais brasileiras selecionadas
(Em %)



Fonte: Dieese (2023).
Elaboração dos autores.

De acordo com os resultados apresentados no gráfico 2, nota-se que todos os estados brasileiros analisados apresentaram queda no índice de variação da cesta básica no terceiro triênio (2016-2019) em relação ao triênio anterior.

Analisando a variação de preços no triênio de queda e comparando os preços de 2016 e 2019, tem-se que, de todas as capitais apresentadas, apenas Vitória (1,1%), São Paulo (1,3%), Rio de Janeiro (1,5%), Florianópolis (1,6%) e Curitiba (2,4%) tiveram variação positiva, todas inferiores a 2,5%. As demais capitais registraram variação negativa no preço da cesta básica, com destaque para Belo Horizonte, Belém, Aracaju e Salvador, todas com deflação maior que -6,5%.

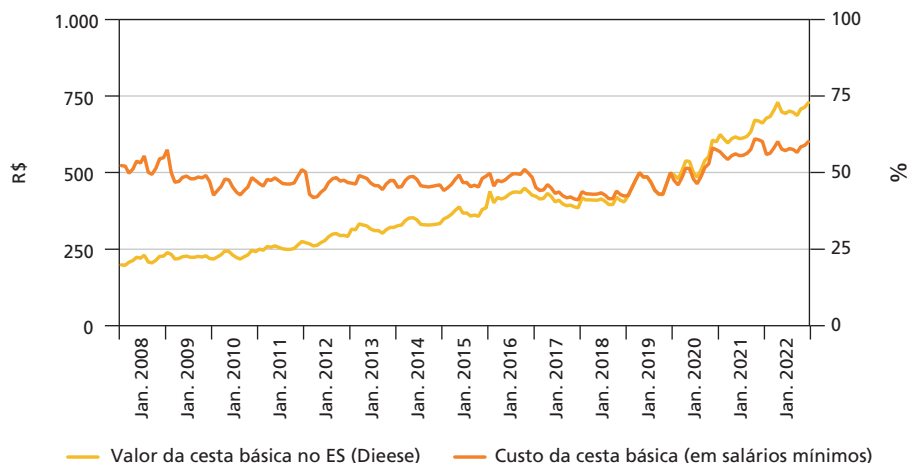
É importante destacar que o valor da cesta básica representa 23,12% do valor do IPCA. Desse modo, é possível notar sua contribuição para a queda no valor do índice no terceiro triênio (2016-2019). Além disso, o gráfico 2 deixa evidente que não se pode descartar a influência dos outros componentes dos preços livres e dos preços administrados no controle IPCA.

4.2 Resultados em nível estadual

Nesta subseção, apresentamos a evolução do valor da CBA no estado do Espírito Santo e o poder de compra da população capixaba, medido pelo quociente entre o valor da cesta básica e o SM, conforme ilustra o gráfico 3.

GRÁFICO 3

Histórico do valor da cesta básica e do quociente entre o valor da CBA e o valor do SM



Fonte: Dieese (2023) e Ipeadata. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=1739471028>. Acesso em: 14 abr. 2023.

Elaboração dos autores.

Obs.: Taxa de crescimento médio do salário mínimo: 8,04%; taxa de crescimento médio da cesta básica: 9,06%; taxa de inflação média anual: 5,92%.

Para o gráfico 3, o valor da cesta básica encontra-se determinado no eixo da esquerda, em reais, e o valor do quociente entre o valor da CBA e o SM, no eixo da direita, em percentual. Os cálculos foram realizados com base em dados secundários disponíveis nos portais do Dieese e Ipeadata.

Em análise preliminar da série histórica apresentada no gráfico 3, pode-se notar a ciclicidade do poder de compra ao longo dos períodos: em janeiro de 2009, por exemplo, o valor da cesta básica consumia 57,5% da renda proveniente das famílias que recebiam 1 SM e, em janeiro de 2010, esse percentual diminuiu para 42,6%, indicando ganho no poder de compra do SM. Em janeiro de 2011, em comparação a janeiro de 2010, esse raciocínio se inverte: o quociente entre o valor da CBA e o SM passa de 42,6% para 43,6%, indicando perda do poder aquisitivo.

Analisando a evolução da série histórica dos últimos quinze anos (2008-2022), nota-se que houve uma persistente evolução no SM nacional, o qual apresentou uma taxa de crescimento médio de 8,04% ao ano, ante um crescimento médio de 9,06% no valor da cesta básica. Nesse período, a inflação média, medida pelo

IPCA, foi de 5,92% ao ano. Isso fez com que o poder de compra do SM permanecesse em torno de duas cestas básicas no Espírito Santo (48,4%), com tendência de queda a partir de 2020.

