



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 27 – nº 2

Abril – Junho 2023

ARTIGOS

Dimensão econômica e ambiental da cadeia da cana-de-açúcar brasileira: uma abordagem insumo-produto (2000, 2005, 2010 e 2014)

Marco Antonio Montoya, Pery Francisco Assis Shikida, André Ricardo Bechlin

Inserção produtiva feminina e migração no Brasil pós-2000

Yasmin Mussalem Haddad, Ana Carolina da Cruz Lima

Os impactos do mercado de crack nos pequenos municípios do Rio Grande do Sul: uma viagem sem volta para a criminalidade violenta

Cristiano Aguiar de Oliveira, Iuri Capa Verde Costa

Percepção e heterogeneidade na avaliação do grau de satisfação: uma investigação para o trabalho decente

Victor Rodrigues de Oliveira

Os ciclos econômicos do Paraguai e a eficiência técnica da *Administración Nacional de Electricidad* (ANDE) no período 1990 a 2018

Anibal David Cuenca López, Aline Lopes de Aquino, Adriano Provezano Gomes

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 2 Abril – Junho 2023

PAPERS

Economic and environmental dimension of the Brazilian sugarcane chain: an input-output approach

Marco Antonio Montoya, Pery Francisco Assis Shikida, André Ricardo Bechlin

Women and migration in Brazilian labor markets

Yasmin Mussalem Haddad, Ana Carolina da Cruz Lima

The Impacts of the Crack Market in Small Municipalities of Rio Grande do Sul: A One-Way Journey to Violent Crime

Cristiano Aguiar de Oliveira, Iuri Capa Verde Costa

Perception and Heterogeneity in the Assessment of the Degree of Satisfaction: an Investigation for Decent Work

Victor Rodrigues de Oliveira

The economic cycles of Paraguay and the technical efficiency of the *Administración Nacional de Eletricidad (ANDE)* in the period 1990 to 2018

Anibal David Cuenca López, Aline Lopes de Aquino, Adriano Provezano Gomes

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 2

Abril – Junho 2023

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte
Fernando Antonio de Barros Júnior
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz
Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

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



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

Secretária: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Beatriz Porfírio Germin

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revecap@usp.br

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

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 27 – nº 2

Abril – Junho 2023

ARTIGOS

- 141 **Dimensão econômica e ambiental da cadeia da cana-de-açúcar brasileira: uma abordagem insumo-produto (2000, 2005, 2010 e 2014)**
Marco Antonio Montoya , Pery Francisco Assis Shikida , André Ricardo Bechlin
- 173 **Inserção produtiva feminina e migração no Brasil pós-2000**
Yasmin Mussalem Haddad , Ana Carolina da Cruz Lima
- 201 **Os impactos do mercado de crack nos pequenos municípios do Rio Grande do Sul: uma viagem sem volta para a criminalidade violenta**
Cristiano Aguiar de Oliveira , Iuri Capa Verde Costa
- 225 **Percepção e heterogeneidade na avaliação do grau de satisfação: uma investigação para o trabalho decente**
Victor Rodrigues de Oliveira
- 263 **Os ciclos econômicos do Paraguai e a eficiência técnica da *Administración Nacional de Electricidad* (ANDE) no período 1990 a 2018**
Anibal David Cuenca López , Aline Lopes de Aquino , Adriano Provezano Gomes

DIMENSÃO ECONÔMICA E AMBIENTAL DA CADEIA DA CANA-DE-AÇÚCAR BRASILEIRA: UMA ABORDAGEM INSUMO-PRODUTO (2000, 2005, 2010 E 2014)

MARCO ANTONIO MONTOYA *
PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA †
ANDRÉ RICARDO BECHLIN ‡

Resumo

Este artigo analisa a geração de renda e emprego, o consumo de energia e as emissões de CO₂ da Cadeia da Cana-de-açúcar brasileira para os anos de 2000, 2005, 2010 e 2014. Para tanto foram compatibilizadas e desagregadas as matrizes energéticas e de emissões de acordo com as matrizes insumo-produto do Brasil. Em relação ao Agronegócio, durante o período, a Cadeia da Cana-de-açúcar teve redução de sua participação no PIB e no número de empregos, porém, apresentou ganhos no consumo de energia e nas emissões de CO₂, sendo estas majoritariamente de fontes renováveis.

Palavras-chave: cana-de-açúcar; Produto Interno Bruto; emprego; consumo de energia; emissões de CO₂; insumo-produto.

Abstract

This article is aimed at analyzing the income and employment generation, energy consumption and CO₂ emissions of the Brazilian Sugarcane Chain for the years of 2000, 2005, 2010, and 2014. To obtain those data, the energy and emissions matrices were compatibilized and disaggregated, according of Brazil input-output matrix. In the evaluated period, the Sugarcane Chain, related to the Agribusiness, had a reduction in its share in GDP and in the number of employments, however, it showed gains in energy consumption and CO₂ emissions, which are mostly from renewable sources.

Keywords: sugarcane; Gross Domestic Product; employment; energy consumption; CO₂ emissions; input-output.

JEL classification: Q10, Q43, C67

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea158187>

* Universidade de Passo Fundo. E-mail: montoya@upf.br

† Universidade Estadual do Oeste do Paraná. E-mail: peryshikida@hotmail.com

‡ Universidade Estadual do Paraná. E-mail: andre.bechlin@unespar.edu.br

1 Introdução

A formação econômica do Brasil é permeada desde seu princípio pela produção de cana-de-açúcar, alternando entre momentos de maior e menor protagonismo de tal cultura frente as demais, mas é mister afirmar que do início do cultivo em meados do século XVI até o final do século XVIII a cultura se apresentou como única atividade econômica organizada na então colônia (SZMRECSÁNYI, 1979).

Inicialmente a cultura da cana-de-açúcar no Brasil estava localizada no litoral do Nordeste e, posteriormente, no início do século XIX, passou a ocupar áreas no Sudeste, sendo que atualmente as duas áreas produtoras são denominadas Região Norte-Nordeste e Região Centro-Sul. No período compreendido entre os anos 1980 e 2017, houve um aumento da área plantada de cana-de-açúcar na ordem de 277,8%, passando de 2,7 milhões de hectares para 10,2 milhões de hectares, equivalente a 18,47% do total de lavouras temporárias brasileiras em 2017. Aliada a expansão da área, houve também um progressivo aumento da participação da Região Centro-Sul no total, passando de 62,3% (1980) para 90,2% (2017) da área plantada, com concentração de aproximadamente 56% no Estado de São Paulo (IBGE, 2017; UNICA, 2019b).

Essa área plantada permite que o Brasil ocupe a posição de maior produtor mundial de cana-de-açúcar (641 milhões de toneladas processadas na safra 2017/2018), sendo o Setor Sucroenergético responsável por aproximadamente 2% do Produto Interno Bruto (PIB), equivalente a US\$43 bilhões e com uma geração de empregos de aproximadamente 2,4 milhões de trabalhadores diretos e indiretos (UNICA, 2019a).

Na safra 2017/2018, o país obteve US\$12,2 bilhões em divisas advindas das exportações de açúcar e etanol, consolidando a posição de maior produtor (38,6 milhões de toneladas, equivalente a 20% da produção global) e maior exportador mundial de açúcar (27,8 milhões de toneladas, equivalente a 45% do total comercializado). Tais cifras conferem ao Setor Sucroenergético a quarta posição na pauta exportadora do agronegócio nacional. O Brasil também figura como segundo maior produtor mundial de etanol, com uma produção de 27,9 bilhões de litros (UNICA, 2019a).

Além dos fatores econômicos, o Setor Sucroenergético apresenta uma dupla inserção na matriz energética nacional, seja no fornecimento de etanol (anidro e hidratado) para veículos automotores, seja pelo fornecimento de eletricidade gerada por meio da queima do bagaço e da palha da cana-de-açúcar. De acordo com (UNICA, 2019a), essa atividade é responsável por 17,5% da matriz energética nacional e 43,5% da oferta de energia renovável no país, com expectativa de geração de 20,2 Gigawatt de bioeletricidade até o ano de 2023.

Com vistas a uma melhor compreensão dos aspectos econômicos e ambientais presentes na Cadeia da Cana-de-açúcar, este artigo busca responder as seguintes questões: qual é a tendência de consumo de energia na cadeia? A energia consumida advém de fontes renováveis ou não renováveis? Qual é o comportamento das emissões de dióxido de carbono (CO₂) na cadeia? Quais são os segmentos da cadeia que mais contribuem com essas emissões? Em comparação ao Agronegócio e a economia brasileira como um todo, qual é a intensidade das emissões de CO₂ da cadeia?

Nesse contexto, o presente artigo tem como objetivo analisar a geração de renda e emprego, bem como o consumo de energia e as emissões de CO₂ da Cadeia da Cana-de-açúcar brasileira para os anos de 2000, 2005, 2010 e 2014.

Para tal, além desta introdução, o artigo está composto por mais quatro seções. Na seção 2, apresenta-se a metodologia, na seção 3, os resultados e discussões e, por fim, na seção 4, são apresentadas as conclusões.

2 Metodologia

Para o cálculo da renda e do emprego da Cadeia da Cana-de-açúcar foram utilizadas como referencial as metodologias de [Davis e Goldberg \(1957\)](#) e [Malassis \(1969\)](#), que utilizam as matrizes insumo-produto desenvolvidas por [Leontief \(1951\)](#), bem como as contribuições de [Araújo, Wedekin e Pinazza \(1990\)](#), [Lauschner \(1993\)](#), [Furtuoso \(1998\)](#), [Montoya e Guilhoto \(2000\)](#), [Guilhoto, Furtuoso e Barros \(2000\)](#), [Montoya e Finamore \(2001\)](#) e [CEPEA \(2011\)](#), entre outros.

Os valores referentes ao consumo de energia em toneladas equivalente petróleo (tep) e às emissões de CO₂ da Cadeia da Cana-de-açúcar foram obtidos por meio das metodologias de [Montoya, Lopes e Guilhoto \(2014\)](#), [Montoya e Pasqual \(2015\)](#) e [Montoya et al. \(2016, 2017a,b, 2019\)](#) que compatibilizam e desagregam as Matrizes Energéticas e de Emissões de Gases de Efeito Estufa (GEE) do Balanço Energético Nacional (BEN) em nível das Matrizes Insumo-Produto (MIP).

2.1 Mensuração da Cadeia da Cana-de-açúcar

Para a operacionalização desse modelo proposto foi necessária a compilação de uma matriz insumo-produto com tecnologia produto-produto, de forma a desagregar o Produto cana-de-açúcar do Setor Agropecuário, bem como desagregar a Indústria da cana-de-açúcar do Setor Agroindústria.

Seguidamente, a Cadeia da Cana-de-açúcar foi dividida em quatro segmentos: I) Insumos para a cana-de-açúcar; II) Produto cana-de-açúcar; III) Indústria da cana-de-açúcar; e, IV) Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar.

Além desse procedimento, para uma análise comparativa, neste trabalho foram realizadas algumas inovações metodológicas que permitem desagregar o segmento Indústria da cana-de-açúcar em mais três subsegmentos: III.A) Indústria do açúcar; III.B) Indústria de bebidas; e, III.C) Indústria do etanol. Essas inovações consistem em utilizar ponderações da participação dos insumos cana-de-açúcar no total de insumos utilizados pelo setor bebidas e pelo setor etanol e outros biocombustíveis, respectivamente.

O segmento Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar foi contabilizado ou deixado em evidência em mais dois subsegmentos: IV.A) Serviços do produto cana-de-açúcar; e, IV.B) Serviços da indústria da cana-de-açúcar. Além disso, deixou-se em evidência os serviços de Comercialização (IV.A.a, IV.B.a), Transporte (IV.A.b, IV.B.b) e “Outros serviços” (IV.A.c, IV.B.c), respectivamente. Estão incluídos em “Outros serviços” os serviços de produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e, limpeza urbana; os serviços de informação; a intermediação financeira, seguros e previdência complementar e serviços relacionados; as atividades imobiliárias e aluguéis; os serviços de manutenção e negociação; os serviços de alojamento e alimentação; e os serviços prestados às empresas.

Para se obter os valores da renda (PIB), do emprego (L), do consumo de energia (tep) e das emissões de dióxido de carbono (CO₂) da Cadeia da Cana-de-açúcar, o processo metodológico é similar e os cálculos são efetuados se-

paradematicamente para cada variável, generalizada no modelo matemático com o símbolo W que representa alternativamente as variáveis de interesse.

Inicialmente, para o cálculo da quantidade ou valor de W do segmento I ou Insumos para a cana-de-açúcar são utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto, referentes aos valores dos insumos adquiridos pelos produtores de cana-de-açúcar. A coluna com os valores dos insumos é multiplicada pelos respectivos coeficientes da variável de interesse. Para se obter os coeficientes de W por unidade monetária da atividade q , divide-se o valor da variável de interesse (W_q) pela produção da atividade (X_q), ou seja:

$$CW_q = \frac{W_q}{X_q} \quad (1)$$

$q = 1, 2, \dots, 128$ produtos ou atividades

$W = PIB, L, tep, CO_2$, alternativamente

em que:

CW_q = coeficiente da variável W por unidade monetária da atividade q .

Logo, para se estimar o valor do segmento I, multiplicam-se os valores de cada atividade comprados pela produção de cana-de-açúcar pelo respectivo coeficiente da variável de interesse W de cada atividade:

$$E_I = \sum_{q=1}^n Z_q * CW_q \quad (2)$$

em que:

E_I = quantidade de W no segmento I ou Insumos para a cana-de-açúcar;

Z_q = valor total do insumo da atividade q para a produção de W .

Para o segmento II ou Produto cana-de-açúcar considera-se, no cálculo, a quantidade de W gerada pela produção de cana-de-açúcar e, para evitar dupla contagem, subtraem-se dele as quantidades que foram utilizados como insumos, anteriormente incorporados na quantidade de E_I do segmento I.

Tem-se, então, que:

$$E_{II} = W_q - Z_{qI} * CW_q \quad (3)$$

em que:

E_{II} = quantidade de W no segmento II ou Produto cana-de-açúcar;

Z_{qI} = quantidade do Insumo para a cana-de-açúcar adquirido pela própria atividade do Produto cana-de-açúcar.

No caso da estimação do segmento III ou Indústria da cana-de-açúcar, adota-se o somatório da quantidade de W gerada pelas atividades dessa indústria, subtraídos das quantidades de insumos da própria Indústria da cana-de-açúcar que foram utilizados como insumos no segmento I.

$$E_{III} = \sum_{qal} (W_{qal} - Z_{qal} * CW_{qal}) \quad (4)$$

em que:

E_{III} = quantidade de W do segmento III ou Indústria da cana-de-açúcar;

Z_{qal} = quantidade do insumo da Indústria da cana-de-açúcar adquirido pelo Produto cana-de-açúcar.

Cabe salientar que para fins de definição do segmento Indústria da cana-de-açúcar utilizou-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas -

CNAE 1.0 do IBGE (2003). Verificou-se que as Indústrias do açúcar, de bebidas e do etanol compõem esse segmento. Logo, são consideradas atividades como produção de mudas, de maltose e xaropes de açúcares e bagaço de cana-de-açúcar. Nesse sentido, considerando que a indústria do açúcar na MIP vem desagregada, seu valor adicionado foi considerado de forma integral. Para estimar o valor adicionado da indústria de bebidas, como por exemplo de cachaça, maltose, entre outros, foi considerado como fator de ponderação a participação do insumo cana-de-açúcar no total de insumos nacionais utilizados no setor de bebidas. Já para estimar o valor adicionado do etanol o fator de ponderação foi a participação do insumo cana-de-açúcar no total de insumos nacionais utilizados no setor etanol e outros biocombustíveis. Cabe salientar, que nessa linha de mensuração o CEPEA (2011), dentre outros, utiliza esse procedimento para estimar o agronegócio brasileiro trimestralmente.

O segmento IV, denominado Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar, refere-se às atividades a jusante da industrialização do produto, ou seja, Comercialização, Transporte e Outros serviços anteriormente citados. Como esses três setores envolvem todos os produtos do sistema econômico, fez-se o rateio, aplicando a Cadeia da Cana-de-açúcar apenas o que correspondeu à participação do produto Cana-de-açúcar e produtos industriais (Indústria do açúcar, Indústria de bebidas e Indústria do etanol) na demanda final de produtos. Assim, conforme o referencial metodológico utilizado, para o cálculo desse segmento, soma-se o resultado do cálculo dos Serviços da indústria da cana-de-açúcar e dos Serviços do produto cana-de-açúcar.

A sistemática adotada no cálculo do valor da distribuição final ou os Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar pode ser representada por:

$$DFD = DFG - IIL_{DF} - PI_{DF} \quad (5)$$

em que:

DFD = demanda final doméstica;

DFG = demanda final global;

IIL_{DF} = impostos indiretos líquidos pagos pela demanda final;

PI_{DF} = produtos importados pela demanda final.

Para evitar uma dupla contagem no cálculo das variáveis de interesse da Cadeia da Cana-de-açúcar, é necessário subtrair da margem de comercialização as parcelas de insumos utilizados nas atividades de serviços, pertencentes ao segmento I:

$$MC = (WT + WC + WS) - (Z_{qs} * CW_{qs}) \quad (6)$$

em que:

MC = margem de comercialização;

WT = quantidade de W da atividade transporte;

WC = quantidade de W da atividade comércio;

WS = quantidade de W da atividade serviços;

Z_{qs} = quantidade do insumo serviços adquiridos pelos produtores de cana-de-açúcar;

CW_{qs} = coeficiente de serviços da variável de interesse.

Logo, o segmento IV ou Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar é:

$$EIV = MC * \frac{DF_{ql} + \sum_{qal} DF_{qal}}{DFD} \quad (7)$$

em que:

E_{IV} = quantidade de W do segmento IV ou Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar;

DF_{ql} = demanda final doméstica da produção de cana-de-açúcar;

DF_{gal} = demanda final doméstica da atividade Indústria da cana-de-açúcar.

Finalmente, a quantidade total de W da Cadeia da Cana-de-açúcar é dada pela soma dos seus segmentos, ou seja:

$$E_{Cadeia\ Cana-de-acar} = E_I + E_{II} + E_{III} + E_{IV} \quad (8)$$

2.2 Índices de intensidade e produtividade parcial da Cadeia da Cana-de-açúcar

Para visualizar o processo de modernização e de eficiência com que se usam os fatores físicos de produção na Cadeia da Cana-de-açúcar, foram calculados índices de intensidade do uso da mão de obra (L), do consumo de energia (tep) e das emissões de dióxido de carbono (CO_2) por unidade de renda (PIB) gerada na cadeia, expressos pelas seguintes razões: (L/PIB), (tep/PIB) e (CO_2/PIB). Complementando esses índices, foi utilizada a produtividade parcial da mão de obra na geração de renda, no uso de energia e nas emissões expressos por (PIB/L), (tep/L) e (CO_2/L), respectivamente.

Embora os índices de intensidade e produtividade parcial tenham limitações no curto prazo, por ignorar a contribuição de outros fatores na modernização e ganhos de eficiência do sistema de produção, suas tendências de longo prazo quando comparadas com a produtividade total dos fatores tendem a apresentar variações percentuais bastante próximas, o que valida nesses casos seu uso (MESSA, 2015).

2.3 A Matriz Energética Nacional e as emissões de gases do efeito estufa

No Brasil, embora o BEN e a MIP apresentem setores consumidores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0 do IBGE (2003), o nível de agregação é diferente, dado que a Matriz Energética do BEN apresenta 22 setores consumidores em unidades físicas e a MIP 56 setores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera um reduzido número de setores e/ou atividades consumidoras, o que afeta os resultados e as análises do sistema.

Para superar esse problema e calcular o impacto da Cadeia da Cana-de-açúcar no consumo energético e nas emissões de gases de efeito estufa é necessário compatibilizar e realizar a desagregação por produto ou atividade dos dados do BEN, tomando como referência os dados da MIP, sendo que para tal procedimento utilizou-se a metodologia desenvolvida por Montoya, Lopes e Guilhoto (2014). Ao compatibilizar por um lado os setores consumidores de energia, e por outro os fluxos das fontes de energia com os setores consumidores, obteve-se para cada ano (2000, 2005, 2010 e 2014) uma Matriz Energética Nacional desagregada setorialmente em 56 setores (compatíveis com o número de setores consumidores que apresenta a MIP do país)¹.

¹No presente trabalho foi utilizada a primeira proposta metodológica sugerida por Montoya, Lopes e Guilhoto (2014) denominada Base BEN dado que os testes de correlação e acuidade demonstraram maior convergência com os dados. Sobre a disponibilidade das matrizes agregadas,

Em seguida, foi necessária a compilação das matrizes insumo-produto energéticas e de emissões, com tecnologia produto-produto, de forma a desagregar o Produto cana-de-açúcar do Setor Agropecuário, bem como desagregar a Indústria da cana-de-açúcar do Setor Agroindústria. Esse procedimento torna-se necessário para mensurar o PIB, o emprego, o consumo de energia da Cadeia da Cana-de-açúcar e suas emissões de CO₂ por fontes de energia².

2.4 Base de Dados

Para o cálculo da Cadeia da Cana-de-açúcar, os dados utilizados foram extraídos das Matrizes Insumo-Produto do Brasil de 2000, 2005, 2010 e 2014 estimadas por [Guilhoto e Sesso Filho \(2005, 2010\)](#) e das Matrizes Energéticas do Brasil de 2000, 2005, 2010 e 2014 publicadas pela Empresa de Pesquisa Energética (Brasil) – EPE (2015).

Objetivando avaliar o consumo de energia da Cadeia da Cana-de-açúcar, com base em EPE (2015), estabeleceu-se que a fonte de energia renovável é composta por: lenha, produtos da cana-de-açúcar, outras fontes primárias, eletricidade, carvão vegetal, álcool etílico anidro e hidratado. A fonte de energia não renovável é composta pelo gás natural, carvão vapor, óleo diesel, óleo combustível, gasolina, gás liquefeito de petróleo (GLP), querosene, gás de cidade e de coqueria, coque de carvão mineral, outras secundárias de petróleo e alcatrão.

Para calcular as emissões de gases de efeito estufa da economia brasileira foi necessário realizar a conversão da matriz energética estimada em mil tep, para uma matriz de emissões por produto ou atividade em Gg de CO_{2eq}. Para isso, foram utilizados os coeficientes de conversão encontrados no *Intergovernmental Panel on Climate Change – IPCC (2006)*, os quais representam a quantidade total de GEE medido em Gg/1000 tep emitida na atmosfera.

3 Resultados e discussões

Nesta sessão, serão apresentados os principais resultados da Cadeia da Cana-de-açúcar, permitindo visualizar as alterações ocorridas nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2014, de modo a identificar os efeitos da atividade econômica com relação ao emprego, consumo de energia e emissões de CO₂.

3.1 O Produto Interno Bruto da Cadeia da Cana-de-açúcar

Nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2014, o PIB da Cadeia da Cana-de-açúcar a preços básicos apresentou uma taxa de crescimento de 1,67% a.a., passando de R\$ 80 535 milhões para R\$ 120 270 milhões em 2010, com posterior redução para R\$ 101 740 milhões em 2014 (Tabela 1). Ao se observar a participa-

está sendo estudada a possibilidade de criação de um site para disponibilização de um banco de dados para ser publicizado para todos os pesquisadores do Brasil e do mundo, com informações referentes a energia, água e recursos bioeconômicos – maiores informações sobre isso consultar os autores do artigo por meio do e-mail disponibilizado.

²Para além das compatibilizações ou comparações que o uso da MIP requer, frisa-se que as Indústrias do Açúcar e do Alcool, conforme [Martins et al. \(2016\)](#), não são consideradas setores-chave da economia. Ambas as Indústrias apresentam expressivas ligações na posição de demandantes de insumos dos demais setores da economia, mas poucas ligações como ofertantes de insumos. Sobre a interação com outros setores e papel sistêmico que os setores analisados desempenham na economia consultar, dentre outros, [Silveira et al. \(2015\)](#) e [Martins et al. \(2016\)](#).

ção da Cadeia da Cana-de-açúcar no PIB nacional, observa-se uma redução de sua participação no período, uma vez que este correspondia a 2,5% em 2000, passando a representar 2% em 2014, mesmo apresentando crescimento do valor absoluto no período. Quando comparado ao PIB do Setor Agronegócio, a Cadeia da Cana-de-açúcar, que em 2000 tinha uma participação de 10,6% do total, apresentou ganhos de participação até o ano de 2010 e, em 2014 sua participação sofreu redução para 9,9%. Tal movimento é advindo da influência de oscilações no mercado sucroalcooleiro internacional e nacional pois, segundo Santos, Garcia e Shikida (2015), as causas da crise vivenciada pela agroindústria canavieira estão diretamente ligadas ao aumento dos custos, perdas de matéria-prima originadas de sucessivas frustrações de safra por fatores climáticos, elevação do custo do crédito, flutuações dos preços externos do açúcar, redução das margens de comércio e diminuição da competitividade do etanol *vis-à-vis* a gasolina.

Analisando a contribuição dos segmentos na composição do PIB da Cadeia da Cana-de-açúcar, o segmento I apresentou uma tendência decrescente, passando de 6,7% em 2000 para 4,53% em 2014, com uma taxa de crescimento de -1,14% a.a. Essa tendência sugere a ocorrência de uma perda de importância relativa frente aos demais segmentos, uma vez que o PIB apresentou queda de aproximadamente 15% do valor absoluto, passando de R\$ 5412 milhões para R\$ 4613 milhões no período.

O Produto cana-de-açúcar, por sua vez, apresentou crescimento de 3,85% a.a. no período, em virtude disso sua participação percentual na composição do PIB da cadeia passou de 17,7% em 2000 para 24% em 2014. O fator apontado para esse ganho de representatividade na cadeia é o aumento dos custos de produção da cana-de-açúcar. Segundo Nachiluk e Oliveira (2013), Farina, Rodrigues e Zechin (2014) e Santos, Garcia e Shikida (2015), o cultivo dessa cultura é responsável por aproximadamente 68% dos custos de produção de toda a cadeia, sendo que o custo total médio passou de R\$ 48,11/tonelada de cana-de-açúcar na safra 2007/2008, para R\$ 70,63/tonelada na safra 2011/2012, em áreas de cultivo tradicional.

No segmento Indústria da cana-de-açúcar, é possível observar uma perda relativa de participação entre os anos de 2000 e 2010, passando de 20,6% para 8,2% respectivamente. No entanto, no período seguinte houve um aumento na participação, atingindo 15% em 2014, resultando em uma taxa de crescimento de -0,59% ao ano para o segmento. Quando o valor do segmento é desagregado, percebe-se que até o ano de 2005 todos os subsegmentos apresentaram incrementos de valor absoluto. Porém, em 2010 os subsegmentos Indústria do açúcar e Indústria de bebidas mantiveram a tendência, ao passo que a Indústria do etanol apresentou tendência de redução de produção, sendo que em 2014 todos os subsegmentos passaram a apresentar valores inferiores ao período anterior. Se considerado o período, parcela considerável da perda de participação relativa na cadeia se deu graças a redução do produto da Indústria do açúcar.

Quando analisadas as tendências para o segmento IV (Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar), de modo geral no período observa-se um crescimento do produto de 1,86% a.a., com um comportamento da sua participação relativamente constante. Entretanto, seus subsegmentos, quais sejam, Serviços do produto cana-de-açúcar e Serviços da indústria da cana-de-açúcar, tiveram comportamentos discrepantes.

O subsegmento de Serviços do produto cana-de-açúcar apresentou a pior

Tabela 1: PIB da Cadeia da Cana-de-açúcar brasileira de 2000 a 2014 – Preços básicos, em R\$ milhões de 2014 e participação percentual

Segmentos	2000		2005		2010		2014		[3]
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
I Insumos para a cana	5412	6,70%	3430	3,70%	6848	5,70%	4613	4,53%	-1,14%
II Produto cana	14253	17,70%	14487	15,50%	26344	21,90%	24420	24,00%	3,85%
III Indústria da cana	16587	20,60%	21743	11,70%	21046	8,20%	15263	15,00%	-0,59%
III.A) Indústria do açúcar	8106	10,10%	10274	23,20%	10200	17,50%	5507	5,41%	-2,76%
III.B) Indústria de bebidas	399	0,50%	465	11,00%	974	8,50%	819	0,80%	5,14%
III.C) Indústria do etanol	8081	10,00%	11005	0,50%	9871	0,80%	8937	8,78%	0,72%
IV Serviços da Cadeia (A+B)	44282	55,00%	54044	32,10%	66033	43,20%	57445	56,46%	1,86%
IV.A) Serviços do produto cana	13982	17,40%	15107	1,10%	661	0,00%	716	0,70%	-21,23%
IV.A.a) Comercialização	2028	2,50%	2382	57,70%	107	54,90%	122	0,12%	-20,08%
IV.A.b) Transporte	922	1,10%	1037	16,10%	28	0,50%	31	0,03%	-24,23%
IV.A.c) Outros serviços	11032	13,70%	11688	2,50%	526	0,10%	562	0,55%	-21,26%
IV.B) Serviços da indústria	30300	37,60%	38937	2,90%	65372	2,30%	56729	55,76%	4,48%
IV.B.a) Comercialização	4395	5,50%	6140	12,50%	10599	0,40%	9697	9,53%	5,65%
IV.B.b) Transporte	1999	2,50%	2672	41,60%	2807	54,40%	2479	2,44%	1,54%
IV.B.c) Outros serviços	23906	29,70%	30125	6,60%	51966	8,80%	44552	43,79%	4,45%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	80535	100,00%	93705	100,00%	120270	100,00%	101740	100,00%	1,67%
Agronegócio	756767	10,60%	865675	10,80%	951647	12,60%	1022626	9,90%	2,15%
Brasil	3194385	2,50%	3733266	2,50%	4564367	2,60%	4972734	2,00%	3,16%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Notas: [1] Valores do PIB em R\$ milhões; [2] Participação percentual dos segmentos na Cadeia da Cana-de-açúcar; [3] Taxa geométrica de crescimento anual de 2000 a 2014.

taxa de crescimento de toda a cadeia (-21,23% a.a.), com significativa redução no montante de renda gerada no período, passando de R\$ 13 982 milhões em 2000 para apenas R\$ 716 milhões em 2014. Essa redução foi fortemente influenciada pelo valor de “Outros serviços”, que em 2000 tinha uma participação de 13,7% de toda a cadeia e em 2014 representava apenas 0,55%.

Em contrapartida, o maior valor apresentado pela taxa de crescimento geométrica na cadeia foi do subsegmento de Serviços da indústria da cana-de-açúcar (4,48% a.a.), que no ano de 2000 era igual a R\$ 30 300 milhões e representatividade de 37,6%, e em 2014 passou a ter representatividade de 55,76% no produto da cadeia com valor igual a R\$ 56 729 milhões, sendo tal incremento fruto do aumento no produto de “Outros serviços”.

Acredita-se que o aumento no item “Outros serviços”, para o subsegmento Serviços da indústria da cana-de-açúcar, e a retração desse mesmo item para Serviços do produto cana-de-açúcar, estejam atrelados à mudança de alocação da distribuição de eletricidade de um subsegmento para outro. Com efeito, um fator importante no processo produtivo dessa cadeia é a cogeração de energia a partir da queima do bagaço da cana, que gera não apenas energia para a produção sucroalcooleira, como possibilita vender o excedente de energia gerado.

Fica evidenciada uma significativa mudança estrutural na Cadeia da Cana-de-açúcar, consubstanciada no período entre 2000 e 2014 pelos aumentos de participação do segmento Produto cana-de-açúcar, do subsegmento Serviços da indústria da cana-de-açúcar e pelas reduções de participação no segmento Insumos para a cana-de-açúcar e Indústria da cana-de-açúcar.

3.2 A geração de emprego na Cadeia da Cana-de-açúcar

De 2000 a 2014 o número total de empregos gerados pela Cadeia da Cana-de-açúcar, passou de 2 890 248 para 2 522 399, ou seja, uma redução significativa de vagas de emprego na cadeia (367 849 empregos), de modo a apresentar uma taxa de crescimento anual de -1% para o período (Tabela 2). Essa tendência difere do que ocorreu em âmbito nacional, pois a taxa de crescimento anual para a geração de empregos no Brasil foi de 2%, passando em valores absolutos de 79 261 814 empregos em 2000 para 105 472 678 empregos no ano de 2014. O Setor Agronegócio, embora tenha evidenciado no período um aumento no número de empregos, em termos relativos sua contribuição ao emprego nacional reduziu de 9,4% no ano de 2000 para 8,1% no ano de 2014. Ao se analisar a relevância da Cadeia da Cana-de-açúcar no número de empregados nacionalmente, observa-se que a mesma teve sua contribuição reduzida, saindo de 3,6% em 2000 para 2,4% em 2014.

Quando analisados os segmentos da Cadeia, o Insumo para a cana-de-açúcar e Produto cana-de-açúcar apresentaram redução no número total de empregados de 2000 a 2014, com taxas de crescimento de -6,6% a.a. e -2,9% a.a. respectivamente, equivalente a uma redução de 151 598 empregos no primeiro e 500 282 no segundo.

Por outro lado, o segmento Indústria da cana-de-açúcar obteve uma taxa de crescimento de 2,6% a.a., passando de 224 815 empregos no ano de 2000 para 324 177 empregos em 2014, sendo que o subsegmento Indústria do etanol foi o principal responsável por essa expansão. O segmento Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar também apresentou taxa de crescimento positiva

Tabela 2: Número de empregos gerados na Cadeia da Cana-de-açúcar no Brasil, 2000 a 2014

Segmentos	2000		2005		2010		2014		[3]
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
I Insumos para a cana	251 405	8,7%	136 425	4,6%	155 257	5,0%	99 807	4 %	-6,6%
II Produto cana	1 497 286	51,8%	1 335 578	45,2%	1 334 592	43,0%	997 004	39,5%	-2,9%
III Indústria da cana	224 815	7,8%	340 580	11,5%	333 584	10,7%	324 177	12,9%	2,6%
III.A) Indústria do açúcar	164 730	5,7%	234 564	7,9%	178 121	5,7%	145 357	5,8%	-0,9%
III.B) Indústria de bebidas	9 800	0,3%	10 744	0,4%	8 081	0,3%	8 138	0,3%	-1,3%
III.C) Indústria do etanol	50 285	1,7%	95 272	3,2%	147 383	4,7%	170 682	6,8%	8,7%
IV Serviços da Cadeia (A+B)	916 741	31,7%	1 140 945	38,6%	1 281 849	41,3%	1 101 411	43,7%	1,3%
IV.A) Serviços do produto	289 467	10,0%	318 925	10,8%	12 838	0,4%	13 729	0,5%	-21,8%
IV.A.a) Comercialização	75 024	2,6%	85 422	2,9%	3 311	0,1%	3 505	0,1%	-21,9%
IV.A.b) Transporte	19 238	0,7%	21 282	0,7%	680	0,0%	736	0,0%	-23,3%
IV.A.c) Outros serviços	195 205	6,8%	212 222	7,2%	8 847	0,3%	9 488	0,4%	-21,6%
IV.B) Serviços da indústria	627 275	21,7%	822 020	27,8%	1 269 011	40,9%	1 087 683	43,1%	3,9%
IV.B.a) Comercialização	162 578	5,6%	220 172	7,5%	327 298	10,5%	277 671	11,0%	3,8%
IV.B.b) Transporte	41 688	1,4%	54 853	1,9%	67 252	2,2%	58 292	2,3%	2,4%
IV.B.c) Outros serviços	423 009	14,6%	546 995	18,5%	874 461	28,2%	751 719	29,8%	4,1%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	2 890 248	100,0%	2 953 527	100,0%	3 105 282	100,0%	2 522 399	100,0%	-1,0%
Agronegócio	30 647 062	9,4%	34 472 708	8,6%	31 239 709	9,9%	30 974 547	8,1%	0,1%
Brasil	79 261 814	3,6%	91 224 598	3,2%	98 116 218	3,2%	105 472 678	2,4%	2,0%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Notas: [1] Número de empregos; [2] Participação percentual dos segmentos na Cadeia da Cana-de-açúcar; [3] Taxa geométrica de crescimento anual de 2000 a 2014.

igual a 1,3%, com perda de importância do subsegmento Serviços do produto e forte crescimento do subsegmento Serviços da indústria.

Associando a geração de empregos ao PIB, verifica-se que o segmento Produto cana-de-açúcar aumentou o PIB e reduziu a mão de obra, ou seja, houve um aumento de produtividade do fator trabalho, devido principalmente às inovações ocorridas no cultivo. De acordo com *Proença et al. (2009)*, essas inovações estão ligadas à mecanização no preparo do solo, sulcação, plantio e colheita, com investimentos cada vez mais intensivos no uso de tecnologias de direcionamento por satélite das máquinas. O segmento da Indústria da cana-de-açúcar diminuiu seu PIB (-0,2%) e aumentou a mão de obra (2,6%), denotando uma redução de produtividade do fator trabalho.

3.3 O consumo de energia na Cadeia da Cana-de-açúcar

Mesmo com a baixa taxa de crescimento do PIB de 2000 a 2014 (2% a.a.), o consumo de energia apresentou uma taxa de crescimento de 6,7% a.a., conforme apresentado na Tabela 3, evidenciando a importância desse insumo para as atividades produtivas da cadeia. Observa-se, em função desse quadro, a variação do consumo energético da cadeia, que em 2000 foi de 7024 mil tep, alcançando um valor de 17893 mil tep em 2014, ou seja, o consumo energético aumentou 1,55 vezes no período analisado. Em contrapartida, o crescimento do consumo no Agronegócio, para o mesmo período, apresentou taxa de crescimento de 3,6% a.a., e a representatividade da Cadeia da Cana-de-açúcar passou de 16% em 2000 para 24,7% no ano de 2014. Se comparados ao consumo energético nacional, tanto a Cadeia da Cana-de-açúcar como o Setor do Agronegócio apresentaram ganhos relativos de participação.