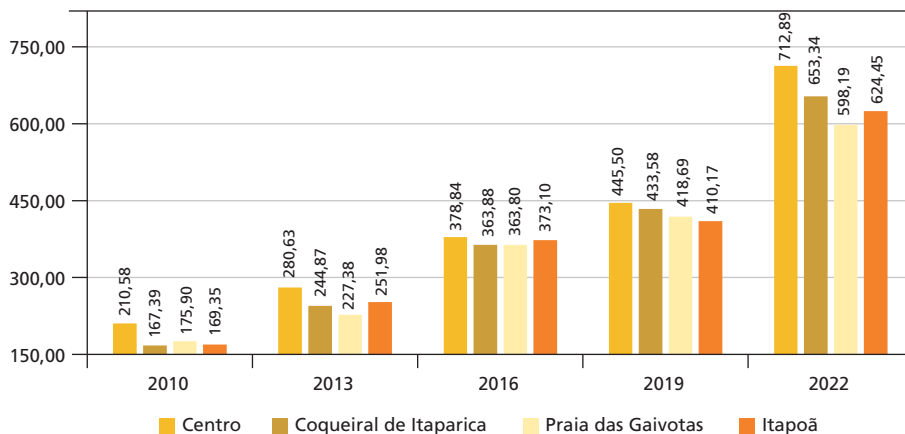
Em média, o quociente entre valor da cesta básica e o SM do período situou-se em torno de 48,4%, ou seja, o valor da cesta básica equivale a quase metade da renda dessa população. Assim, tendo em vista os resultados encontrados para o estado do Espírito Santo, nota-se que o governo e as comissões para implantação do SM não têm conseguido atingir o objetivo do Decreto-Lei nº 399/1938 para essa população.

4.3 Resultados em nível local (bairros)

Nesta subseção, apresentamos os resultados provenientes da coleta de preços em quatro supermercados do município de Vila Velha, feita pelos pesquisadores, com vistas a analisar o impacto das variações de preços local (em nível de bairros), atendendo o objetivo principal deste trabalho. O gráfico 4 ilustra a evolução de preços dos produtos da CBA nos supermercados regionais (bairros).

GRÁFICO 4

Evolução do custo da cesta básica em supermercados regionais
(Em R\$)



Elaboração dos autores.

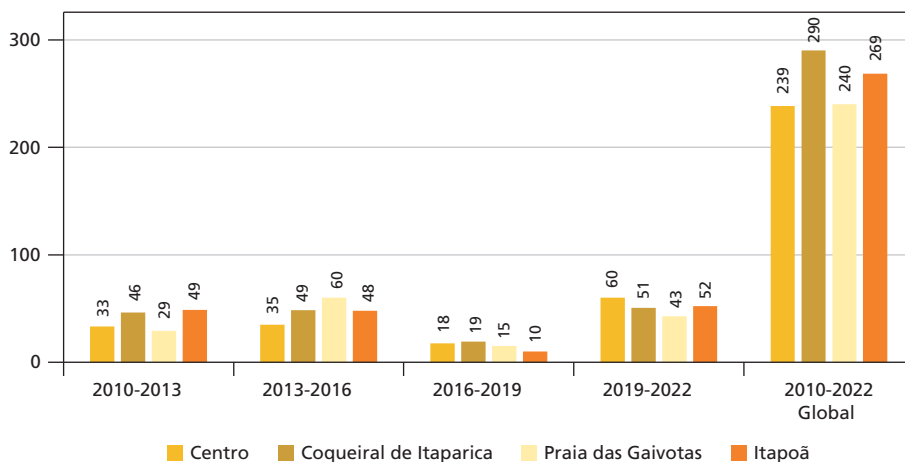
Conforme pode ser visualizado no gráfico 4, no período analisado, os preços nos supermercados apresentaram uma significativa variação, com amplitude de R\$ 43,18 (20,5%) em 2010, R\$ 53,26 (19,0%) em 2013, R\$ 16,00 (4,2%) em 2016, R\$ 35,13 (7,9%) em 2019 e R\$ 114,71 (16,1%) em 2022. Nessa ótica, a mudança de supermercado (bairro) para a realização das compras no período representaria uma economia de mais de 15% no valor das compras (em 2010, 2013 e 2022).

Dentre os estabelecimentos pesquisados, o supermercado do bairro de Praia das Gaivotas foi o que apresentou maior economia com os itens da cesta básica em praticamente todos os anos (com exceção de 2010), e o do Centro de Vila Velha, os maiores preços dos itens da cesta básica de toda a série histórica.

A seguir, analisou-se a evolução de preços periódica, conforme ilustra o gráfico 5.

GRÁFICO 5

Evolução relativa dos preços nos supermercados pesquisados
(Em %)



Elaboração dos autores.

Como pode ser observado no gráfico 5, a CBA nos bairros pesquisados mais que dobrou (e quase triplicou) de valor entre os anos de 2010 e 2022. É importante destacar que, embora o estabelecimento do bairro Centro tenha obtido a menor taxa de variação, isso se deve ao fato de que, em 2010, este já apresentava o maior valor para a cesta básica. Além disso, nota-se que o terceiro triênio foi o de menor variação nos preços dos alimentos em relação aos demais, apresentando as menores taxas de inflação do período analisado (anteriormente ilustrado no gráfico 1).

Embora alguns supermercados tenham mostrado mais competitividade no valor de suas cestas básicas em comparação com os demais, notou-se que alguns itens tiveram os preços reajustados de forma negativa (deflacionados) e outros, de forma positiva (inflacionados), em uma amplitude de variação entre -59% e +612%. A tabela 5 mostra os comparativos de variação de preços por produto e por localidade do supermercado. A tonalidade mais escura indica os produtos que tiveram os maiores crescimentos no preço (e os mais claros, os maiores decréscimos).

TABELA 5
Variação de preços por tipo de produto da cesta básica
(Em %)

Item	Centro						Coqueiral de Itaparica						Praia das Gaivotas						Itapoã					
	2010-2013			2016-2019			2010-2013			2016-2019			2010-2013			2016-2019			2010-2013			2016-2019		
	2013	2016	2019	2019	2022	2022	2013	2016	2019	2019	2022	2022	2013	2016	2019	2019	2022	2022	2013	2016	2019	2019	2022	2022
Arroz	11	57	-11	44	31	31	43	-12	55	30	35	35	6	38	37	23	6	15	149	67	-20	52		
Feijão	34	39	-23	81	60	60	85	-17	53	97	42	42	-3	42	101	-37	175	-30	101	101	101	101	101	101
Farinha	28	-30	65	26	85	85	-33	134	-18	103	-9	-9	104	-26	104	-37	175	-30	101	101	101	101	101	101
Açúcar	-1	61	-50	247	6	6	39	-24	165	0	44	-35	-35	190	25	27	-19	143	25	27	-19	143		
Café em pó	13	24	-3	103	58	58	2	16	118	32	29	0	0	109	48	4	29	104	48	4	29	104		
Óleo	30	5	29	109	25	25	31	-20	236	17	32	-8	-8	190	57	3	-11	203	57	3	-11	203		
Manteiga	24	86	17	27	88	88	99	-12	89	86	79	-16	-16	95	96	98	14	39	96	98	14	39		
Pão francês	88	0	6	12	35	35	43	-1	25	32	45	2	2	10	45	29	6	-6	45	29	6	-6		
Batata	57	-47	162	98	220	220	-45	185	43	84	-42	-42	225	3	132	-38	113	147	132	-38	113	147		
Tomate	49	214	9	91	103	103	120	147	11	-59	612	130	130	24	68	237	62	36	68	237	62	36		
Banana	4	111	-5	40	4	4	80	29	21	10	103	4	4	-35	8	40	24	29	8	40	24	29		
Carne	15	26	31	83	28	28	35	3	106	11	56	3	3	114	26	45	-12	113	26	45	-12	113		
Leite	28	6	79	4	75	75	80	-44	52	69	70	-27	-27	18	60	81	-27	40	60	81	-27	40		
Cesta básica	33	35	17	60	46	46	49	19	51	29	60	15	15	43	49	48	10	52	49	48	10	52		

Elaboração dos autores.

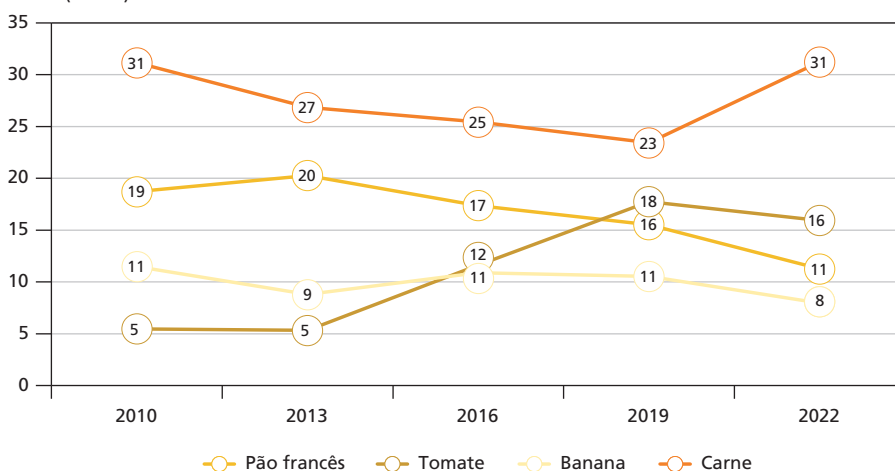
Os dados apresentados na tabela 5 mostram a existência de uma grande amplitude de valores entre os dados oficiais e os percebidos pelos consumidores em sua cesta básica. Isso reforça a importância da coleta de preços nos supermercados antes da realização das compras, com vistas a economias na renda familiar.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 5, os produtos que obtiveram aumento mais acentuado em seu preço no período foram o tomate (terceiro triênio), o açúcar (quarto triênio) e o óleo (quarto triênio), obtendo aumentos máximos de 612%, 247% e 236%, respectivamente. Por sua vez, os produtos que tiveram as maiores quedas no preço foram o tomate (primeiro triênio), o açúcar (terceiro triênio) e a batata (segundo triênio), obtendo quedas máximas de -59%, -50% e -47%, respectivamente. Os itens de hortifrúti vendidos pelos supermercados da região foram os produtos que obtiveram maior oscilação de preço. Os itens café, óleo, açúcar e carne tiveram grandes altas no quarto triênio, provavelmente devido às restrições provocadas pela pandemia da covid-19, o que impactou de forma negativa o orçamento das famílias.