Quando analisados os segmentos, é possível observar significativas variações na contribuição do consumo energético individual. Primeiramente, o segmento Insumos para a cana-de-açúcar, que no ano de 2000 representava 7,4% do consumo, passou a consumir 2,4% do total em 2014, obtendo uma taxa de crescimento de -1,2%. Posteriormente, o segmento de Produto cana-de-açúcar cresceu menos que proporcionalmente ao total da cadeia (3,5% a.a.), ocasionando uma perda de representatividade – passou de 9% em 2000 para 5,8% em 2014. Por fim, o segmento industrial, anteriormente responsável por 67% do consumo em 2000, passou a representar 85,1% do total da cadeia em 2014, obtendo uma taxa considerável de crescimento de 8,4% a.a.

Nos subsegmentos dos Serviços da Cadeia, destacam-se dois diferentes padrões de comportamento quanto ao consumo energético. O primeiro padrão referente ao segmento de Serviços do produto cana-de-açúcar apresentou queda no período, representando 5,2% do consumo energético da cadeia em 2000 e finalizando em 2014 com apenas 0,1%, com uma taxa de crescimento de -22,90% a.a.

Os Serviços da indústria da cana-de-açúcar apresentaram participação de 11,4% do total em 2000, em 2014 passaram a representar apenas 6,6% do total, porém, com uma taxa de crescimento de 2,80% a.a. no período, ou seja, houve crescimento do consumo de energia, mesmo com perda de representatividade na cadeia. Nos subsegmentos que compõem esse segmento, os dados da pesquisa permitem destacar os serviços de Transporte como os maiores consumidores de energia na cadeia. Segundo *Françoso et al. (2017)*, *NOVA-CANA (2004)* e *Vian e Marin (2019)*, o transporte da cana para a indústria é feito por caminhões (do tipo simples, Romeu e Julieta, treminhão e rodotrem),

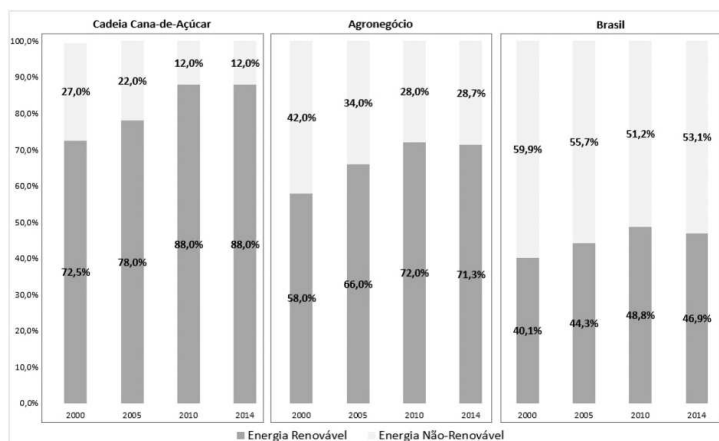
Tabela 3: Consumo de energia na Cadeia da Cana-de-açúcar no período de 2000, 2005, 2010 e 2014 – em 1000 tep e participação percentual

Segmentos	2000		2005		2010		2014		[3]
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
I Insumos para a cana	519	7,4%	287	3,6%	604	3,1%	437	2,4%	-1,2%
II Produto cana	632	9,0%	603	7,5%	1121	5,7%	1034	5,8%	3,5%
III Indústria da cana	4707	67,0%	5698	71,1%	16758	84,7%	15219	85,1%	8,4%
III.A) Indústria do açúcar	1739	24,8%	1830	22,8%	5464	27,6%	4129	23,1%	6,2%
III.B) Indústria de bebidas	67	1,0%	79	1,0%	123	0,6%	104	0,6%	3,2%
III.C) Indústria do etanol	2900	41,3%	3789	47,3%	11171	56,5%	10986	61,4%	9,5%
IV Serviços da Cadeia (A+B)	1166	16,6%	1427	17,8%	1304	6,6%	1203	6,7%	0,2%
IV.A) Serviços do produto	368	5,2%	399	5,0%	13	0,1%	15	0,1%	-22,9%
IV.A.a) Comercialização	9	0,1%	9	0,1%	1	0,0%	1	0,0%	-16,2%
IV.A.b) Transporte	274	3,9%	290	3,6%	7	0,0%	8	0,0%	-25,2%
IV.A.c) Outros serviços	85	1,2%	100	1,2%	5	0,0%	6	0,0%	-19,0%
IV.B) Serviços da indústria	798	11,4%	1028	12,8%	1290	6,5%	1188	6,6%	2,8%
IV.B.a) Comercialização	20	0,3%	24	0,3%	78	0,4%	74	0,4%	9,5%
IV.B.b) Transporte	594	8,5%	747	9,3%	706	3,6%	642	3,6%	0,6%
IV.B.c) Outros serviços	184	2,6%	257	3,2%	506	2,6%	471	2,6%	6,7%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	7024	100,0%	8015	100,0%	19787	100,0%	17893	100,0%	6,7%
Agronegócio	44016	16,0%	51990	15,4%	70305	28,1%	72366	24,7%	3,6%
Brasil	137336	5,1%	160802	5,0%	177784	11,1%	195541	9,2%	2,5%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Notas: [1] Consumo energético em 1000 tep; [2] Participação percentual dos segmentos na Cadeia da Cana-de-açúcar; [3] Taxa geométrica de crescimento anual de 2000 a 2014.

Figura 1: Evolução do consumo de energia renovável e não renovável na Cadeia da Cana-de-açúcar, no Agronegócio e no Brasil no período de 2000 a 2014



Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

com incremento de distâncias percorridas pelos mesmos no período recente, dada a expansão da área de cultivo ocorrida. O transporte dos produtos da indústria (açúcar e etanol) até o consumidor final são feitos, mormente, pelo modal rodoviário.

Consumo de energia renovável *versus* não renovável

Considerando que o aumento do consumo de energia afeta diretamente o meio ambiente, torna-se necessário avaliar a tendência do consumo de energia por fonte renovável ou não renovável na Cadeia da Cana-de-açúcar.

Pode-se afirmar que no Brasil o consumo de energias renováveis apresentou participação expressiva frente ao consumo total de energia. Com base nos dados apresentados na Figura 1, no ano 2000 cerca de 40,1% do consumo foi oriundo de fontes renováveis, em 2014 esse consumo atingiu a marca de 46,9%. Esse montante ganha relevância ao se considerar que, segundo o Ministério de Minas e Energia – MME (2016), no âmbito mundial e para o ano de 2016, esse percentual foi igual a 13,7%, e, nos 36 países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), essa participação foi de somente 9,7%.

Com relação ao consumo energético do Agronegócio, os resultados foram mais expressivos que os observados para o país como um todo, uma vez que a presença da energia renovável é majoritária e crescente no período, passando de 58,5% em 2000 para 71,3% em 2014.

A composição do consumo energético da Cadeia da Cana-de-açúcar apresentou um alto padrão de consumo da energia renovável, sendo que no período de análise houve uma evolução significativa no consumo desta, passando de 72,5% em 2000 para 87,7% em 2014. Assim, o consumo de energia renovável nas atividades produtivas da cadeia, em termos relativos, é significativamente superior aos apresentados pelo Setor do Agronegócio e do Brasil como um todo.

3.4 As emissões de CO₂ pelo consumo de energia

A emissão e maior concentração de CO₂ gerada principalmente pelo uso de combustíveis fósseis acabou agravando o efeito estufa, ocasionando um aumento das temperaturas maior do que o normal e, conseqüentemente, um aquecimento do globo terrestre que pode trazer conseqüências negativas para a humanidade (GONÇALVES; NOGUEIRA, 2007). Nesse sentido, é importante analisar as emissões de CO₂ decorrentes do aumento do consumo de energia observado no Brasil entre 2000 e 2014.

As emissões advindas de atividades do Setor do Agronegócio passaram de 104023 Gg de CO_{2eq} em 2000 para 191899 em 2014, com uma taxa de crescimento de 4,4% a.a., conforme apresentado na Tabela 4. Quando se analisa as emissões de CO₂ na Cadeia da Cana-de-açúcar para o mesmo período, houve um aumento de 22878 Gg de CO_{2eq} para 69058, um crescimento mais que proporcional ao apresentado pelo Agronegócio e pelo país, resultando em um incremento na participação relativa da Cadeia da Cana-de-açúcar frente a ambos, representando em 2014 36% e 18,2%, respectivamente, em comparação aos 22% e 8,9% iniciais.

Com a desagregação dos valores da cadeia em seus segmentos, a Indústria da cana-de-açúcar revelou o segmento que mais contribuiu com o aumento das emissões, sendo que inicialmente o mesmo representava 82,5% das emissões em 2000, alcançando a marca de 94,3% em 2014, seguido de longe pelos segmentos de Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar (2,4%), Produto cana-de-açúcar (2,3%) e Insumos para a cana-de-açúcar (1%).

As emissões de CO₂ pelo consumo de energia renovável e não renovável

Considerando o cenário de expansão do consumo de energia no país, um diagnóstico mais eficiente e objetivo das emissões deve ser realizado, detalhando as fontes energéticas renováveis ou não renováveis pois, segundo Paixão e Miranda (2018), é necessária a oferta permanente de energia para a ocorrência do crescimento econômico de forma sustentável. Porém, existe a preocupação relacionada ao impacto do uso de fontes não renováveis na geração desta, o que acarreta poluição e emissão de Gases do Efeito Estufa, sendo que a terminologia sustentável relacionada ao insumo energia está relacionada ao consumo em maior quantidade de energias renováveis.

Os resultados do Agronegócio brasileiro e da Cadeia da Cana-de-açúcar apresentaram taxas de crescimento anual menores para as emissões de CO₂ originárias da queima de energia não renovável, quando comparadas ao consumo de energia renovável de 2000 a 2014, conforme apresentado pela Figura 2. Na Cadeia da Cana-de-açúcar, as emissões oriundas do consumo de energia não renovável foram baixas, em 2000 representavam 14,5%, passando em 2005 para 11,3%, em 2010 para 5,3%, e em 2014 se manteve praticamente constante com 5,4%, denotando uma progressiva redução no consumo de combustíveis fósseis não renováveis na matriz energética da cadeia em um nível inferior ao apresentado pelo Agronegócio e, principalmente, aos valores nacionais.

De forma análoga, o Agronegócio apresentou resultados positivos com relação ao aumento do percentual de CO₂ emitido por fontes de energia renovável, passando de 69,9% em 2000 para 81,9% em 2014, evidenciando uma redução no consumo de energia oriundas de fontes não renováveis. Quando

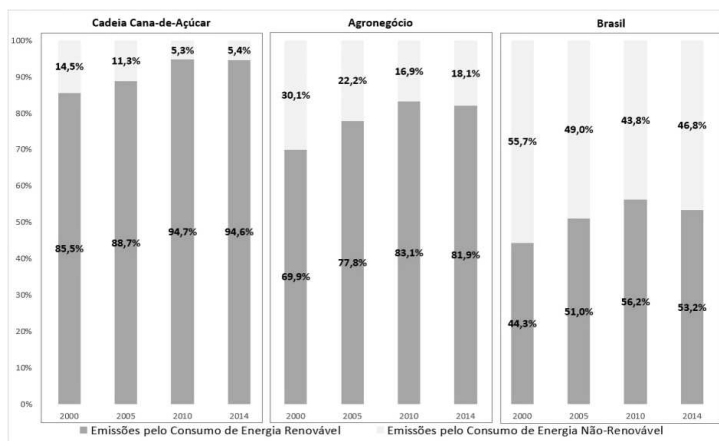
Tabela 4: Emissões de CO₂ pelo consumo de energia na Cadeia da Cana-de-açúcar no período de 2000 a 2014 – valores em Gg de CO_{2eq}

Segmentos	2000		2005		2010		2014		[3]
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
I Insumos para a cana	844	3,7%	471	1,7%	952	1,2%	684	1,0%	-1,5%
II Produto cana	1143	5,0%	1102	4,1%	1773	2,3%	1576	2,3%	2,3%
III Indústria da cana	18 876	82,5%	22 998	84,7%	72 035	94,0%	65 133	94,3%	8,8%
III.A) Indústria do açúcar	6431	28,1%	6646	24,5%	23 464	30,6%	17 667	25,6%	7,2%
III.B) Indústria de bebidas	222	1,0%	281	1,0%	452	0,6%	377	0,5%	3,8%
III.C) Indústria do etanol	12 222	53,4%	16 071	59,2%	48 119	62,8%	47 088	68,2%	9,6%
IV Serviços da Cadeia (A+B)	2015	8,8%	2568	9,5%	1840	2,4%	1665	2,4%	-1,4%
IV.A) Serviços do produto	636	2,8%	718	2,6%	18	0,0%	21	0,0%	-24,5%
IV.A.a) Comercialização	1	0,0%	2	0,0%	1	0,0%	1	0,0%	-4,3%
IV.A.b) Transporte	517	2,3%	548	2,0%	13	0,0%	14	0,0%	-25,7%
IV.A.c) Outros serviços	118	0,5%	168	0,6%	5	0,0%	6	0,0%	-21,5%
IV.B) Serviços da indústria	1379	6,0%	1850	6,8%	1822	2,4%	1644	2,4%	1,3%
IV.B.a) Comercialização	3	0,0%	4	0,0%	74	0,1%	54	0,1%	21,5%
IV.B.b) Transporte	1121	4,9%	1413	5,2%	1238	1,6%	1129	1,6%	0,0%
IV.B.c) Outros serviços	255	1,1%	433	1,6%	510	0,7%	461	0,7%	4,2%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	22 878	100,0%	27 139	100,0%	76 600	100,0%	69 058	100,0%	7,9%
Agronegócio	104 023	22,0%	133 040	20,4%	192 281	39,8%	191 899	36,0%	4,4%
Brasil	257 087	8,9%	313 454	8,7%	356 485	21,5%	379 595	18,2%	2,8%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Notas: [1] Emissões em Gg de CO_{2eq}; [2] Participação percentual dos segmentos na Cadeia da Cana-de-açúcar; [3] Taxa geométrica de crescimento anual de 2000 a 2014.

Figura 2: Evolução das emissões de CO₂ pelo consumo de energia renovável e não renovável na Cadeia da Cana-de-açúcar, no Agronegócio e no Brasil no período de 2000 a 2014



Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

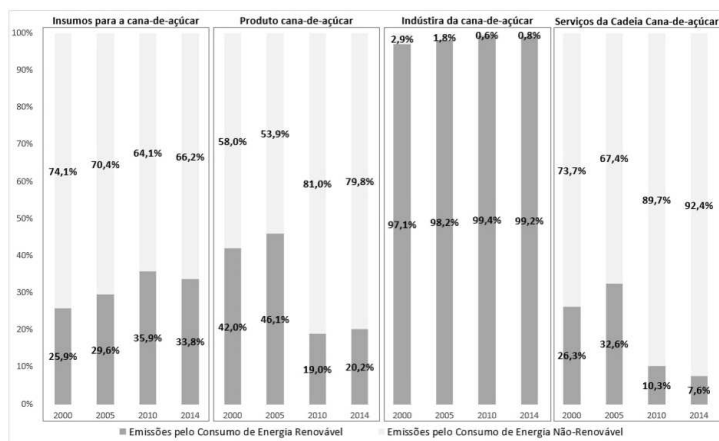
observado o cenário nacional, o consumo de energias renováveis tem apresentado crescimento, porém, em menor proporção, sendo que em 2000 o consumo era de 44,3% e em 2014 foi de 53,2%. É válido ressaltar que o ano de 2010 teve melhores porcentagens relacionadas ao consumo de energia renovável para o Agronegócio e para o Brasil, sofrendo um retrocesso nos anos seguintes.

Dessa forma, fica evidenciado que a Cadeia da Cana-de-açúcar é mais eficiente que o Agronegócio de modo geral, bem como também em relação ao Brasil, quando se trata da emissão de gases ecologicamente corretos com significativas reduções no consumo de combustíveis fósseis não renováveis.

A Figura 3 detalha por segmentos da Cadeia da Cana-de-açúcar o consumo de energia e suas fontes, revelando comportamentos distintos entre os mesmos. O segmento Insumos para a cana-de-açúcar apresentou aumento nas emissões advindas de fontes renováveis no período, com ápice em 2010, em que tais emissões representaram 35,9%, com pequeno retrocesso em 2014 (33,8%). Os segmentos Produto cana-de-açúcar e Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar, por sua vez, têm apresentado contínuos aumentos nas emissões de fontes não renováveis, atingindo 79,8% e 92,4% respectivamente em 2014. O segmento industrial, apesar de demandar a maior quantidade de energia dentro da cadeia, apresentou os melhores resultados para as emissões de CO₂ de fontes renováveis, uma vez que em 2000 apenas 2,9% eram de origem não renovável, passando a um percentual de 0,8% do total em 2014, sendo este o segmento que contribui de forma mais significativa para a manutenção dos valores da cadeia.

Com vistas a redução das emissões decorrentes do consumo de energia não renovável na Cadeia da Cana-de-açúcar ainda há muito a ser realizado, principalmente no segmento de Serviços e Produto que apresentaram os maiores valores para esse tipo de emissão. Portanto, as políticas e planejamentos de médio e longo prazo devem ser focados nesses segmentos que emitem majoritariamente CO₂ de energia não renovável (BNDES; CGEE, 2008).

Figura 3: Evolução das Emissões de CO₂ pelo consumo de energia renovável e não renovável nos segmentos da Cadeia da Cana-de-açúcar no período de 2000 a 2014



Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

3.5 Indicadores físico-econômicos da Cadeia da Cana-de-açúcar

A intensidade de uso do fator trabalho ou do fator capital físico é um dos indicadores mais utilizados para a avaliação do grau de modernização e/ou industrialização de um país, sendo expressa pela divisão do número de trabalhadores pelo PIB. A eficiência do uso do capital físico é medida pela intensidade do uso de energia e determinada pela razão do consumo de energia em tep e a renda setorial. Por conseguinte, a intensidade de emissão de CO₂ por milhão de renda gerada, medida pelo PIB, avalia a poluição gerada na cadeia em relação ao Agronegócio e ao país. A magnitude dessas relações permite avaliar a dinâmica desses indicadores para a Cadeia da Cana-de-açúcar, Agronegócio e para o Brasil nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2014, apresentados na seção 3.5.

Posteriormente, a seção 3.5 apresenta os indicadores de produtividade do trabalhador quanto à geração de renda, uso de energia e emissões de gases. Desse modo, quanto maior a produtividade de renda dos trabalhadores e quanto menor o seu gasto energético e emissão correspondente de CO₂, mais sustentável será o desenvolvimento do país.

A intensidade do uso da mão de obra, do consumo energético e das emissões de CO₂ por unidade de renda gerada

O uso de mão de obra em relação ao PIB gerado (L/PIB) apresenta na Cadeia da Cana-de-açúcar, no Agronegócio e na economia brasileira uma tendência de redução de trabalhadores por milhões de unidade de renda no período posterior a 2000, conforme pode ser observado na Tabela 5. A tendência de redução da mão de obra nas atividades produtivas é mais intensa para a Cadeia da Cana-de-açúcar como um todo, com significativas reduções – em 2000 utilizavam-se 35,9 trabalhadores para cada milhão de reais, passando para 24,8 trabalhadores em 2014, apresentando taxa de crescimento anual de -2,6%.