A seguir, analisamos a representatividade de cada produto no valor da cesta básica (média regional) e sua evolução (ou involução) ao longo do período. Os resultados encontrados para os itens de maior representatividade (em termos de valor) encontram-se ilustrados no gráfico 6. A tabela com a totalidade dos resultados encontra-se disponibilizada no apêndice A (tabela A.2).

GRÁFICO 6

Representatividade de cada produto em relação ao valor da cesta básica
(Em %)



Elaboração dos autores.

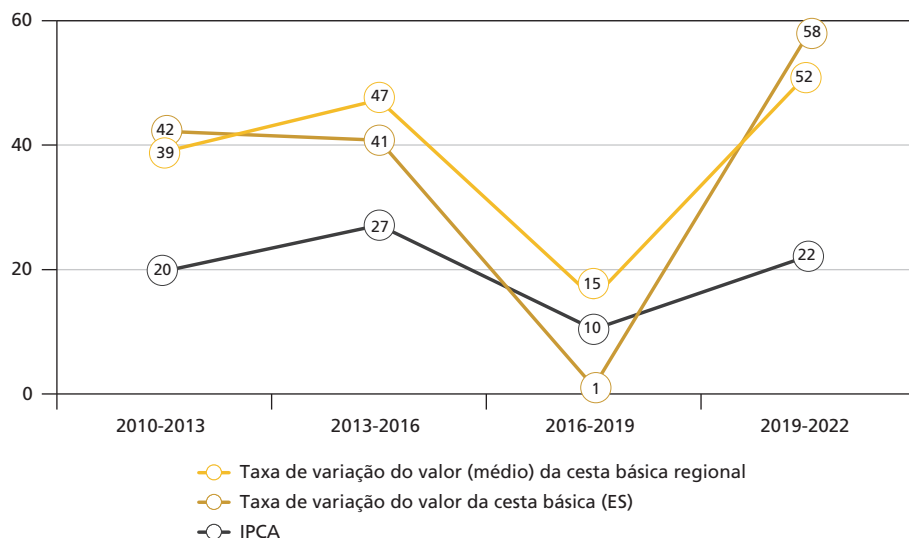
Conforme o gráfico 6, os quatro itens descritos (pão francês, tomate, banana e carne) representam, em média, quase dois terços (65%) do valor total da cesta

básica no período. Nota-se a evolução do preço do tomate (legumes), que em 2010 representava 5% do valor da cesta básica, mas triplicou (16%) sua representatividade até o final do último triênio (2022). Isso mostra que a opção de substituir um item por outro em determinado período, por exemplo, variando o tipo de legume consumido (cenoura, abóbora etc.) ou de carne (boi, frango, porco, peixe), preservando o poder nutricional, pode trazer uma substancial economia para as famílias.

O gráfico 7 apresenta a taxa de variação média da cesta básica regional e sua comparação com a taxa de variação média da cesta básica estadual (ES) e o IPCA ao longo dos triênios analisados.

GRÁFICO 7

Taxa de variação média da cesta básica regional e sua comparação com a taxa de variação média da cesta básica estadual (ES) e o IPCA
(Em %)



Fonte: Dieese (2023), Histórico ([s. d.]) e IBGE. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php>. Acesso em: 17 abr. 2023.

Elaboração dos autores.

O gráfico 7 ilustra uma relação muito próxima entre a variação de preços da cesta básica estadual e a regional (bairros). Nota-se que, no primeiro triênio, a cesta básica regional obteve maior taxa de variação que a estadual e, nos triênios seguintes, o custo da cesta básica obteve aumentos menores em relação à estadual, superando-a no último triênio.

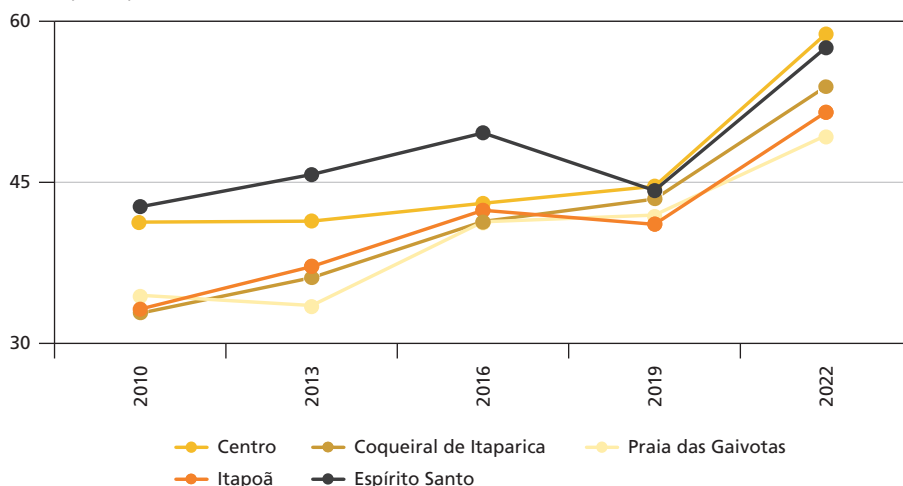
Comparando a variação das cestas básicas (regional e estadual) com o índice oficial de inflação (IPCA), nota-se um comportamento da curva similar, embora com menor oscilação, principalmente no terceiro triênio analisado (2016 a 2019).

Esse fenômeno também ocorreu nos demais estados brasileiros, conforme ilustrado anteriormente no gráfico 2.

Por fim, o gráfico 8 ilustra a evolução do quociente entre o valor da cesta básica regional (bairros) e estadual e o SM, possibilitando comparar o poder aquisitivo por região analisada (e em relação ao Espírito Santo) e o índice oficial (estadual).

GRÁFICO 8

Evolução do poder aquisitivo (em relação ao valor da cesta básica) por região analisada (Em %)



Fonte: Dieese (2023) e Ipeadata. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=1739471028>. Acesso em: 14 abr. 2023.
Elaboração dos autores.

Os resultados apresentados no gráfico 8 permitem realizar várias análises. Em primeiro lugar, nota-se que as regiões pesquisadas (bairros) apresentaram maior poder aquisitivo (em termos de consumo de cestas básicas) que o índice estadual publicado pelo Dieese (com exceção do bairro Centro, nos últimos triênios).

Em segundo lugar, destaca-se que consumidores que, nos referidos anos, realizaram suas compras de supermercado das regiões de Praia das Gaivotas, Coqueiral de Itaparica e Itapoã obtiveram vantagem maior (economia) que os consumidores que as realizaram no estabelecimento da região do Centro de Vila Velha. Devido à proximidade entre os bairros, os resultados indicam que vale a pena fazer compras em bairros vizinhos com vistas a prospectar maior economia, visto que esta pode ultrapassar 15% do valor das compras, conforme anteriormente apresentado no gráfico 4.

Por fim, tomando como ponto de partida o início da série histórica (2010), os resultados apontam que o poder aquisitivo (em termos de consumo de cestas básicas) de todas as regiões diminuiu ao longo dos anos (com exceção do bairro

Praia das Gaivotas, em 2013). Tomando por exemplo os preços praticados no supermercado de Coqueiral de Itaparica, o SM, em 2010, era capaz de adquirir três cestas básicas (33% cada) e, ao final de 2016, pouco mais de duas cestas (41% cada). Isso indica uma perda do poder aquisitivo da população que realiza suas compras nessas regiões ao longo dos anos e um distanciamento do valor do SM dos pressupostos previstos no Decreto-Lei nº 399/1938.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo analisar a variação dos preços de produtos da cesta básica de regiões da cidade de Vila Velha entre os anos 2010 e 2022 com o intuito de evidenciar um índice de inflação mais próximo da realidade local e que mensurasse, de forma mais realista, o poder de compra da população que tem renda mensal equivalente a 1 SM. Também faz uma análise da evolução do poder de compra em termos de cestas básicas em diversos estados brasileiros, com enfoque especial para a região objeto do estudo.

Analisando a evolução da série histórica do período analisado, os resultados preliminares indicam uma persistente evolução no SM nacional ao longo dos anos, em contraposição a uma perda no poder de compra para alimentação familiar em todos os estados brasileiros, medida pelo quociente entre valor da cesta básica e o valor do SM. Nesse contexto, os estados da região Nordeste foram os que apresentaram maior poder aquisitivo por unidade de SM.

Analisando os dados regionais (bairros), os resultados também apontam que, em termos de consumo de cestas básicas, o poder aquisitivo de todas as regiões analisadas diminuiu ao longo dos anos.

Por meio de coletas de preços e dos resultados obtidos com a pesquisa realizada, observou-se a variação dos preços dos produtos da cesta básica entre os anos 2010 e 2022 nos supermercados regionais. Além disso, foi possível constatar os melhores e os piores locais para a realização das compras: o supermercado do bairro de Praia das Gaivotas foi o que apresentou maior economia com os itens da cesta básica em praticamente todos os anos (com exceção de 2010), e o do centro de Vila Velha, os maiores preços da cesta básica de toda a série histórica.

Esses resultados indicam que vale a pena fazer compras em bairros vizinhos com vistas a prospectar maior economia, visto que esta pode ultrapassar 15% do valor das compras. Isso demonstra a importância da pesquisa de preços nos supermercados e a necessidade de determinação de índices regionais para o real conhecimento dos consumidores em relação à veracidade da variação dos preços em sua localidade, pois cada município possui peculiaridades que não são consideradas em um índice geral.