O mesmo pode ser observado, embora com uma taxa um pouco inferior

Tabela 5: Intensidade do uso de mão de obra (L) por unidade de renda gerada (PIB) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Trabalhadores por milhão (L/PIB)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação Percentual entre 2000 e 2014	Taxa de crescimento a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	46,5	39,8	22,7	21,6	-24,8	-53%	-5,5%
II Produto cana	105,0	92,2	50,7	40,8	-64,2	-61%	-6,8%
III Indústria da cana	13,6	15,7	15,9	21,2	7,7	57%	3,2%
III.A) Indústria do açúcar	20,3	22,8	17,5	26,4	6,1	30%	1,9%
III.B) Indústria de bebidas	24,5	23,1	8,3	9,9	-14,6	-60%	-6,5%
III.C) Indústria do etanol	6,2	8,7	14,9	19,1	12,9	207%	8,0%
IV Serviços da Cadeia	20,7	21,1	19,4	19,2	-1,5	-7%	-0,5%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	35,9	31,5	25,8	24,8	-11,1	-31%	-2,6%
Agronegócio	40,5	39,8	32,8	30,3	-10,2	-25%	-2,1%
Brasil	24,8	24,4	21,5	21,2	-3,6	-15%	-1,1%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

(-2,1%) para o Agronegócio, sendo que em 2000 a relação era de 40,5 trabalhadores por unidade de milhão de reais e em 2014 passou a ser 30,3 trabalhadores. Tal resultado é consequência direta dos ganhos de produtividade obtidos no setor, pelo desenvolvimento e utilização de inovações tecnológicas e consequente substituição da mão de obra. *Gasques et al. (2014)* em artigo que analisa a evolução da produtividade da agricultura brasileira, considerando os insumos terra, trabalho, capital e materiais, demonstrou que a partir da década de 1980 o crescimento da agricultura ocorreu devido a ganhos de produtividade, principalmente dos produtos exportáveis, sendo que a partir do ano 2000 são registradas as melhores taxas de crescimento da produtividade da agricultura (igual a 4,22% entre 2000 e 2009).

Ao analisar os segmentos que compõem a Cadeia da Cana-de-açúcar observa-se que as diminuições em valores absolutos na intensidade de trabalhadores por unidade de milhão de reais na cadeia foram oriundas principalmente do segmento de Produto cana-de-açúcar, sendo este o segmento mais intensivo em mão de obra em relação a renda na cadeia, apresentando uma redução do número absoluto de trabalhadores no período de 61%, passando de 105 trabalhadores para 40,8, uma diferença de 64,2 trabalhadores de 2000 a 2014. Tal situação representa um ganho considerável de produtividade da mão de obra no segmento.

O segmento industrial, por sua vez, apresentou no período o maior incremento de trabalhadores, com uma variação de 57%, sendo que no ano de 2000 foram empregados 13,6 trabalhadores para cada milhão de reais e em 2014 esse valor passou para 21,2 trabalhadores. Os subsegmentos Indústria do açúcar e Indústria do etanol foram os que apresentaram uma maior demanda por mão de obra (redução da produtividade), ao passo que o subsegmento Indústria de bebidas teve uma redução dessa demanda (aumento da produtividade).

A intensidade de uso de energia é medida pelo coeficiente do consumo de energia em tep por milhão de reais (tep/PIB), sendo possível observar um aumento significativo na cadeia, passando de 87,2 em 2000 para 175,9 em 2014, indicando um maior uso de energia, com taxa de crescimento anual igual a 5% (conforme Tabela 6). Pode-se afirmar que a cadeia apresenta acelerada expansão do consumo energético, pois em termos absolutos o valor teve incremento superior a 100% no período. Ao considerar os segmentos que compõem a cadeia, a Indústria da cana-de-açúcar se destaca pelo uso de maior intensidade de energia na cadeia e pelo maior crescimento no período (atingindo a marca de 997,1 milhões de tep/PIB em 2014), com seu consumo energético quase totalmente advindo de fontes renováveis.

Com relação à intensidade do consumo de energia no Agronegócio houve um incremento relativamente baixo no período, com uma taxa de crescimento anual de 1,4%, com valores passando de 58,2 em 2000 para 70,8 em 2014. O cenário nacional diferencia-se dos demais até aqui analisados, uma vez que houve uma redução do consumo energético por milhão de reais, sendo que em 2000 utilizava-se 43 e em 2014 o valor foi igual a 39,3.

Do mesmo modo, a intensidade de emissão de gases (Tabela 7), composta pelos coeficientes de emissões de CO₂ por milhão de reais (CO₂/PIB), segue a mesma tendência do consumo de energia por milhão de reais, com o segmento Indústria da cana-de-açúcar com maior destaque, apresentando significativos aumentos nas emissões quando comparado aos demais segmentos, sendo tal incremento oriundo principalmente das Indústrias do açúcar e do etanol.

Tabela 6: Intensidade do consumo de energia (milhões de tep) por unidade de renda (PIB) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Consumo de energia por unidade de renda gerada (tep/PIB)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação entre 2000 e 2014	Taxa de cresc. a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	95,9	83,5	88,2	94,7	-1,2	-1%	-0,1%
II Produto cana	44,3	41,6	42,5	42,3	-2,0	-5%	-0,3%
III Indústria da cana	283,8	262,1	796,3	997,1	713,4	251%	9,0%
III.A) Indústria do açúcar	214,6	178,2	535,7	749,7	535,1	249%	8,9%
III.B) Indústria de bebidas	167,3	169,6	126,5	126,9	-40,5	-24%	-2,0%
III.C) Indústria do etanol	358,9	344,3	1131,7	1229,3	870,4	243%	8,8%
IV Serviços da Cadeia	26,3	26,4	19,7	20,9	-5,4	-21%	-1,6%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	87,2	85,5	164,5	175,9	88,6	102%	5,0%
Agronegócio	58,2	60,1	73,9	70,8	12,6	22%	1,4%
Brasil	43,0	43,1	39,0	39,3	-3,7	-9%	-0,6%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Tabela 7: Intensidade das emissões de CO₂ por unidade de renda gerada (PIB) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Emissões de CO ₂ por unidade de renda gerada (CO ₂ /PIB)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação percentual entre 2000 e 2014	Taxa de cresc. a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	156,0	137,4	139,0	148,3	-7,6	-5%	-0,4%
II Produto cana	80,2	76,1	67,3	64,6	-15,6	-19%	-1,5%
III Indústria da cana	1138,0	1057,7	3422,8	4267,3	3129,3	275%	9,4%
III.A) Indústria do açúcar	793,4	646,9	2300,34	3208,06	2414,7	304%	10,0%
III.B) Indústria de bebidas	557,3	604,2	463,8	461,0	-96,3	-17%	-1,4%
III.C) Indústria do etanol	1512,4	1460,4	4874,6	5268,7	3756,4	248%	8,9%
IV Serviços da Cadeia	45,5	47,5	27,9	29,0	-16,5	-36%	-3,2%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	284,1	289,6	636,9	678,8	394,7	139%	6,2%
Agronegócio	137,5	153,7	202,1	187,7	50,2	37%	2,2%
Brasil	80,5	84,0	78,1	76,3	-4,1	-5%	-0,4%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Por fim, os resultados apresentados pela cadeia diferem-se do contexto do Agronegócio e do país, uma vez que o consumo energético e as emissões de CO₂ por estes têm apresentado reduções nos últimos anos, sugerindo a existência de mudança estrutural no cenário do país e do Agronegócio por meio da busca de um melhor aproveitamento e eficiência.

A produtividade da renda, do consumo energético e das emissões de CO₂
por trabalhador

A produtividade da mão de obra é medida pelo coeficiente da renda gerada por trabalhador (PIB/L). No cenário nacional, houve no período um incremento no valor da renda gerada por trabalhador, com taxa de crescimento de 1,1% a.a., passando de R\$40 302 em 2000 para R\$47 147 no ano de 2014 (Tabela 8). No mesmo período, o Setor do Agronegócio teve uma taxa de crescimento superior, equivalente a 2,1% a.a., com um incremento de 34% no período, sendo em 2014 gerados R\$33 015 por trabalhador.

De 2000 a 2014, emergem três cenários na renda gerada por trabalhador quando se comparam os diversos segmentos que compõem a Cadeia da Cana-de-açúcar. O primeiro é referente aos números de produtividade da mão de obra com taxas de crescimento elevadas, com destaque ao segmento de Insumos para a cana-de-açúcar com taxa de 5,5% a.a., que passou de R\$21 528 para R\$46 220 em 2014, e ao segmento Produto cana-de-açúcar com taxa de crescimento de 6,8% a.a., que passou de R\$9519 para R\$24493 em 2014. O segundo cenário refere-se aos números de produtividade da mão de obra com baixa taxa de crescimento observado no segmento de Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar, que foi de apenas 0,5% a.a., passando de R\$48 304 para R\$52 156 em 2014, frisa-se que esse valor foi o mais representativo na cadeia. O terceiro cenário é referente aos números decrescentes de produtividade do trabalho no segmento da Indústria da cana-de-açúcar, com taxa de -3,2% a.a., que passou de R\$73 781 para R\$47 083 em 2014.

Do mesmo modo, na evolução da produtividade do trabalho no Brasil se destacam as mesmas tendências. Nesse contexto, a renda gerada por trabalhador no segmento Produto cana-de-açúcar em 2000 foi 5,04 vezes menor do que a renda gerada nos Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar, porém, em 2014 essa proporção reduziu para 1,12 vezes, sugerindo a elevação de ganhos de produtividade do fator de produção capital no campo, ou seja, no Produto cana-de-açúcar.

Conforme Tabela 9, verifica-se que o consumo de energia por trabalhador (tep/L) na economia brasileira como um todo vem mantendo-se relativamente estável ao longo do tempo, sendo que em 2014 apresentou valor igual a 1,9 tep em média por trabalhador, com taxa de crescimento de 0,5% a.a. Do mesmo modo, observa-se que tanto a Cadeia da Cana-de-açúcar quanto o Agronegócio apresentaram valores superiores ao restante da economia brasileira quanto ao consumo de energia. A Cadeia da Cana-de-açúcar em particular obteve um crescimento significativo, passando de 2,4 tep por trabalhador em 2000 para 7,1 tep em 2014, uma taxa de crescimento de 7,7% a.a.

A Tabela 10 demonstra a relação entre as emissões de CO₂ e a mão de obra para a Cadeia da Cana-de-açúcar, Agronegócio e para o restante da economia brasileira, com aumento na quantidade de CO₂ emitida por trabalhador para as três análises. O menor incremento foi registrado para a economia brasileira com taxa de crescimento de 0,7% a.a., atingindo em 2010 o valor de 3,6 tonela-

Tabela 8: Produtividade da mão de obra (L) na geração de renda (PIB) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Unidade de renda gerada por trabalhador (PIB/L)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação percentual entre 2000 e 2014	Taxa de cresc. a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	21 528	25 145	44 105	46 220	24 692,3	115%	5,5%
II Produto cana	9 519	10 847	19 739	24 493	14 973,5	157%	6,8%
III Indústria da cana	73 781	63 842	63 090	47 083	-26 698,1	-36%	-3,2%
III.A) Indústria do açúcar	49 211	43 798	57 266	37 887	-11 323,7	-23%	-1,9%
III.B) Indústria de bebidas	40 736	43 289	120 536	100 603	59 867,0	147%	6,5%
III.C) Indústria do etanol	160 712	115 510	66 978	52 362	-108 349,7	-67%	-8,0%
IV Serviços da Cadeia	48 304	47 368	51 514	52 156	3 851,8	8%	0,5%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	27 864	31 727	38 731	40 335	12 470,6	45%	2,6%
Agronegócio	24 693	25 112	30 463	33 015	8 322,1	34%	2,1%
Brasil	40 302	40 924	46 520	47 147	6 845,4	17%	1,1%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Tabela 9: Produtividade da mão de obra (L) no consumo de energia (tep) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Consumo de energia em tep por trabalhador (tep/L)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação percentual entre 2000 e 2014	Taxa de cresc. a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	2,1	2,1	3,9	4,4	2,31	112,1%	5,4%
II Produto cana	0,4	0,5	0,8	1,0	0,61	145,7%	6,4%
III Indústria da cana	20,9	16,7	50,2	46,9	26,01	124,2%	5,8%
III.A) Indústria do açúcar	10,6	7,8	30,7	28,4	17,85	169,0%	7,1%
III.B) Indústria de bebidas	6,8	7,3	15,2	12,8	5,95	87,3%	4,5%
III.C) Indústria do etanol	57,7	39,8	75,8	64,4	6,69	11,6%	0,8%
IV Serviços da Cadeia	1,3	1,3	1,0	1,1	-0,18	-14,2%	-1,1%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	2,4	2,7	6,4	7,1	4,66	191,9%	7,7%
Agronegócio	1,4	1,5	2,3	2,3	0,90	62,7%	3,5%
Brasil	1,7	1,8	1,8	1,9	0,12	7,0%	0,5%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

Tabela 10: Produtividade da mão de obra (L) nas emissões de dióxido de carbono (CO₂) no período de 2000 a 2014

Segmentos	Emissões de toneladas de CO ₂ por trabalhador (CO ₂ /L)				Diferença entre 2014 e 2000	Variação percentual entre 2000 e 2014	Taxa de cresc. a.a. de 2000 a 2014
	2000	2005	2010	2014			
I Insumos para a cana	3,4	3,5	6,1	6,9	3,50	104,2%	5,1%
II Produto cana	0,8	0,8	1,3	1,6	0,82	107,1%	5,2%
III Indústria da cana	84,0	67,5	215,9	200,9	116,96	139,3%	6,2%
III.A) Indústria do açúcar	39,0	28,3	131,7	121,5	82,50	211,3%	8,1%
III.B) Indústria de bebidas	22,7	26,2	55,9	46,4	23,68	104,3%	5,1%
III.C) Indústria do etanol	243,1	168,7	326,5	275,9	32,83	13,5%	0,9%
IV Serviços da Cadeia	2,2	2,3	1,4	1,5	-0,69	-31,2%	-2,7%
Cadeia da Cana (I+II=III+IV)	7,9	9,2	24,7	27,4	19,46	245,9%	8,9%
Agronegócio	3,4	3,9	6,2	6,2	2,80	82,5%	4,3%
Brasil	3,2	3,4	3,6	3,6	0,36	11,0%	0,7%

Fonte: Dados da pesquisa, 2019.

das de CO₂ por trabalhador com manutenção de tal valor para o ano de 2014. Em seguida está o Setor do Agronegócio com taxa de crescimento de 4,3% a.a., com valor idêntico em 2010 e 2014 de 6,2 toneladas de CO₂ por trabalhador. A Cadeia da Cana-de-açúcar apresentou a maior taxa de crescimento (8,9% a.a.), partindo de 7,9 para 27,4 toneladas de CO₂ por trabalhador em 2014, sendo que o segmento Indústria da cana-de-açúcar foi o que mais contribuiu para esse avanço por meio do subsegmento Indústria do açúcar.

Em resumo, expressou-se neste artigo uma melhor compreensão do contexto da economia da Cadeia da Cana-de-açúcar utilizando-se de suas interações entre Produto Interno Bruto, pessoal ocupado, consumo setorial de energia e emissões de CO₂ por unidade de renda e empregos. A produtividade aqui verificada representa o quão eficiente é um determinado país por renda gerada, consumo energético e emissões de CO₂ por trabalhador. Portanto, trata-se de um elemento de análise crucial para longo prazo, uma vez que o seu aumento pode gerar um produto maior, bem como incentivos para investimentos, fortalecendo assim a economia do mesmo.

4 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo avaliar a geração de renda e emprego na Cadeia da Cana-de-açúcar nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2014, bem como a influência destes sobre o consumo de energia e as emissões de CO₂ por fontes de energia, tendo como metodologia a construção de matrizes energéticas e de emissões compatibilizadas com a matriz insumo-produto brasileira. Quando comparada relativamente ao Agronegócio, essa Cadeia teve redução de sua participação no PIB e no número de empregos, porém, apresentou ganhos no consumo de energia e nas emissões.

Com relação ao PIB, houve um ganho de importância do Produto cana-de-açúcar frente aos Insumos para a cana-de-açúcar e a Indústria da cana-de-açúcar. No entanto, quando considerados os Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar, responsáveis no ano de 2014 por 56,5% do PIB total, os Serviços da indústria da cana-de-açúcar apresentaram no período ganhos consideráveis de participação frente aos Serviços do produto cana-de-açúcar.

Para o número de empregos gerados, os Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar passaram no período a representar o segmento com maior participação (43,7% em 2014), assumindo a posição que no ano 2000 era ocupada pelo segmento Produto cana-de-açúcar (51,8%).

O consumo energético, por sua vez, passou de 7.024 mil tep para 17.893 mil tep em 2014 e teve um ganho de participação do segmento Indústria da cana-de-açúcar frente aos demais segmentos no período, passando de uma participação de 67% no total no ano de 2000 para 85,1% em 2014, com tal aumento capitaneado pelo consumo de energia principalmente na Indústria do etanol – com taxa de crescimento igual a 9,5% a.a. Quando considerada a Cadeia da Cana-de-Açúcar houve um aumento de participação da energia renovável, passando de 73% no ano 2000 para 88% em 2014.

As emissões de CO₂ na Cadeia da Cana-de-açúcar foram em todo o período analisado majoritariamente de responsabilidade do segmento Indústria da cana-de-açúcar, apresentando uma taxa de crescimento de 8,8% a.a., sendo em 2014 responsável pela emissão de 94,3% do total. O subsegmento Indústria do etanol foi o maior emissor de CO₂ da Cadeia, entretanto, 99% de toda

essa emissão foi advinda de fontes renováveis, sendo seguido pelo segmento Insumos (34%), Produto (20%) e Serviços da Cadeia da Cana-de-açúcar com apenas 8% de emissões advindas de fontes renováveis. Ainda no que diz respeito as emissões de CO₂, a Cadeia da Cana-de-açúcar apresentou 95% de suas emissões em 2014 advindas de fontes renováveis, com o Agronegócio tendo valor igual a 82% e a economia brasileira (como um todo) com valor igual a 53%.

O indicador físico-econômico que relaciona o número de trabalhadores em relação ao PIB apresentou na Cadeia da Cana-de-açúcar uma taxa de crescimento de -3% a.a. no período, caracterizando a adoção de inovações que proporcionaram ganhos de produtividade da mão de obra de 13 trabalhadores a menos para cada milhão de reais. Dentre os segmentos, Produto cana-de-açúcar foi o que apresentou a maior redução absoluta, passando de 110,7 trabalhadores por milhão de reais em 2000 para 40,8 no ano de 2014, uma redução de 69,9 trabalhadores.

Para os indicadores de consumo de energia em tep por milhão de reais (tep/PIB) e emissões de CO₂ por milhão de reais, evidenciou-se que a Indústria da cana-de-açúcar foi o segmento mais intensivo no uso de energia, com taxa de crescimento no período de 8,6% a.a., passando de 298,9 mil tep por milhão de reais em 2000 para 997,1 mil tep por milhão de reais em 2014. No tocante as emissões na cadeia, o mesmo segmento apresentou significativos aumentos, passando de 1.198,8 em 2000 para 4.267,3 CO₂/PIB em 2014. Porém, como destacado anteriormente, quase todo o consumo de energia e emissões de CO₂ foram oriundos majoritariamente de fontes renováveis.

Com base nos resultados obtidos, este trabalho contribuiu para uma melhor compreensão da Cadeia da Cana-de-açúcar e sua relação com o meio ambiente, fornecendo elementos que podem auxiliar na tomada de decisões com relação à matriz energética nacional e às emissões de poluentes. Como sugestão para futuros trabalhos seria de grande valia uma comparação entre as principais cadeias produtivas nacionais e, ainda, um comparativo das cadeias com outros grandes *players* do comércio internacional.

Referências

- ARAÚJO, N. B.; WEDEKIN, I.; PINAZZA, L. A. *Complexo agroindustrial: o “agribusiness” brasileiro*. 1. ed. São Paulo: AGROCERES, 1990. 238 p.
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL — BNDES; CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS — CGEE. *Bioetanol de cana-de-açúcar: energia para o desenvolvimento sustentável*. 1. ed. Rio de Janeiro: BNDES, 2008. 316 p.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA — CEPEA. *Desenvolvimento metodológico e cálculo do PIB das cadeias produtivas do algodão, cana-de-açúcar, soja, pecuária de corte e leite no Brasil*. 2011. Disponível em: http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/PIB_Cadeias_relatorio2009_10.pdf. Acesso em: 28 mar. 2019.
- DAVIS, J.; GOLDBERG, R. A concept of agribusiness. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 39, n. 4, p. 1042–1045, 1957.

- EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA — EPE. *Balanço Energético Nacional – 2015: Ano base 2014*. 2015. Disponível em: <https://www.epe.gov.br/sites-pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-127/topico-97/Relat%C3%B3rio%20Final%202015.pdf>. Acesso em: 28 mar. 2019.
- FARINA, E.; RODRIGUES, L.; ZECHIN, M. *Controle de preço da gasolina e aumento de custos levaram etanol à crise*. 2014. Disponível em: <https://www.novacana.com/n/industria/usinas/control-preco-gasolina-aumento-custos-etanol-1-crise-131014>. Acesso em: 20 jan. 2019.
- FRANÇOZO, R. F. *et al.* Relação do custo de transporte da cana-de-açúcar em função da distância. *Revista iPecege*, v. 3, n. 1, p. 100–105, 2017.
- FURTUOSO, M. C. O. *O Produto Interno Bruto do Complexo Agroindustrial Brasileiro*. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo – Esalq/USP, Piracicaba, 1998.
- GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade da agricultura: Resultados para o Brasil e estados selecionados. *Revista de Política Agrícola*, v. 23, n. 3, p. 87–98, 2014.
- GONÇALVES, M. A. B.; NOGUEIRA, R. G. O efeito estufa pode ser reduzido com a produção e a utilização do biodiesel? *Revista Processos Químicos*, v. 1, n. 2, p. 51–59, 2007.
- GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, M. C.; BARROS, G. S. C. *O Agronegócio na Economia Brasileira: 1994 a 1999 - Notas Metodológicas*. [S. l.: s. n.], 2000. Piracicaba. CEPEA.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, p. 277–299, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: Aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia & Tecnologia*, v. 6, n. 4, p. 53–62, 2010.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Censo Agropecuário 2017*. 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novportal/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html>. Acesso em: 20 fev. 2019.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE – Versão 1.0*. 2003. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv2314.pdf>. Acesso em: 22 jan. 2019.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE — IPCC. *Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*. 2006. Disponível em: <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/vol2.html>. Acesso em: 20 jan. 2019.

- LAUSCHNER, R. *Agribusiness, cooperativa e produtor rural*. 1. ed. São Leopoldo: Unisinos, 1993. 293 p.
- LEONTIEF, W. *The structure of the American economy*. 2. ed. New York: Oxford University Press, 1951. 282 p.
- MALASSIS, L. Analyse du complexe agro-alimentaire d'après la comptabilité nationale française. *Économies et sociétés*, v. 3, n. 9, p. 1667–1687, 1969.
- MARTINS, H. H. *et al.* Ligações intersetoriais e setores-chave da economia brasileira na década de 2000: um estudo sobre as indústrias do açúcar e do álcool. *Revista Capital Científico - Eletrônica (RCCe)*, v. 14, n. 4, p. 92–108, 2016.
- MESSA, A. Determinantes da produtividade na indústria brasileira. In: NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (ed.). *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: IPEA, 2015. v. 1.
- MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA — MME. *Energia no mundo: 2015-2016*. 2016. Disponível em: <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/vol2.html>. Acesso em: 15 jan. 2019.
- MONTOYA, M. A. *et al.* A Cadeia Soja brasileira no período de 2000 a 2014: Uma abordagem insumo-produto do PIB, emprego, consumo de energia e emissões de CO₂. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (ANPEC), 45., 2017, Natal. *Anais*. Natal: ANPEC, 2017a.
- MONTOYA, M. A. *et al.* Consumo de energia, emissões de CO₂ e a geração de renda e emprego no Agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 4, p. 383–412, 2016.
- MONTOYA, M. A. *et al.* Dimensão econômica e ambiental do Agronegócio Brasileiro na década de 2000: Uma análise insumo-produto da renda, do consumo de energia e das emissões de CO₂ por fonte de energia. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 11, n. 4, p. 557–577, 2017b.
- MONTOYA, M. A. *et al.* Uma nota sobre consumo energético, emissões, renda e emprego na Cadeia de Soja no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 73, n. 3, p. 345–369, 2019.
- MONTOYA, M. A.; FINAMORE, E. B. Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: Uma estimativa na ótica do valor adicionado. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, v. 9, n. 16, p. 9–24, 2001.
- MONTOYA, M. A.; GUILHOTO, J. J. M. O agronegócio brasileiro entre 1959 e 1995: Dimensão econômica, mudança estrutural e tendências. In: MONTOYA, M. A.; PARRÉ, J. L. (ed.). *O agronegócio brasileiro no final do século XX*. Passo Fundo: UPF Editora, 2000. v. 1.

- MONTOYA, M. A.; LOPES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: Uma avaliação metodológica. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 3, p. 379–419, 2014.
- MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A. O uso setorial de energia renovável versus não renovável e as emissões de CO₂ na economia brasileira: Um modelo insumo-produto híbrido para 53 setores. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 2, p. 289–335, 2015.
- NACHILUK, K.; OLIVEIRA, M. D. M. Cana-de-açúcar: Custos nos diferentes sistemas de produção nas regiões do Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, v. 43, n. 4, p. 45–81, 2013.
- NOVACANA. *Como é feito o transporte de cana-de-açúcar no Brasil*. 2004. Disponível em: <https://www.novacana.com/cana/transporte-da-cana-brasil>. Acesso em: 20 fev. 2019.
- PAIXÃO, M. A. S.; MIRANDA, S. H. G. Um comparativo entre a política de energia renovável no Brasil e na China. *Revista Pesquisa & Debate*, v. 29, n. 1, p. 50–83, 2018.
- PROENÇA, E. R. *et al.* Inovações tecnológicas adotadas por usinas do Setor Sucroalcooleiro na regional de Andradina, SP. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL — SOBER, 47., 2009, Porto Alegre. *Anais*. Porto Alegre: SOBER, 2009.
- SANTOS, G. R.; GARCIA, E. A.; SHIKIDA, P. F. A. A crise na produção do etanol e as interfaces com as políticas públicas. *Em Radar: Tecnologia, produção e comércio exterior*, n. 39, p. 27–38, 2015.
- SILVEIRA, T. S. *et al.* Input-output analysis for agricultural and livestock sector in the Brazilian economy. *Rivista di Economia Agraria*, v. LXX, n. 1, p. 33–54, 2015.
- SZMRECSÁNYI, T. *O planejamento da agroindústria canavieira do Brasil (1930-1975)*. 1. ed. São Paulo: HUCITEC/UNICAMP, 1979. 540 p.
- UNIÃO DAS INDÚSTRIAS DE CANA DE AÇÚCAR — UNICA. *Fotografia do setor sucroenergético no Brasil e os benefícios econômicos, ambientais e sociais gerados*. 2019a. Disponível em: <http://www.unica.com.br/download>. Acesso em: 22 jan. 2019.
- UNIÃO DAS INDÚSTRIAS DE CANA DE AÇÚCAR — UNICA. *UNICADATA*. 2019b. Disponível em: <http://www.unicadata.com.br/>. Acesso em: 22 jan. 2019.
- VIAN, C. A.; MARIN, F. R. *Cana-de-açúcar: Logística e transporte*. [S. l.: s. n.], 2019. Disponível em: http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/cana-de-açucar/arvore/CONTAG01_133_22122006154842.html. Acesso em: 22 jan. 2019.

INSERÇÃO PRODUTIVA FEMININA E MIGRAÇÃO NO BRASIL PÓS-2000

YASMIN MUSSALEM HADDAD*
ANA CAROLINA DA CRUZ LIMA†

Resumo

O artigo analisa a participação das mulheres nos fluxos migratórios brasileiros para compreender se a efetivação do deslocamento é capaz de minimizar os efeitos adversos da segmentação por sexo e cor existente no mercado de trabalho. A base de dados utilizada é a PNAD/IBGE (2002/2015). Os resultados para as equações de determinação salarial, com controle de seleção amostral, demonstram que fatores como sexo, cor, condição de migração, chefia domiciliar, escolaridade e formalização influenciam os retornos salariais. Observa-se que a segmentação por sexo e cor está associada a retornos salariais negativos para mulheres pretas e pardas migrantes.

Palavras-chave: migração feminina; segmentação laboral; retornos salariais; vulnerabilidade.

Abstract

The paper analyzes women participation in Brazilian migration flows after 2000 to understand whether the displacement is capable to minimize the adverse effects of sex and color segmentation in labor market. Wage equations are estimated, considering sample selection bias controls, using data from PNAD/IBGE (2002/2015). The results show that factors such as sex, color (race), migration status, household head, education and formal job have important impacts on wage returns. More specifically, sex and color segmentation in labor market are related to negative wage returns to migrant black and brown women.

Keywords: women migration; non-labor discrimination; wage returns; vulnerability.

JEL classification: J16, J15

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea185227>

* Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. E-mail: yasmin.haddad@ppge.ie.ufrj.br

† Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. E-mail: ana.lima@ie.ufrj.br

1 Introdução

A participação feminina em fluxos migratórios tem apresentado alterações quantitativas e qualitativas em escala global (FARIA; FERREIRA; PAULA, 2019). Ela pode ser observada no caso de mulheres que se inserem em fluxos do tipo Sul-Norte, como no caso das mexicanas e latinas que migram para os Estados Unidos e mulheres da América do Sul que migram para países europeus, como Espanha, Portugal e Itália, bem como entre os próprios países da América Latina (por exemplo, nicaraguenses na Costa Rica, colombianas no Equador e paraguaias no Brasil).

Essas migrantes, geralmente, se inserem nas regiões de destino em atividades de serviços, relacionadas, por exemplo, à Economia dos cuidados, setor estereotipado como feminino e que engloba serviços domésticos e os cuidados com idosos e crianças (ILO, 2018). A demanda por mulheres migrantes nesses setores pode estar associada à segmentação do trabalho por sexo e à discriminação laboral, visto que esses postos normalmente possuem baixa remuneração e proteção social (SASSEN, 2002; PARELLA RUBIO, 2005; DUTRA, 2013; KING-DEJARDIN, 2019).

Dada essa tendência internacional, que inclui migrantes brasileiras, o objetivo é verificar se esse processo é válido para as migrações internas no Brasil no período 2002/2015. Isto é, procura-se verificar se aumentou a participação feminina nos deslocamentos internos e se a inserção produtiva dessas migrantes se concentra em postos de baixa qualificação e proteção, o que pode gerar retornos salariais negativos. Em adição, busca-se analisar como o *status* de migrante pode afetar os salários dessas trabalhadoras. Mais especificamente, pretende-se compreender como distintas características não-produtivas das migrantes (cor/raça) afetam sua inserção produtiva. Questiona-se: a migração, em geral compreendida como um processo que melhora as condições de renda e ocupacionais dos migrantes, é capaz de reduzir a situação de vulnerabilidade vivenciada por mulheres pretas e pardas nos mercados de trabalho brasileiros?

O artigo possui quatro seções, além desta introdução. A primeira faz um breve resumo da literatura a respeito da migração feminina e da importância das interseções entre cor e gênero para esse processo. A segunda seção apresenta a base de dados e a metodologia. A terceira seção foca em compreender a inserção das migrantes brasileiras no mercado de trabalho por meio da análise descritiva dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 2002 e 2015 (são analisadas características não produtivas da amostra, indicadores de educação, ocupacionais e de rendimento). Além disso, são discutidos os resultados dos modelos de determinação salarial, propostos por Mincer (1974), para dois anos específicos, a saber 2002 e 2015. A existência de possível viés de seleção é considerada na análise, logo, é realizado o ajuste de duas etapas recomendado por Heckman (1979). O objetivo do exercício é mensurar a variação salarial resultante da condição de migração, usando distintas variáveis produtivas e não produtivas (cor, sexo, setor de atividade, indicadores ocupacionais e educacionais) como controle. Em seguida são realizadas as considerações finais.

2 Migração do trabalho: aspectos teóricos relacionados à participação feminina

O estudo da migração feminina tem se tornado, cada vez mais, um tema relevante. O aumento e participação intensa das mulheres nos fluxos migratórios demandam uma análise específica sobre a inserção feminina na migração. Em especial a partir dos anos 1970, a relação entre migração e gênero passou a ganhar mais destaque. As teorias tradicionais tendem a conceber a migração como um processo neutro do ponto de vista do sexo, visto que são indivíduos ou famílias representativas que optam por fazer parte do circuito migratório (STARK; BLOOM, 1985; STARK; TAYLOR, 1991). Minimizam, assim, as distintas causas, consequências, repercussões e motivações que o processo implica para homens e mulheres. Uma explicação possível residiria no fato de que as mulheres migram, muitas vezes, para realizar trabalhos considerados improdutivos (serviços domésticos, cuidados com crianças) ou ilegais (prostituição), que não se encaixam na definição de migração por trabalho (*labor migration*) e, conseqüentemente, não seriam abarcados pelas explicações tradicionais (DONATO *et al.*, 2006; MOROKVAŠIĆ, 2015). Outra possibilidade se encontraria nas relações de poder e hierarquia sexual, tradicionalmente ignoradas.

Diversos estudos (MOROKVAŠIĆ, 1984; SASSEN, 2002; PESSAR; MAHLER, 2003; DONATO *et al.*, 2006) questionaram essas limitações. Propuseram-se a elaborar interpretações sobre o processo que incorporassem as mulheres como agentes ativas, não mais as relegando ao papel de acompanhantes ou secundárias. Argumentam que o estudo dos processos migratórios não deve ser interpretado como neutro em relação ao gênero/sexo (*gender-blind* ou *gender-neutral*). Isto é, entende-se que o processo possui diferentes características e motivações para homens e mulheres, que precisam ser incorporadas à análise (HONDAGNEUSOTELO, 2011).

Boyd e Grieco (2003) e Peres e Baeninger (2012) questionam o argumento que relaciona a menor probabilidade de migração das mulheres às suas obrigações como mães e donas de casa, o que tornaria o custo de migrar mais elevado que seus ganhos. Nessa visão, os homens são, predominantemente, agentes móveis e chefes de lar, enquanto as mulheres teriam baixa propensão a migrar por estarem associadas ao lar e à criação dos filhos. Essa seria considerada uma justificativa suficiente para entender as mulheres como menos móveis, mesmo que, por exemplo, Ravenstein (1885), ao estabelecer as “Leis da Migração”, tenha teorizado que as mulheres possuem maior mobilidade a curtas distâncias. Nesse sentido, as autoras apontam que as associações de gênero com determinados estereótipos justificariam uma decisão supostamente racional. Destaca-se também o papel do gênero como uma estrutura de poder nas relações, que afeta os migrantes. Estes muitas vezes se tornam conscientes da natureza relacional e contextual do gênero ao buscarem atender às expectativas de identidade e comportamento do lugar de destino, que podem ser bastante distintas daquelas do lugar de origem (DONATO *et al.*, 2006; PESSAR; MAHLER, 2003).

Boyd e Grieco (2003) apontam algumas limitações das teorias migratórias que conceituam o fenômeno como uma decisão familiar de maximização de recursos e/ou minimização de riscos. As autoras interpretam que existe uma falha nesse argumento: as decisões familiares não são, necessariamente, decisões unificadas e nem igualmente benéficas para todos os membros. Se consideradas as relações de poder e hierarquia doméstica, torna-se evidente que os

interesses de homens e mulheres não necessariamente serão coincidentes.

Independentemente da razão pela qual as teorias da migração do trabalho negligenciam a participação feminina, esta é importante para o desenvolvimento econômico. [Sassen \(2002\)](#) aponta que existem diversos circuitos globais que incorporam cada vez mais mulheres migrantes. Famílias, comunidades e governos dependem de suas contribuições para a sua dinâmica. Assim, ressalta-se a necessidade de estudar as mulheres como sujeitos ativos do fenômeno migratório. O primeiro passo para uma análise migratória sob a perspectiva de gênero é o estudo dos diferenciais entre homens e mulheres ao longo do processo migratório. Tal forma de exame traria à tona a equidade entre os agentes da migração, visto que as distintas experiências dos migrantes – sociais, políticas, econômicas, culturais – apresentam diferenciais por sexo ([PERES; BAENINGER, 2012](#)).

Para [Morokvašić \(2015\)](#), a abordagem que trata simultaneamente de migração e sexo trás, gradualmente, novas formas de compreensão da migração. Esse enfoque abre, na visão da autora, novos caminhos para entender quem migra, como e porque alguns têm sua mobilidade limitada e outros não, quais trabalhos são considerados relevantes, quais são ignorados, entre outras questões.

Portanto, importa entender como as mulheres se distinguem dos homens no contexto migratório: as mulheres são mais ou menos móveis que os homens? Como as mulheres em geral se adaptam aos mercados de trabalho locais, ou seja, qual a magnitude das diferenças salariais e de ocupação que atingem homens e mulheres?

2.1 Interseções de gênero e cor

Evidenciada a importância de analisar as mulheres como agentes ativas da migração, é interessante compreender suas distinções, por exemplo, por grupos de cor. A interseccionalidade é entendida como uma forma de associação múltipla de distintas discriminações, que interagem entre si. Essa interação possui consequências e trata mais especificamente de como diferentes formas de discriminação e segregação criam desigualdades que geram estruturas hierárquicas para os indivíduos com base em sua cor, etnia, condição econômica etc. ([CRENSHAW, 2002](#)).