Comparando a variação das cestas básicas (regional e estadual) com o IPCA, encontrou-se um comportamento da curva muito semelhante, embora com menor oscilação, principalmente no terceiro triênio analisado (2016 a 2019). Diante desses resultados, é possível notar que o cálculo da inflação de preços ao consumidor no Brasil, que utiliza como índice balizador o IPCA, pode ser muito influenciado por outros componentes que ponderam o índice e que compõem os preços livres e os preços administrados.

Por fim, para trabalhos futuros, aconselha-se verificar a variação de preços em regiões com poder aquisitivo diferente, uma vez que as pesquisas sugeriram que bairros mais tradicionais tiveram seus índices de reajustes mais elevados que bairros mais novos.

REFERÊNCIAS

ALCÂNTARA, A. N. dos S. de; DAIER, V. B.; SILVA, M. de A. X. Poder de compra do salário mínimo em relação à cesta básica alimentar na cidade do Rio de Janeiro nos anos de 2010-2019. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*, 26., 2023, Curitiba. **Anais [...]**. Curitiba: Anpec, 2023. Disponível em: https://www.anpec.org.br/sul/2023/submissao/files_I/i3-2c1ad4f157bcfe03446c2976cf9a8fd9.pdf.

ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-416146128aaa>.

ALMEIDA, J. L. de. É possível a inflação brasileira ser afetada pela tributação? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 50, n. 3, p. 67-101, dez. 2020. Disponível em: <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1752>.

ARRUDA, E. F.; BRITO, A. C. Previsão de inflação: uma análise para a região metropolitana de Fortaleza. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 78-92, 2017.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução nº 2.615, de 30 de junho de 1999. Fixa as metas para a inflação e seus respectivos intervalos de tolerância, bem como o índice de preços a que se aplicam, para os anos 2001, 2000 e 1999. **Diário Oficial da União**, Brasília, 30 jun. 1999. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1999/pdf/res_2615_v1_O.pdf.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Preços administrados**. Brasília: Gerin, 2013. (Série Perguntas Mais Frequentes). Disponível em: <https://camaraecamara.wordpress.com/wp-content/uploads/2009/09/faq05-precos-administrados.pdf#:~:text=Pre%C3%A7os%20Administrados.%20Este%20texto%20integra%20a%20s%C3%A9rie,Central%20do%20Brasil%20vem%20prestar%20esclarecimentos%20sobre.>

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Regime de metas para a inflação no Brasil**. Brasília: Gerin, 2014. (Série Perguntas Mais Frequentes).

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Índices de preços no Brasil**. Brasília: Gerin, 2016. (Série Perguntas Mais Frequentes).

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 7. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2017.

BRASIL. Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936. Institui as comissões de salário mínimo. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, 21 jan. 1936.

BRASIL. Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999. Estabelece a sistemática de “metas de inflação” como diretriz para fixação do regime de política monetária e dá outras providências. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, 22 jun. 1999.

BRASIL. Câmara dos Deputados. Projeto de Lei Complementar nº 279/2020. Altera a Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1.996, a Lei nº 10.865, de 30 de abril de 2004, e a Lei nº 7.798, de 10 de julho de 1989, para zerar as alíquotas incidentes sobre os produtos alimentares que compõem a cesta básica nacional [...]. Brasília: Câmara dos Deputados, 2020. Disponível em: <https://www.camara.leg.br/propostas-legislativas/2267318>.

BRASIL. Câmara dos Deputados. Projeto de Lei Complementar nº 18/2022. Altera a Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966 (Código Tributário Nacional), e a Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996 (Lei Kandir), para considerar bens e serviços essenciais os relativos aos combustíveis, à energia elétrica [...]. Brasília: Câmara dos Deputados, 2022. Disponível em: <https://www.camara.leg.br/propostas-legislativas/2317648>.

CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 16, n. 3, p. 441-462, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482012000300004>.

CARVALHO, J. L. Uma nota sobre números-índices. **Revista Brasileira de Economia – RBE**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 60-88, 1975.

CHAUVET, M. Indicadores antecedentes da inflação brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 43-74, 2001. Disponível em: <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/160>.

CIFUENTES, J. C. A.; ROBLEDO, J. C. Relación entre los niveles de precios de las siete principales ciudades de Colombia: evidencia para el period 2000-2014. **Revista de Estudios Regionales**, n. 115, p. 123-141, 2019.