Para [Hamilton \(2015\)](#), a disparidade de gênero na migração mascara uma heterogeneidade no risco de migrar entre homens e mulheres. Essa heterogeneidade possivelmente interage com outros fatores (como nível de educação, situação econômica e cor), gerando riscos distintos para cada grupo. Ou seja, não só homens e mulheres possuem em média riscos desiguais relacionados à migração, mas essa disparidade ocorre entre indivíduos com características sociais distintas dentro um mesmo grupo.

Nesse sentido, a articulação entre os processos de discriminação de gênero e racial pode tornar a posição das migrantes particularmente vulnerável. A literatura aponta a existência de segregação e exclusão dos migrantes, especialmente mulheres, nos mercados de trabalho, fazendo com eles sejam muitas vezes forçados a trabalhar em determinados nichos ocupacionais ([LISBOA, 2007](#); [KING-DEJARDIN, 2019](#)). Atributos e representações de gênero e raça combinados contribuiriam para empregar a maioria dos migrantes em posições precárias e de baixa remuneração na agricultura, construção, manufatura e serviços, principalmente trabalho doméstico, enfermagem e prestação

de cuidados –as mulheres estariam concentradas nos três últimos grupos, em especial as pretas e pardas. Ou seja, os migrantes em geral se inserem em trabalhos de alta vulnerabilidade, principalmente as mulheres (SASSEN, 2002; LISBOA, 2007; MOROKVAŠIĆ, 2015). Assim, a inserção laboral das migrantes na região de destino é uma questão importante a ser analisada.

Salienta-se a posição vulnerável e precária das migrantes pretas e pardas, que podem ser submetidas a uma tripla discriminação: podem ser segregadas por seu *status* de migrantes; podem desempenhar ocupações “tipicamente femininas”, em geral de menor remuneração e proteção social; e podem ser submetidas ao racismo. Consequentemente, são mais segregadas que mulheres brancas.

França (2012) compreende que um passo fundamental nas análises sobre a migração é tentar identificar, interpretar e compreender as causas para as assimetrias entre ambos os sexos e as diferenças entre os distintos grupos de mulheres. Ressalta a necessidade de repensar os motivos pelos quais as mulheres migram, as consequências da migração feminina sobre as localidades de origem e destino e suas implicações para as relações de gênero.

Em se tratando especificamente do caso das migrantes brasileiras no cenário internacional, a interação entre gênero, cor e nacionalidade está associada a um estereótipo que afeta significativamente sua inserção no mercado de trabalho. Nos países do Sul Europeu, como Portugal e Itália, as brasileiras são representadas recorrentemente pela mídia como sexualizadas e eróticas. Nesse sentido, independentemente da cor, as brasileiras são estereotipadas como mulatas e mestiças (FRANÇA, 2012; PISCITELLI, 2008). Nos Estados Unidos, outro estereótipo está relacionado à docilidade e submissão voltada ao trabalho doméstico. Essa construção não possui somente consequências sociais, mas está intrinsecamente ligada às oportunidades que as migrantes encontram nos mercados de trabalho do país de destino. Assim, as migrantes brasileiras são atreladas a serviços de cuidados com o lar, crianças ou idosos, ou à indústria sexual. Estas são, em geral, ocupações de menor remuneração e segurança social (*ibidem*).

Nesse sentido, interessa analisar o quanto essas interseções são válidas para as migrantes brasileiras no próprio Brasil. Isto é, o quanto a cor e o nível de instrução das migrantes as condicionam a determinadas ocupações quando os deslocamentos ocorrem no âmbito interno? Como essas desigualdades podem ser percebidas por meio de distintos indicadores para desigualdade – renda, ocupação ou inatividade? A migração é capaz de gerar melhores condições de vida e trabalho para as mulheres pretas e pardas no Brasil?

3 Base de dados e metodologia

3.1 Base de dados

Para traçar o perfil das migrantes no Brasil e identificar seu padrão de inserção nos mercados de trabalho das localidades de destino, são analisados os microdados da PNAD, fornecidos pelo IBGE (2021), para o período 2002-2015 (exceto 2010, ano censitário).

A PNAD é uma pesquisa amostral focada nas características gerais da população e informações sobre educação, trabalho, rendimento e habitação. Além disso, possibilita a captação dos fluxos migratórios entre Unidades da Federação e outros dados sobre migração. Ressalta-se que as informações da

PNAD são coletadas após a efetivação do deslocamento, logo, seu uso não permite que sejam realizadas inferências e comparações diretas entre a situação ocupacional e de renda dos indivíduos antes (na região de origem) e após a migração (na região de destino). Em outras palavras, a inexistência de quesitos específicos relacionados às mudanças efetivas na forma de inserção ocupacional e produtiva das migrantes, respectivamente, nas regiões de origem e destino requer cautela para a interpretação dos resultados obtidos, visto que existem limitações para captar toda a complexidade do fenômeno em estudo.

O critério “última etapa” é utilizado para definir a condição de migração individual. Os quesitos “lugar de residência na data de referência da pesquisa” e “tempo de residência nesta localidade” são combinados para definir quem são os migrantes. Assim, migrante é o indivíduo que reside há no máximo 04 anos na UF de realização da pesquisa, independentemente de seu local de nascimento. Ademais, ao considerar o desenho amostral da PNAD e sua limitada desagregação espacial, optou-se por não realizar recortes dos movimentos migratórios segundo regiões de origem. Simultaneamente, ciente da influência das expressivas heterogeneidades regionais brasileiras para a composição desses deslocamentos, optou-se por introduzir uma variável indicadora de residência em região metropolitana na data de realização da pesquisa, ou seja, na região de destino, para captar, em alguma medida, a complexidade relacionada à efetiva inserção produtiva das migrantes em seu novo contexto social. Nos grandes centros urbanos metropolitanos geralmente existem mais oportunidades de trabalho e rendimento, todavia, a efetiva inserção no mercado de trabalho está relacionada à adequação do perfil das migrantes à estrutura produtiva local.

Ressalta-se que foram realizados os seguintes recortes para diminuir o grau de heterogeneidade amostral: (i) foram mantidos na base indivíduos com idade entre 15 e 65 anos, pois o interesse é analisar a inserção produtiva; (ii) indivíduos que se declaram indígenas e amarelos foram excluídos em virtude de sua pequena participação no total da amostra; e (iii) foram excluídos indivíduos residentes em domicílios improvisados, coletivos ou sem chefe.

A Tabela 1 apresenta a composição amostral por ano e a evolução da proporção dos migrantes durante o período analisado. Observa-se uma redução da importância relativa dos migrantes. Essa tendência pode estar relacionada ao aumento da incerteza referente às possibilidades de inserção produtiva em um contexto de retração da atividade econômica, conforme salientam [Lima, Simões e Hermeto \(2016\)](#).

3.2 Metodologia

Pretende-se mensurar os determinantes salariais no Brasil entre 2002 e 2015. Ênfase especial é concedida à influência da condição de migração, sexo e cor dos indivíduos, pois o objetivo é testar a existência de retornos salariais negativos para mulheres migrantes pretas e pardas. São utilizados indicadores ocupacionais, de atividade e educacionais como variáveis de controle. O exercício é realizado por meio de um modelo de regressão com base na equação de determinação salarial proposta por [Mincer \(1974\)](#), considerando o viés de seleção amostral (relacionado, inclusive, à segmentação existente nos mercados de trabalho). A estimação será realizada pelo ajuste de duas etapas proposto por [Heckman \(1979\)](#) para viés de seleção amostral.

Tabela 1: Composição amostral

	Não migrantes		Migrantes		Amostra
2002	240 091	95,4%	11 679	4,6%	251 770
2003	241 589	95,4%	11 646	4,6%	253 235
2004	251 927	95,6%	11 521	4,4%	263 448
2005	258 966	95,6%	11 990	4,4%	270 956
2006	262 532	95,9%	11 357	4,1%	273 889
2007	257 533	96,0%	10 609	4,0%	268 142
2008	253 341	95,9%	10 943	4,1%	264 284
2009	260 265	96,0%	10 917	4,0%	271 182
2011	236 079	96,0%	9 775	4,0%	245 854
2012	238 924	95,9%	10 169	4,1%	249 093
2013	240 082	96,1%	9 796	3,9%	249 878
2014	241 404	96,1%	9 876	3,9%	251 280
2015	239 078	96,5%	8 610	3,5%	247 688

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

É importante destacar que a equação minceriana de determinação de salários é a base de uma ampla literatura empírica. Por exemplo, segundo [Reis e Machado \(2016\)](#), a magnitude da relação entre nível de escolaridade e salários tem sido amplamente estudada a partir da proposta de [Mincer \(1974\)](#). A equação salarial é capaz de mensurar diferenciais salariais e os retornos proporcionados por determinadas características individuais, como escolaridade, condição de migração, realizando, simultaneamente, o controle de características observáveis e não observáveis. A análise é extremamente interessante para a problemática proposta devido às especificidades observadas entre grupos. Será possível determinar em que medida a segmentação laboral por sexo e cor tem afetado negativamente o rendimento do trabalho de mulheres pretas e pardas, bem como se o retorno positivo da migração persiste para esse grupo.

A equação de determinação salarial é descrita pela fórmula 1:

$$\ln\left(\frac{\text{salrio}}{\text{hora}}\right) = \beta_1 + \beta_2 \text{mulher}_i + \beta_3 \text{branca}_i + \beta_4 \text{idade}_i + \beta_5 \text{exp_prof}_i + \beta_6 \text{chefe}_i \\ + \beta_7 \text{grupeduc}_i + \beta_8 \text{migrante}_i + \beta_9 \text{metropolitana}_i + \beta_{10} \text{formal}_i \\ + \beta_{11} \text{dummies de controle}(\text{grupativ}, \text{grupocup e interaes})_i + \epsilon_i \quad (1)$$

As variáveis utilizadas na análise, todas construídas a partir dos microdados da PNAD, estão descritas na Tabela 2. Na equação (1), ϵ_i representa o erro aleatório com $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Serão estimados 05 modelos com configurações específicas: Modelo 01 com *dummies* para grupos de atividade econômica¹, Modelo 02 com *dummies* para grupos de ocupação² e Modelos 03, 04 e 05 com

¹Grupos de atividade: agrícola, indústria de transformação, outras indústrias, construção, comércio, alojamento, transporte, administração pública, educação e saúde, serviços domésticos e outros serviços.

²Grupos de ocupação: dirigentes em geral, profissionais das ciências e das artes, técnicos de nível médio, trabalhadores de serviços administrativos, trabalhadores dos serviços, vendedores

Tabela 2: Descrição das variáveis

Variável	Nome	Descrição
ln_sal_hora	Salário por hora	Logaritmo natural do salário por hora do trabalhador.
mulher	Sexo feminino	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se mulher e 0 caso contrário.
branca	Cor branca	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo é branco e 0 caso contrário.
idade	Idade	Idade em anos.
exp_prof	Experiência profissional	<i>Proxy</i> para experiência profissional, que é igual ao quadrado da idade do indivíduo.
chefe	Responsável pelo domicílio	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo é o responsável pelo domicílio e 0 caso contrário.
migrante	Condição de migração	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se migrante e 0 caso contrário. O critério de migração é o tempo de residência na UF (no máximo 04 anos).
grupeduc_0a3	Grupo de escolaridade 0 a 3 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_4a7	Grupo de escolaridade 4 a 7 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_8a10	Grupo de escolaridade 8 a 10 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_11a14	Grupo de escolaridade 11 a 14 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_15	Grupo de escolaridade 15 ou mais	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
metropolitana	Área Metropolitana	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se reside em área metropolitana e 0 caso contrário.
formal	Emprego formal	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupativ	Grupos de atividade	Conjunto de variáveis <i>dummies</i> indicadoras dos setores de atividade econômica.
grupocup	Grupos de ocupação	Conjunto de variáveis <i>dummies</i> indicadoras dos grupos ocupacionais.
domestico	Trabalho doméstico	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
mulher_pparda	Mulher preta e parda	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
mulher_pparda_grupeduc_0a3	Mulher preta e parda com baixa escolaridade	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

a inclusão de variáveis de interações entre sexo, cor, escolaridade e condição de migração.

A análise dos determinantes salariais necessita incluir o controle de seleção amostral. Heckman (1979) discute o viés resultante do uso de amostras não aleatórias para estimar relações comportamentais. Segundo o autor, o viés de seleção amostral pode resultar de duas questões: a auto seleção pelos indivíduos que são analisados ou as decisões de seleção feitas pelos analistas. Ele exemplifica que ao considerar um migrante que opta entre um número de distintas possibilidades de local de destino, se a regra de auto seleção é migrar para a região com maior renda, a função de regressão será caracterizada pela mesma regra e poderá não representar uma estimativa confiável dos rendimentos (HECKMAN, 1979). Assim, comparações entre salários de migrantes e não-migrantes resultam em um viés de estimação.

Para tratar essa questão, os parâmetros do modelo de determinação salarial serão estimados por intermédio do modelo de seleção amostral de Heckman em dois estágios. O modelo permite o uso de uma combinação de técnicas simples de regressão (como os Mínimos Quadrados Ordinários) para estimar funções comportamentais livres do viés de seleção no caso de amostras não aleatórias.

O modelo econométrico estimado assume, inicialmente, que as variáveis apresentam uma relação linear. A forma funcional é definida como:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Na qual $\ln(w_{it})$ é o logaritmo do salário por hora (rendimento do trabalho principal/horas trabalhadas), X é um vetor de características individuais produtivas e não produtivas, μ é o termo de erro.

Em seguida, inclui-se uma variável de migração, que indica a condição de migração individual. Logo, o modelo será especificado como:

$$\ln(w_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 M_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Espera-se que, devido ao viés de seleção, o termo de erro seja correlacionado com a condição de migração, ou seja, que existam características não observáveis que afetem tanto os salários quanto a probabilidade de migrar.

A equação anterior não pode ser estimada diretamente por MQO visto que M é uma variável relacionada ao logaritmo do salário, ou seja, a decisão de migrar é tomada com base nos ganhos esperados. Para contornar tal problema, recorre-se à correção de Heckman (1979). Para a primeira etapa da correção, é utilizado um modelo *probit* para estimar a Razão Inversa de Mills (λ_{it}) (sua significância estatística indicará a importância -ou não- de realizar o controle de viés de seleção amostral). A Razão Inversa de Mills pode ser escrita como $\lambda_i = (\varphi(Z_i))/(1 - \Phi(Z_i))$, onde φ e Φ são, respectivamente, a função densidade e a função distribuição para uma variável normal padrão e Z_i é uma variável latente relacionada à condição de migração (HECKMAN, 1979). Em seguida, a razão inversa de Mills é incluída na equação:

$$\ln(w_{it}) = \alpha X_{it} + \beta M_{it} + \gamma \lambda_{it} + z_{it} \quad (4)$$

e prestadores dos serviços do comércio, trabalhadores agrícolas, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção e membros das forças armadas e auxiliares.

Tabela 3: Estatísticas descritivas (variáveis selecionadas)

	2002				2015			
	Média	D-P	Min.	Max.	Média	D-P	Min.	Max.
ln_sal_hora	2,83	1,27	0,00	8,76	3,39	1,17	0,00	10,31
mulher	0,53	0,50	0,00	1,00	0,52	0,50	0,00	1,00
branca	0,49	0,50	0,00	1,00	0,41	0,49	0,00	1,00
idade	34,53	13,63	15,00	65,00	37,35	14,20	15,00	65,00
chefe	0,36	0,48	0,00	1,00	0,39	0,49	0,00	1,00
grupeduc_0a3	0,23	0,42	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00
grupeduc_4a7	0,31	0,46	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
grupeduc_8a10	0,19	0,39	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
grupeduc_11a14	0,22	0,41	0,00	1,00	0,34	0,48	0,00	1,00
grupeduc_15	0,05	0,22	0,00	1,00	0,10	0,30	0,00	1,00
migrante	0,05	0,21	0,00	1,00	0,03	0,18	0,00	1,00
metropolitana	0,39	0,49	0,00	1,00	0,37	0,48	0,00	1,00
formal	0,42	0,49	0,00	1,00	0,56	0,50	0,00	1,00
Setor de Atividade (participação >10%)								
agricola	0,18	0,38	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00
ind_transf	0,14	0,35	0,00	1,00	0,13	0,33	0,00	1,00
comercio	0,19	0,39	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
educ_saude	0,10	0,30	0,00	1,00	0,12	0,32	0,00	1,00
serv_domes	0,10	0,30	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00
Ocupação (participação >10%)								
trab_serv	0,21	0,41	0,00	1,00	0,20	0,40	0,00	1,00
vendedores	0,11	0,31	0,00	1,00	0,11	0,31	0,00	1,00
trab_producao	0,25	0,43	0,00	1,00	0,26	0,44	0,00	1,00
trab_agric	0,18	0,38	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002/2015).

na qual X é um vetor de características produtivas e não produtivas, M é a variável indicadora de migração, λ é a Razão Inversa de Mills³ e z é o termo de erro. Essa equação pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As variáveis utilizadas são aquelas descritas na Tabela 1, cujas estatísticas descritivas podem ser visualizadas na Tabela 3.

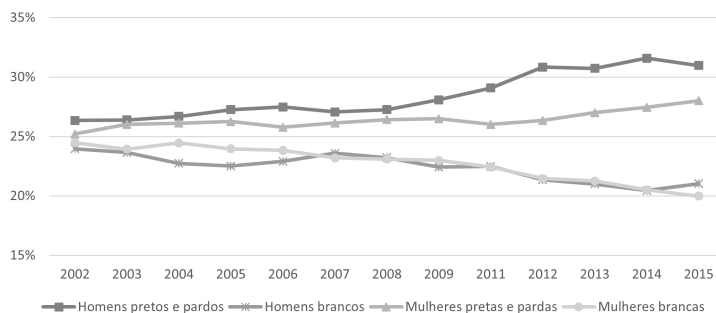
4 Resultados e discussão

4.1 Migração feminina e inserção produtiva

Segundo os critérios estabelecidos para a análise, as mulheres representam em média 49,1% dos migrantes entre 2002 e 2015. Há indícios de que a seletividade por sexo, que havia diminuído na primeira metade da década de 2000, voltou a se expandir, pois apesar da estabilidade da razão entre homens e mulheres migrantes, os dados recentes indicam um pequeno aumento da participação masculina (especialmente após a deflagração da crise fiscal e econômica em 2014). Para uma análise mais específica, a Figura 1 traça um perfil dos migrantes por cor/raça. Observa-se um aumento da participa-

³A Razão Inversa de Mills (RIM) é incorporada à equação salarial como variável explicativa para controlar a endogeneidade, ou seja, a parte do termo de erro pela qual a decisão de migrar influencia o salário individual. Se a RIM for significativa, há viés de seleção amostral (a decisão de migrar influencia os salários, ou seja, fatores não mensurados que afetam a migração também elevam os salários). Logo, a correção deve ser aplicada para que as estimativas dos parâmetros sejam consistentes e não viesadas (HECKMAN, 1979).