COSTA, G. P. C. L. da; GARTNER, I. R. Manipulação de informações contábeis no setor público brasileiro: evidências em dez casos pesquisados. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 12, n. 26, p. 141-162, 2015. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=76256604007>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Valor da cesta básica aumenta em todas as capitais em 2018**. São Paulo: Dieese, 8 jan. 2019. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2018/201812cestabasica.pdf>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Valor da cesta básica aumenta em praticamente todas as capitais em 2019**. São Paulo: Dieese, 9 jan. 2020. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2019/201912cestabasica.pdf>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos**: tomada especial de preços de dezembro de 2020 e do ano de 2020. São Paulo: Dieese, 11 jan. 2021. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2020/202012cestabasica.pdf>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Em 2021, cesta básica aumenta em todas as capitais**. São Paulo: Dieese, 7 jan. 2022. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2021/202112cestabasica.pdf>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Em 2022, preço da cesta básica aumenta em todas as 17 capitais pesquisadas**. São Paulo: Dieese, 9 jan. 2023. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2022/202212cestabasica.pdf>.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Metodologia da Cesta Básica de Alimentos**. [S. l.]: Dieese, [s. d.]. Disponível em: <http://www.dieese.org.br/metodologia/metodologiaCestaBasica.pdf>. Acesso em: 12 jan. 2014.

ENTENDA os índices de inflação: saiba o que eles medem e para que servem. **O Globo**, 8 fev. 2008. Disponível em: <http://oglobo.globo.com/economia/entenda-os-indices-de-inflacao-saiba-que-eles-medem-para-que-servem-3637548>.

FONSECA, M. W. Eficácia da política monetária no Brasil: análise empírica pós-regime de metas de inflação. **Revista da FAE**, v. 14, n. 1, p. 4-25, 2011.

HAGEMANN, R. P. The variability of inflation rates across household types. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 14, n. 4, p. 494-510, 1982. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1991657>.

HAŁKA, A.; LESZCZYŃSKA-PACZESNA, A. Inflation measurement in times of large consumption shifts: evidence of the CPI bias from Poland. **Acta Oeconomica**, v. 73, n. 3, p. 383-401, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1556/032.2023.00022>.

HISTÓRICO: meta de inflação *vs.* inflação efetiva. **Banco Central do Brasil**, [s. d.]. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>.

HORRELL, S. Household consumption patterns and the consumer price index, England, 1260-1869. **Economic History Review**, v. 76, n. 4, p. 1023-1050, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/ehr.13236>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **IPCA e INPC**: ampliação da abrangência geográfica. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. (Nota Técnica, n. 3/2013). Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Sistema_de_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Notas_Tecnicas/snipc_nota_tecnica_2013_03.pdf.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação. **Carta de Conjuntura**, Rio de Janeiro, n. 18, mar. 2013. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/cc18_completa.pdf.

LAMEIRAS, M. A. P.; CARVALHO, S. S. de; SOUZA JÚNIOR, J. R. de C. Inflação por faixa de renda. **Carta de Conjuntura**, n. 37, nota 2, 4 trim. 2017. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8166>.

LEANDRO, J. C.; BOTELHO, D. Consumer over-indebtedness: a review and future research agenda. **Journal of Business Research**, v. 145, p. 535-551, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2022.03.023>.

LINO, I. dos R. **Cesta de consumo e inflação para famílias de baixa renda**. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2019. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br:80/dspace/handle/10438/27449>.

MICHAEL, R. T. Variation across households in the rate of inflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 11, n. 1, p. 32-46, 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1991672>.

MINARIK, J. J. Inflation in the necessities? **The Brookings Bulletin**, v. 16, n. 4, p. 8-10, 1980.

NAJBERG, S. Comportamento dos consumidores em economias inflacionárias e seu efeito sobre os preços. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 3, p. 317-344, 1994.

PAULA, A. C. L. de; SOARES, B. M.; BONFIM, M. D. A variação do custo da cesta básica para o consumidor. **Revista de Iniciação Científica da Libertas**, v. 1, n. 1, p. 56-71, 2016. Disponível em: <https://revistaic.pesquisaextensaolibertas.com.br/index.php/riclibertas/article/view/4/4>.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 8. ed. São Paulo: Pearson Education no Brasil, 2013.

PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S. de; TONETO JUNIOR, R. (org.). **Manual de economia**. 7. ed. São Paulo: Saraiva, 2017.

PINTO, M. N.; SANTOS, L. A. dos. O salário mínimo federal e as famílias brasileiras: estudo comparativo do poder de compra nos anos de 1995 e 2015. **South American Development Society Journal**, v. 7, n. 19, p. 203-220, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.24325/issn.2446-5763.v7i19p203-220>.

PRADO, A. Valorização do salário mínimo reduz a desigualdade. In: TORRES FILHO, E. T.; PUGA, F. P.; FERREIRA, F. M. R. (org.). **Visão do desenvolvimento**. Rio de Janeiro: BNDES, 2006. p. 111-118. Disponível em: https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/20020/1/PR_Valoriza%C3%A7ao%20do%20salario%20minimo_168536_P.pdf.

QUADROS, S. **Muito além dos índices**: crônicas, história e entrelinhas da inflação. 1. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2008.

RAMBALDUCCI, M. J. G.; FELTRIN, B. R. A evolução do poder de compra do salário mínimo no Brasil, de 2003 a 2017, em relação à inflação da cesta básica nacional em Londrina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 37., 2017, Joinville. **Anais [...]**. Joinville: Enegep, 2017.