Figura 1: Proporção de migrantes por sexo e cor (Brasil, 2002-2015)



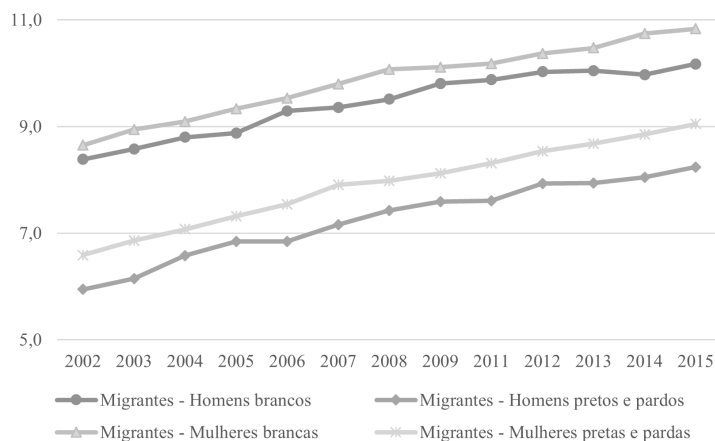
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

ção relativa de homens e mulheres pretos e pardos (respectivamente, 05 e 03 p.p.). A análise descritiva parece indicar a redução da seletividade por cor, característica historicamente observada nas principais trajetórias migratórias brasileiras (LIMA; SIMÕES; HERMETO, 2016).

Entre os migrantes, houve uma expansão significativa (aproximadamente 13 p.p.) da proporção de mulheres chefes de domicílio (de 21% em 2002 para 33,6% em 2015), com média um pouco inferior àquela observada para as não migrantes (27,4% versus 31,8%, respectivamente). Ou seja, apesar de os homens continuarem a desempenhar majoritariamente essa função (proporção média igual a 72,6% para migrantes e 68,2% para não migrantes), é inegável o aumento da quantidade de domicílios chefiados por mulheres no Brasil, fenômeno provavelmente relacionado à dinamização da inserção produtiva feminina. Esse aumento ajuda a sustentar a ideia de que as mulheres participam mais ativamente da decisão de migrar (ou não) e desempenham cada vez menos papel secundário ou passivo (DONATO *et al.*, 2006; HONDAGNEU-SOTELO, 2011).

As migrantes brancas possuem os maiores níveis de educação entre os grupos analisados, durante todo o período (Figura 2). Além disso, as migrantes são mais escolarizadas que suas contrapartes masculinas da mesma cor/raça e os migrantes, à exceção dos homens pretos e pardos, são tão ou mais escolarizados que os não migrantes. Hamilton (2015) sugere que a discriminação laboral sofrida por mulheres no mercado de trabalho das suas regiões de origem as faz perceber maiores retornos sobre o seu capital humano ao migrar para o local de destino. Esta seria uma explicação possível para o nível educacional mais alto das migrantes.

Ressalta-se que a proporção de migrantes (mulheres e homens) da mesma cor/raça com 15 ou mais anos de escolaridade permanece bastante próxima entre 2002 e 2012, momento em que a proporção de migrantes altamente escolarizadas começa a crescer em relação aos homens. Há enorme disparidade nessa porcentagem entre migrantes de distintas cores/raça. Por exemplo, as mulheres brancas com 15 ou mais anos de escolaridade representavam aproximadamente 8 pontos percentuais a mais que as pretas e pardas em 2002 (11,5% versus 3,6%); em 2015 essa distância aumentou para 16 p.p. (26,1% versus 9,9%). A porcentagem de migrantes brancos - independentemente do sexo - com 15 ou mais anos de escolaridade supera sempre a de não migrantes, enquanto o contrário é verdade para os migrantes pretos e pardos.

Figura 2: Escolaridade média para grupos selecionados (Brasil, 2002-2015)

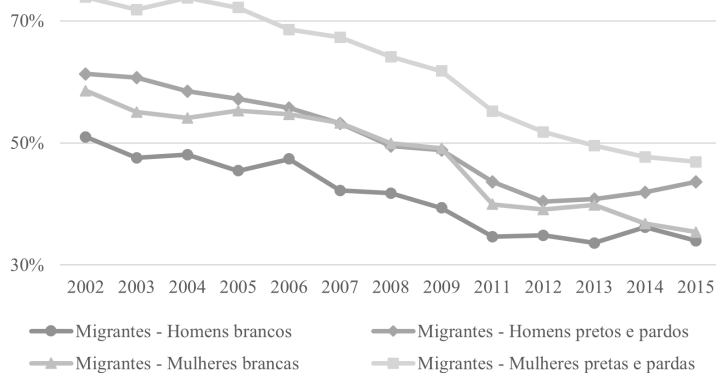
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

Em relação aos indicadores ocupacionais, um percentual maior de mulheres faz parte da categoria inativo em comparação aos homens entre 2002 e 2015 (a diferença é sempre de pelo menos 20 pontos percentuais). Em se tratando da situação ocupacional dos migrantes, há também uma diferença significativa entre os sexos. O percentual de homens desocupados oscila entre 2,5% e 3,8% em todos os anos, enquanto para as mulheres esse número fica entre 6,2% e 8,9%.

Para mensurar a informalidade, foi construída uma variável *proxy* a partir dos quesitos “posição na ocupação no trabalho principal” e “contribuição para instituto de previdência no trabalho principal” da PNAD. Assim, são considerados trabalhadores informais aqueles que declararam uma das seguintes opções: empregado sem declaração de Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), trabalhador doméstico sem declaração de CTPS, trabalhador conta-própria não contribuinte para instituto de previdência, empregador sem contribuição para instituto de previdência, trabalhador sem remuneração, trabalhador na produção para consumo próprio e trabalhador na construção para uso próprio⁴.

A Figura 3 permite observar o percentual de indivíduos em situação de informalidade entre 2002 e 2015 por grupos selecionados. É interessante perceber que a disparidade inicial entre homens e mulheres migrantes inseridos no setor informal diminuiu, principalmente entre indivíduos brancos (em média, de 10 p.p. para 2 p.p.). Por estarem mais sujeitas ao desemprego e à informalidade do que os homens, as migrantes possuem uma posição de vulnerabilidade social, principalmente as pretas e pardas, como argumentam [Dutra \(2013\)](#) e [Morokvašić \(2015\)](#).

⁴Para mensurar a informalidade, foi construída uma variável *proxy* a partir dos quesitos “posição na ocupação no trabalho principal” e “contribuição para instituto de previdência no trabalho principal” da PNAD. Assim, são considerados trabalhadores informais aqueles que declararam uma das seguintes opções: empregado sem declaração de Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), trabalhador doméstico sem declaração de CTPS, trabalhador conta-própria não contribuinte para instituto de previdência, empregador sem contribuição para instituto de previdência, trabalhador sem remuneração, trabalhador na produção para consumo próprio e trabalhador na construção para uso próprio.

Figura 3: Informalidade para grupos selecionados (%) (Brasil, 2002-2015)

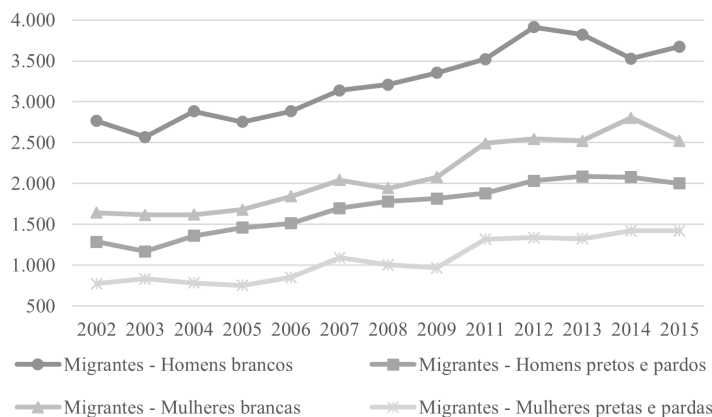
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

Os principais setores de atividade nos quais estão inseridos os migrantes do sexo masculino são construção civil, comércio, agricultura e indústria de transformação (64% em média entre 2002 e 2015). As migrantes concentram-se nas atividades de serviços domésticos, educação e saúde e comércio (51,8%). Interessa apontar que os migrantes realizam atividades tipicamente associadas a seus sexos. Enquanto o setor agrícola e a construção são percebidos socialmente como ocupações masculinas, os serviços domésticos e a saúde e educação são estereotipados como femininos (cuidados com o lar, os idosos e as crianças). Diversas autoras (BOYD; GRIECO, 2003; LISBOA, 2007; RODRIGUES, 2017) ressaltam que os estereótipos de sexo afetam o tipo de trabalho a ser realizado pelas migrantes. Isto é, a associação da mulher com o papel de dona de casa e responsável pelos filhos pode condicionar as migrantes a atuarem em setores considerados femininos.

A afirmação de que as migrantes estão restritas a poucos setores e possuem possibilidades de trabalho reduzidas em comparação aos homens, aventada por Parella Rubio (2005), não é sustentada pela análise dos dados, pois as proporções são similares para os dois grupos (em média, 05 setores concentram 70% dos trabalhadores migrantes – tanto para homens como para mulheres).

Houve uma queda significativa do percentual de migrantes ocupadas com o serviço doméstico entre 2002 e 2015: de 28,6% para 13,9%. A diminuição da importância do trabalho doméstico para as migrantes no Brasil vai de encontro ao que tem ocorrido no âmbito internacional, especialmente na América Latina (ILO, 2018)⁵. Ressalta-se que as migrantes pretas e pardas são o grupo com maior proporção de trabalhadores domésticos (em média 26,45%), seguidas por mulheres brancas (12,3%). A inserção no serviço doméstico para

⁵O escopo do artigo não permite identificar as efetivas causas dessa redução. Uma provável explicação estaria relacionada ao fato de essas mulheres representarem um grupo bastante expressivo no conjunto dos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF): as contrapartidas exigidas para o recebimento do benefício, vinculadas ao cuidado materno, poderiam estar associadas à redução desse tipo de atividade (ou seja, um potencial trade off entre trabalho doméstico e cuidado materno no próprio domicílio). Passos e Waltenberg (2016), por exemplo, analisam dados da PNAD e encontram indícios de que o PBF reduz as horas trabalhadas e aumenta o tempo de cuidado doméstico para mulheres. O tema é relevante e exige um trabalho mais amplo de investigação.

Figura 4: Rendimento do trabalho para grupos selecionados (Brasil, 2002-2015)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015). R\$ de 2017.

os homens (brancos, pretos e pardos) é pouco significativa (inferior a 2% no período).

Em relação à inserção ocupacional dos migrantes, os homens desempenham funções relacionadas majoritariamente à produção de bens e serviços (34,2%) e ao trabalho agrícola (15,6%), enquanto as mulheres estão inseridas principalmente nas ocupações de serviços (34,3%) e vendas (13,5%). Esses resultados são consistentes com as análises de [Parella Rubio \(2005\)](#) para o mercado de trabalho espanhol e por [Dutra \(2013\)](#) para nicaraguenses na Costa Rica, filipinas na Itália, colombianas no Equador, brasileiras nos Estados Unidos, paraguaias no Brasil e haitianas na República Dominicana.

Por fim, o rendimento do trabalho no período 2002-2015 para grupos selecionados é apresentado na Figura 4. Os homens brancos possuem uma renda superior a todos os outros grupos (rendimento médio de R\$ 3232,5). Eles são seguidos, respectivamente, por mulheres brancas (R\$ 2103,2), homens pretos e pardos (R\$ 1704,9) e mulheres pretas e pardas (R\$ 1068,1). Entre os grupos analisados, apenas as migrantes pretas e pardas possuem rendimentos inferiores aos não migrantes (R\$ 1584,40). Supõe-se que uma provável justificativa para essas especificidades por grupos de cor esteja relacionada ao fato de os migrantes brancos possuírem maiores chances de serem positivamente selecionados (ou seja, responderem a fatores de atração na região de destino, como maior remuneração ao capital humano), ao passo que os migrantes pretos e pardos, especialmente as mulheres, podem possuir maior probabilidade de serem negativamente selecionados (isto é, responderem a fatores de repulsão na região de origem), conforme ressalta a NEML ([STARK; BLOOM, 1985](#))⁶. Ressalta-se que as mulheres possuem rendimentos muito inferiores aos homens da mesma cor. A renda de trabalho das migrantes brancas na média do período representa 65,1% do rendimento dos migrantes brancos, enquanto as migrantes negras recebem em média 62,6% do rendimento dos migrantes pretos e pardos e 33% do rendimento dos migrantes brancos.

⁶A efetiva comprovação dessas hipóteses é limitada pela inexistência de quesitos na PNAD relacionados à situação ocupacional e de rendimento anterior à efetivação da migração.

4.2 Migração feminina e retornos salariais

A caracterização produtiva e ocupacional das migrantes no Brasil entre 2002 e 2015 indica a provável existência de tríplex discriminação: segregação laboral por sexo, cor e *status* de migrante. Assim, são estimadas equações de determinação salarial para 2002 e 2015 com o intuito de analisar como essas características estão associadas aos retornos pecuniários auferidos no trabalho principal.

A análise dos resultados das regressões permite mostrar que durante esses dois anos, algumas variáveis apontadas como importantes para o posicionamento no mercado de trabalho afetam significativamente os salários no Brasil. Em especial, destaca-se o sexo, a cor/raça, a condição de migração, a chefia de domicílios, o emprego formal e o nível de educação. As estimativas dos modelos podem ser visualizadas nas Tabelas 04 a 08 no final da seção.

Em todos os modelos estimados, o sexo é uma variável importante para a determinação dos salários. Como apontado pela literatura e observado durante a análise da seção 3.1, as mulheres tendem a receber salários inferiores aos homens. Nos modelos que incluem variáveis *dummies* indicadoras de setor de atividade ou ocupação, esse diferencial é de aproximadamente 40%. Por exemplo, no Modelo 01, ser mulher gera uma queda de 44,6% e 41,8% no logaritmo do salário/hora nos anos 2002 e 2015, respectivamente. Nos modelos sem esses controles, por exemplo, no Modelo 04, esse percentual é menor, representando uma diminuição de 28,4% e 29,1%, respectivamente. Apesar dos avanços relacionados à emancipação feminina e do aumento de sua participação nos mercados de trabalho no período recente, a segmentação laboral por sexo persiste e pode gerar retornos salariais negativos, conforme afirmam Mantovani, Souza e Gomes (2020).

Observa-se que a variável branca é positivamente correlacionada com os salários (as estimativas são estatisticamente significativas a 1%, independente do ano ou modelo analisado). No Modelo 01, a cor/raça branca está associada a um aumento no logaritmo dos salários de 15,5% e 17,3% em 2002 e 2015, respectivamente. Há indícios de persistência da segmentação laboral por cor a despeito das políticas de combate à pobreza e de inclusão educacional adotadas no período pós-2000. Destaca-se que a variável não é estatisticamente significativa em relação à migração (estágio 02), ou seja, a cor não parece afetar a condição de migração individual nos dois anos analisados.

A idade tem um impacto positivo, embora pequeno, sobre a determinação salarial. Apesar de ser estatisticamente significativa, a experiência profissional parece ter pouca influência sobre a determinação salarial. Possivelmente um reflexo da *proxy* utilizada (idade elevada ao quadrado).

Ser chefe de domicílio é também uma variável que aparenta ter influência significativa sobre a determinação dos salários. Em todos os modelos estimados, essa variável é estatisticamente significativa a 1%. No modelo 01, por exemplo, a chefia domiciliar está associada a um retorno de 34,9% no logaritmo do salário em 2002 e 19,3% em 2015. Embora não seja possível comparar diretamente os modelos, é interessante notar que a magnitude do coeficiente em 2002 para todos os modelos é maior do que em 2015, o que pode estar relacionado ao aumento da inserção ocupacional de cônjuges ou outras pessoas do domicílio (*i.e.*: filhos e enteados).

As variáveis que tratam dos retornos à educação são bastante importantes para a determinação salarial no Brasil. A educação formal continua a ser um

importante fator de diferenciação salarial, logo, políticas destinadas a estimular a empregabilidade individual devem contribuir para a redução da desigualdade educacional. Os coeficientes dessas variáveis são positivos e crescentes em relação ao nível de escolaridade, ou seja, as variáveis *dummy* que indicam maior escolaridade possuem coeficientes com magnitude maior em todos os modelos, tanto para 2002 quanto para 2015, o que corrobora a existência de um prêmio educacional (ou efeito-diploma) (REIS; MACHADO, 2016).

Em adição, observa-se um fenômeno interessante entre as variáveis de educação e a condição de migração (estágio 02). Ao considerar os resultados para 2002, os grupos de educação “intermediários” (entre 4 e 7 anos e entre 8 e 10 anos) possuem coeficientes com sinal negativo, enquanto os de escolaridade mais alta (entre 11 e 14 anos e 15 anos ou mais) possuem coeficientes com sinal positivo. É importante salientar que a categoria de referência é o grupo de escolaridade baixa (0 a 3 anos), ou seja, os resultados indicam que indivíduos de baixa escolaridade possuíam maior probabilidade de migrar em comparação aos indivíduos de escolaridade intermediária. Uma provável justificativa para esse resultado refere-se ao fato de seus incentivos para o deslocamento estarem relacionados a condições de pobreza e miséria e às escassas oportunidades de emprego e renda nas localidades de origem (situação oposta à migração do capital humano), conforme salientam Lima, Simões e Hermeto (2016). No entanto, os resultados para 2015 são distintos, sendo os coeficientes para os níveis de escolaridade considerados intermediários positivos e significantes. Essa mudança de sinal nesses coeficientes ao longo do tempo é interessante de ser observada, pois indica uma possível alteração no comportamento dos migrantes de baixa escolaridade (0 a 3 anos de estudo), de uma maior para menor probabilidade de migrar em comparação com aqueles de média e alta escolaridade. Uma provável justificativa para essa tendência pode estar relacionada à hipótese de que os programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, implementados a partir da primeira metade dos anos 2000, tenham contribuído para melhorar as condições de vida dos migrantes pouco escolarizados nas suas regiões de origem, desincentivando o seu deslocamento, conforme ressaltam Fontes, Jacinto e França (2019)⁷.

A variável metropolitana é estaticamente significativa a 1% para todos os anos e modelos analisados. Ela é positiva e os coeficientes para o Modelo 01, por exemplo, são de 0,125 em 2002 e 0,147 em 2015. Residir em região metropolitana em 2002 e 2015 parece ter um impacto positivo sobre o salário dos trabalhadores. Esse resultado corrobora a ideia de que existe um prêmio salarial urbano (ANTUNES, 2018).

Observa-se também que a variável indicadora de emprego formal parece ser muito importante para a determinação salarial. Ela é positiva em todos os anos e modelos, indicando que o emprego formal aumenta o salário durante os anos analisados. Nota-se que, no Modelo 02, a formalização dos migrantes aumenta em 40,3% o logaritmo dos salários no ano de 2002 e 41,2% no ano de 2015.

Todos os modelos confirmam a hipótese de que a migração está associada a retornos salariais positivos, pois, em geral os indivíduos que possuem maior probabilidade de migrar são positivamente selecionados (STARK; BLOOM, 1985).

⁷Os autores analisam os microdados do Censo Demográfico 2010 para estimar os efeitos do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a migração inter-regional brasileira. As estimativas obtidas via *Propensity Score Matching* indicam que o PBF tende a fixar os indivíduos no território, mesmo para não naturais da localidade.