SANTOS, D. F. dos *et al.* Os impactos da cesta básica no salário mínimo nacional em Curitiba entre 2000 e 2010. In: ENCONTRO CIENTÍFICO DE ADMINISTRAÇÃO, ECONOMIA E CONTABILIDADE, 4., 2011, Ponta Porã. **Anais [...]**. Ponta Porã: UEMS, 2015. Disponível em: <https://anaisonline.uems.br/index.php/eacaeco/article/view/2588>.

SILVA, E. M.; COSTA, D. F.; BORTOLON, P. M. Behavioral biases and personal indebtedness: a systematic literature review. **Research Square**, 2024. (Versão preliminar). Disponível em: <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-4510972/v1>.

SILVA, E. M.; MOREIRA, R. de L.; BORTOLON, P. M. Mental accounting and decision making: a systematic literature review. **Journal of Behavioral and Experimental Economics**, v. 107, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.socec.2023.102092>.

SIQUEIRA, I. C.; SIMA, L. F.; ROCHA, J. A. G. da. A importância dos números-índices. **Contribuciones a la Economía**, v. 1, 2009. Disponível em: <https://www.eumed.net/ce/2009a/ssr.htm/1000>.

SOUZA JUNIOR, M. L. de *et al.* Diferenciais de custos de vida entre os estados brasileiros: uma aplicação de preços hedônicos a partir dos dados da PNAD. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 13, n. 2, p. 223-242, 2019.

WELTER, Y. E. **Análise do poder de compra do salário mínimo a partir da alteração do processo de correção do salário estabelecido em 2007**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2021. Disponível em: <https://repositorio.jesuita.org.br/bitstream/handle/UNISINOS/11737/Yasmin%20Ertel%20Welter.pdf?sequence=1>.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Representatividade de cada produto em relação ao valor da cesta básica entre agosto de 2010 e agosto de 2022 – capitais brasileiras selecionadas (Em %)

	2010-2013	2013-2016	2016-2019	2019-2022
Brasília	33,9	57,5	-4,0	59,0
Goiânia	20,8	59,1	-2,9	65,5
Belo Horizonte	35,9	47,9	-6,6	59,1
Rio de Janeiro	40,8	52,6	1,5	55,3
São Paulo	35,7	48,6	1,3	55,7
Vitória	42,2	40,8	1,1	58,0
Curitiba	31,1	53,3	2,4	55,4
Florianópolis	28,5	60,8	1,6	60,7
Porto Alegre	29,3	52,3	-1,1	59,4
Belém	42,4	42,3	-6,5	61,2
Aracaju	33,3	59,0	-8,8	59,7
Fortaleza	47,3	55,1	-1,8	55,6
João Pessoa	45,2	44,9	-4,7	54,5
Natal	36,8	36,6	-3,0	63,8
Recife	43,6	37,4	-2,7	65,4
Salvador	33,7	46,2	-6,8	64,5

Fonte: Dieese (2023).
Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Representatividade de cada produto em relação ao valor da cesta básica entre agosto de 2010 e agosto de 2022 – Espírito Santo
(Em %)

Item	2010	2013	2016	2019	2022
Arroz	2,4	2,2	2,0	1,7	1,6
Feijão	6,5	8,2	8,8	6,4	6,6
Farinha	2,2	2,7	1,3	2,5	1,4
Açúcar	2,2	1,7	1,6	1,0	1,8
Café em pó	3,0	3,0	2,4	2,2	3,0
Óleo	1,0	1,0	0,7	0,6	1,2
Manteiga	4,2	5,0	6,5	5,7	5,9
Pão francês	18,7	20,3	17,4	15,5	11,3
Batata	4,6	7,0	2,7	6,3	6,9
Tomate	5,5	5,3	11,6	17,8	15,9
Banana	11,5	8,8	10,9	10,5	8,0
Carne	31,2	26,9	25,4	23,4	31,2
Leite	7,1	7,9	8,6	6,4	5,2
Total	100	100	100	100	100

Fonte: Dieese (2023).
Elaboração dos autores.

REFERÊNCIA

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS. **Em 2022, preço da cesta básica aumenta em todas as 17 capitais pesquisadas.** São Paulo: Dieese, 9 jan. 2023. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2022/202212cestabasica.pdf>.

Originais submetidos em: abr. 2023.

Última versão recebida em: mar. 2025.

Aprovada em: mar. 2025.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas, se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Alice Souza Lopes

Revisão

Amanda Ramos Marques Honorio

Cláudio Passos de Oliveira

Denise Pimenta de Oliveira

Emilly Dias de Matos

Gisela Carneiro de Magalhães Ferreira

Nayane Santos Rodrigues

Reginaldo da Silva Domingos

Susana Sousa Brito

Yally Schayany Tavares Teixeira

Editoração

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Acesse nossas publicações



Acompanhe nossas redes sociais



Missão do Ipea

Qualificar a tomada de decisão do Estado e o debate público.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

**MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO**

ISSN 0100-0551



9 770100 055040

Apoio editorial