Mais especificamente, as estimações do estágio 02 indicam que indivíduos mais escolarizados possuem maior probabilidade de efetivar o deslocamento (são mais propensos ao risco e possuem maior competitividade no mercado de trabalho, por exemplo), logo, esse processo tende a proporcionar salários mais favoráveis na região de destino, resultado captado pelas estimações do estágio 01 (os coeficientes da variável *migrante* são positivos e significativos a 1% em todos os modelos e anos analisados). Por exemplo, no Modelo 5, a condição de migração aumenta, em 2002, o logaritmo dos salários em aproximadamente 12,3%; em 2015, 17,8%.

Ademais, é possível perceber que a razão inversa de Mills é estatisticamente significativa a 1% em todos os modelos estimados, para os dois anos. Consequentemente, demonstra-se a existência de viés de seleção amostral, justificando o uso da correção em duas etapas de Heckman para a realização dos modelos de estimação.

A especificidade do Modelo 01 refere-se às variáveis *dummy* que indicam setor de atividade. Percebe-se que todas essas variáveis são estatisticamente significativas a 1% e positivas nos dois anos analisados. Os setores de atividade que possuem coeficientes com maiores magnitudes (em comparação à categoria de referência – agrícola) são serviços, especialmente administração pública (1,345 em 2002 e 1,561 em 2015) e educação e saúde (1,333 em 2002 e 1,372 em 2015). Os setores de atividade com menores coeficientes são alojamento (0,850 em 2002 e 1,036 em 2015) e construção civil (0,979 em 2002 e 1,146 em 2015).

Alternativamente, o Modelo 02 considera variáveis *dummy* que se referem à ocupação. Todas são estaticamente significativas e positivas, em 2002 e 2015, e parecem ser relevantes para a determinação dos salários dos migrantes. Destaca-se que vendedores possuem os menores coeficientes (0,998 em 2002 e 1,087 em 2015) e dirigentes, os maiores (1,633 em 2002 e 1,609 em 2015), ambos em comparação à categoria de referência trabalho agrícola.

É importante ressaltar que a dificuldade de inserção das migrantes, especialmente as pretas e pardas, nos setores e ocupações que fornecem os maiores retornos salariais (verificada na análise descritiva realizada anteriormente) evidencia que seu processo de inserção ocupacional tende a ser desfavorável, com consequências expressivas sobre a composição da sua renda.

Os Modelos 03, 04 e 05 possuem ênfase na inclusão de variáveis indicadoras de interações entre sexo, cor, nível educacional e migração. O Modelo 03 possui ainda a variável *dummy* indicadora de trabalho doméstico. Essa variável é estatisticamente significativa para os dois períodos analisados e positiva, sendo seu sinal inesperado. Possivelmente, a forma como a variável foi construída, incluindo trabalhadores domésticos formalizados, pode explicar em parte esse resultado.

Sobre as variáveis de interações, o Modelo 03 inclui um indicador para mulheres pretas e pardas. Seu coeficiente é negativo e significativo (-0,170 em 2002 e -0,410 em 2015). Esse resultado reforça a análise e enfatiza que as mulheres pretas e pardas possuem uma situação de grande vulnerabilidade ocupacional.

O Modelo 04 utiliza uma variável *dummy* que combina mulheres pretas e pardas com baixo nível de escolaridade (entre 0 e 3 anos). Suas estimativas são negativas e significativas para os dois anos analisados, indicando que essas mulheres estão altamente sujeitas a menores salários, possivelmente devido à

Tabela 4: Modelo 01 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,446*** (0,008)	-0,418*** (0,008)	-0,612*** (0,006)	-0,682*** (0,006)
branca	0,155*** (0,005)	0,173*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,064*** (0,002)	0,045*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,0000)	-0,000*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,349*** (0,007)	0,193*** (0,005)	0,487*** (0,008)	0,294*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,170*** (0,007)	0,138*** (0,009)	-0,013* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,320*** (0,008)	0,243*** (0,009)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,660*** (0,008)	0,385** (0,009)	0,192*** (0,009)	0,370*** (0,009)
grupeduc_15	1,493*** (0,012)	1,028*** (0,012)	0,469*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,086*** (0,011)	0,140*** (0,013)		
metropolitana	0,125*** (0,005)	0,147*** (0,005)		
formal	0,401*** (0,005)	0,435*** (0,005)		
ind_outras	1,199*** (0,026)	1,322*** (0,026)		
ind_transf	1,067*** (0,009)	1,084*** (0,010)		
construcao	0,979*** (0,010)	1,146*** (0,010)		
comercio	1,032*** (0,008)	1,060*** (0,009)		
alojamento	0,850*** (0,013)	1,036** (0,012)		
transporte	1,115*** (0,012)	1,120*** (0,012)		
adm_pub	1,345*** (0,012)	1,516*** (0,013)		
educ_saude	1,333*** (0,011)	1,372*** (0,011)		
serv_domest	1,223*** (0,010)	1,322*** (0,011)		
serv_outros	1,269*** (0,013)	1,323*** (0,013)		
_const	0,017 (0,035)	0,776*** (0,043)	-1,845*** (0,021)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,068*** (0,018)	-0,069*** (0,017)		
Insigma	-0,130*** (0,002)	-0,126*** (0,002)		
rho	-0,068*** (0,018)	-0,069*** (0,017)		
sigma	0,878 (0,002)	0,881 (0,001)		
lambda	-0,059 (0,016)	-0,061 (0,015)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 5: Modelo 02 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,393*** (0,007)	-0,388*** (0,007)	-0,612*** (0,006)	-0,681** (0,006)
branca	0,135*** (0,005)	0,150*** (0,005)	0,000 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,062*** (0,002)	0,047*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,338*** (0,007)	0,192*** (0,005)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,161*** (0,006)	0,135*** (0,009)	-0,126* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,285*** (0,008)	0,228*** (0,009)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,550*** (0,008)	0,335*** (0,009)	0,192*** (0,009)	0,369*** (0,009)
grupeduc_15	1,238*** (0,013)	0,840*** (0,012)	0,469*** (0,015)	0,641*** (0,012)
migrante	0,070*** (0,010)	0,121*** (0,013)		
metropolitana	0,120*** (0,005)	0,137*** (0,005)		
formal	0,403*** (0,005)	0,412** (0,005)		
dirigentes	1,633*** (0,127)	1,609*** (0,014)		
ciencias_artes	1,568*** (0,014)	1,665*** (0,013)		
tecnicos_medio	1,479*** (0,114)	1,453*** (0,122)		
trab_serv_adm	1,187*** (0,012)	1,210*** (0,012)		
trab_serv	1,112*** (0,008)	1,209*** (0,009)		
vendedores	0,998*** (0,009)	1,087*** (0,010)		
trab_producao	1,035*** (0,007)	1,129*** (0,008)		
forcas_armadas	1,493** (0,023)	1,753*** (0,023)		
_const	0,060* (0,033)	0,739*** (0,041)	-1,845*** (0,212)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,073*** (0,017)	-0,067*** (0,016)		
lnsigma	-0,138*** (0,002)	-0,132*** (0,002)		
rho	-0,072*** (0,017)	-0,067*** (0,016)		
sigma	0,871 (0,002)	0,876 (0,002)		
lambda	-0,063 (0,015)	-0,059*** (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015. (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 6: Modelo 03 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,381*** (0,009)	-0,347** (0,009)	-0,612*** (0,006)	-0,681*** (0,006)
branca	0,138*** (0,006)	0,153*** (0,007)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
mulher_pparda	-0,170* (0,010)	-0,410*** (0,010)		
idade	0,758*** (0,001)	0,507*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,389*** (0,007)	0,205*** (0,006)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,366*** (0,007)	0,310*** (0,009)	-0,013* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,650*** (0,008)	0,522*** (0,010)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	1,065*** (0,008)	0,765*** (0,009)	0,191*** (0,009)	0,369*** (0,009)
grupeduc_15	1,966*** (0,012)	1,534*** (0,011)	0,468*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,114*** (0,012)	0,162*** (0,014)		
metropolitana	0,287*** (0,005)	0,289*** (0,005)		
formal	0,601*** (0,005)	0,588*** (0,005)		
domestico	0,405*** (0,009)	0,392*** (0,010)		
_const	0,275*** (0,031)	1,218*** (0,041)	-1,844*** (0,021)	-2,796*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,051*** (0,013)	-0,048*** (0,014)		
lnsigma	-0,049*** (0,002)	-0,048*** (0,002)		
rho	-0,051*** (0,013)	-0,048*** (0,014)		
sigma	0,951 (0,002)	0,953 (0,002)		
lambda	-0,048 (0,013)	-0,046 (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 7: Modelo 04 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,284*** (0,007)	-0,291*** (0,007)	-0,611*** (0,006)	-0,681*** (0,005)
branca	0,124*** (0,005)	0,157*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,077*** (0,001)	0,054*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,401*** (0,007)	0,213*** (0,006)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,006)
grupeduc_4a7	0,328*** (0,008)	0,260*** (0,010)	-0,013*** (0,008)	0,153*** (0,009)
grupeduc_8a10	0,593*** (0,009)	0,462*** (0,010)	-0,057*** (0,009)	0,161*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,978*** (0,009)	0,681*** (0,010)	0,190*** (0,009)	0,368*** (0,009)
grupeduc_15	1,868*** (0,012)	1,431*** (0,012)	0,467*** (0,015)	0,639*** (0,012)
migrante	0,125*** (0,012)	0,166*** (0,014)		
metropolitana	0,304*** (0,005)	0,300*** (0,005)		
formal	0,592*** (0,005)	0,569*** (0,005)		
mulher_pparda_grupeduc_0a3	-0,176*** (0,013)	-0,255*** (0,018)		
_const	0,307*** (0,031)	1,211*** (0,031)	-1,843*** (0,021)	-2,796*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,039*** (0,013)	-0,033** (0,013)		
Insigma	-0,044*** (0,002)	-0,043*** (0,001)		
rho	-0,039 (0,013)	-0,033 (0,014)		
sigma	0,957 (0,002)	0,957 (0,002)		
lambda	-0,037 (0,012)	-0,032 (0,013)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.

(***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 8: Modelo 05 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,307*** (0,007)	-0,308*** (0,007)	-0,612*** (0,006)	-0,682*** (0,006)
branca	0,138*** (0,005)	0,165*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,076*** (0,002)	0,054*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,403*** (0,007)	0,212*** (0,006)	0,487*** (0,008)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,368*** (0,007)	0,318*** (0,009)	-0,013*** (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,633*** (0,008)	0,521*** (0,010)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	1,018*** (0,008)	0,740*** (0,010)	0,191*** (0,009)	0,368*** (0,009)
grupeduc_15	1,908*** (0,012)	1,490*** (0,012)	0,468*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,123*** (0,013)	0,178*** (0,016)		
metropolitana	0,304*** (0,005)	0,300*** (0,005)		
formal	0,592*** (0,006)	0,570*** (0,006)		
mulher_pparda_migrante	0,014 (0,030)	-0,058* (0,035)		
_const	0,284*** (0,031)	1,173*** (0,041)	-1,844*** (0,021)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,042*** (0,013)	-0,041*** (0,014)		
lnsigma	-0,043*** (0,002)	-0,043*** (0,002)		
rho	-0,042 (0,013)	-0,041 (0,014)		
sigma	0,958 (0,002)	0,958 (0,002)		
lambda	-0,041 (0,012)	-0,039 (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

segregação existente no mercado de trabalho, tendência apontada anteriormente.

Por fim, o Modelo 05 inclui uma variável *dummy* para captar o retorno salarial para mulheres pretas e pardas migrantes. De forma geral, a migração, conforme ressaltado na revisão teórica e a partir da variável *migrante* dos modelos estimados, gera retornos salariais positivos. A expectativa é avaliar se a efetivação do deslocamento pode minimizar a situação de vulnerabilidade das mulheres pretas e pardas. Os resultados encontrados indicam que essa possibilidade é pouco provável, pois as estimativas para 2002 não são significativas e o coeficiente para 2015 é negativo (-0,058) e significativo a 10%. Provavelmente o deslocamento de mulheres pretas e pardas está vinculado a condições desfavoráveis na origem e sua baixa qualificação inviabiliza uma inserção ocupacional/produtiva competitiva nas regiões de destino. A análise indica que essas mulheres podem sofrer tríplice discriminação no mercado de trabalho: sua cor/raça intersecciona com seu *status* de migrante e sexo, de tal forma que esse grupo está mais sujeito à inserção em atividades de maior precariedade e vulnerabilidade social. Consequentemente, seus retornos salariais são negativos.

De forma geral, os modelos analisados corroboram a literatura existente sobre segmentação por sexo e cor nos mercados de trabalho brasileiros. A interação entre ser mulher e preta/parda está associada a retornos salariais negativos no Brasil. Além disso, se essas mulheres são migrantes e possuem baixa escolaridade (entre 0 e 3 anos), tendem a auferir salários mais baixos, estando em maior posição de vulnerabilidade social e laboral. Ou seja, a migração para esse grupo específico de mulheres aparentemente não é capaz de quebrar o ciclo vicioso da pobreza.

5 Considerações finais

O artigo analisou a inserção das migrantes brasileiras nos mercados de trabalho entre 2002 e 2015. Objetivou compreender as distinções entre as migrantes de diferentes cores e verificar se a segregação laboral persiste no Brasil. Para isso, foi realizada, inicialmente, uma análise descritiva dos microdados da PNAD no período 2002-2015.

Observou-se que a proporção de migrantes diminuiu e que a seletividade por sexo, que havia diminuído na primeira metade da década de 2000, voltou a crescer a partir de 2014. Notou-se ainda um aumento dos migrantes pretos e pardos em detrimento dos brancos e uma expansão significativa das migrantes chefes de domicílio.

Em relação à educação dos migrantes, foi observado que as mulheres possuem maiores níveis de escolaridade que os homens da mesma cor/raça. Constatou-se uma grande disparidade nos níveis de escolaridade entre migrantes brancos e pretos e pardos.

No tangente à ocupação, foi possível perceber que o percentual de migrantes femininas inativas e desocupadas é consideravelmente maior do que o mesmo para migrantes do sexo masculino. Em adição, as migrantes possuem maiores níveis de informalidade que os homens, porém essa diferença diminuiu, especialmente a partir de 2009. A análise indicou que migrantes desempenham atividades tipicamente associadas aos seus sexos. Verificou-se que as migrantes estão menos concentradas em um número pequeno de ati-

vidades do que os migrantes do sexo masculino. Além disso, o percentual de migrantes ocupadas nos serviços domésticos diminuiu aproximadamente 50% no período analisado. Ademais, observou-se que as mulheres representam 92% dos migrantes inseridos no trabalho doméstico no Brasil e que as mulheres pretas e pardas são o grupo mais representado nessa ocupação. Os dados informam que as migrantes que trabalham nos serviços domésticos estão mais sujeitas à informalidade que as não-migrantes.

Foi possível perceber que as migrantes possuem rendimentos em média menores que os migrantes da mesma cor e que os migrantes brancos possuem rendimentos superiores aos migrantes pretos e pardos (ambos os sexos).

Foram realizados cinco exercícios de regressão com base nas equações de Mincer (1974), fazendo uso do método proposto por Heckman (1979) para correção de viés amostral. Em todos os modelos são analisados dois anos, 2002 e 2015.

Os resultados desses modelos são consistentes com a discussão de literatura e análise empírica realizadas. Salienta-se que fatores como sexo, cor, nível de escolaridade, chefia de domicílio, condição de migração e formalização são importantes para a determinação salarial no Brasil. As estimativas apontam uma correlação negativa entre sexo feminino e salários, ao passo que os coeficientes positivos para *dummies* de cor, condição de migração, chefia de domicílios e formalização indicam que as características cor branca, migrante, chefe de domicílio ou possuir emprego formal estão associadas a retornos salariais positivos.

Interessa destacar que os coeficientes negativos obtidos para as variáveis de interação entre mulher e cor, bem como mulher, cor e escolaridade, corroboram a hipótese de que as migrantes pretas e pardas, especialmente aquelas com menor grau de instrução, estão sujeitas a condições de vulnerabilidade social e ocupacional. Ou seja, a migração para essas mulheres aparentemente não é capaz quebrar o ciclo vicioso da pobreza. Esses resultados indicam a importância de políticas públicas que estimulem a empregabilidade de mulheres pretas e pardas no Brasil.

Referências

- ANTUNES, R. *Economia de aglomeração e prêmio salarial urbano: podemos ir adiante?* 2018. Disponível em: <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif454-28-32.pdf>.
- BOYD, M.; GRIECO, E. *Women and migration: incorporating gender into international migration theory*. 2003. Disponível em: <https://www.migrationpolicy.org/article/women-and-migration-incorporating-gender-international-migration-theory>.
- CRENSHAW, K. Documento para encontro de especialistas em aspectos da discriminação racial relativos ao gênero. *Estudos Feministas*, v. 10, n. 1, p. 171–188, 2002.
- DONATO, K. *et al.* A glass half full? Gender in migration studies. *International migration review*, v. 40, n. 1, p. 03–26, 2006.

- DUTRA, D. Mulheres, migrantes, trabalhadoras: a segregação no mercado de trabalho. *Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana*, v. 21, n. 40, p. 177–193, 2013.
- FARIA, G.; FERREIRA, M.; PAULA, A. Desinvizibilizando as mulheres em contexto migratório interno: interfaces entre migração, trabalho e gênero. In: SILVESTRE, L. (ed.). *Investigação científica nas ciências sociais aplicadas*. Ponta Grossa, PR: Atena Editora, 2019. v. 2. p. 105–120.
- FONTES, L.; JACINTO, P.; FRANÇA, M. Programas de transferência de renda e migração interna: evidências do Programa Bolsa Família. *Análise Econômica*, v. 37, n. 72, p. 39–78, 2019.
- FRANÇA, T. Entre reflexões e práticas: feminismos e militância nos estudos migratórios. *e-Cadernos CES*, v. 18, n. 1, 2012.
- HAMILTON, E. Gendered disparities in Mexico-U.S. migration by class, ethnicity, and geography. *Demographic Research*, v. 32, n. 1, p. 531–542, 2015.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979.
- HONDAGNEU-SOTELO, P. Estudios de género y migración: una revisión desde la perspectiva del siglo XXI. *Migraciones Internacionales*, v. 6, n. 1, p. 219–234, 2011.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2002 a 2015 – documentação dos microdados da amostra*. 2021. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/educacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?&t=microdados>.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION — ILO. *Care work and care jobs for the future of decent work*. 2018. Disponível em: https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_633135.
- KING-DEJARDIN, A. *The social construction of migrant care: at the intersection of care, migration and gender*. 2019. Disponível em: https://www.ilo.org/global/topics/labour-migration/publications/WCMS_674622/lang--en/index.htm.
- LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. Desenvolvimento regional, hierarquia urbana e condição de migração individual no Brasil entre 1980 e 2010. *EURE*, v. 4, n. 127, p. 55–85, 2016.
- LISBOA, T. Fluxos migratórios de mulheres para o trabalho reprodutivo: a globalização da assistência. *Estudos Feministas*, v. 15, n. 3, p. 805–821, 2007.
- MANTOVANI, G.; SOUZA, S.; GOMES, M. Ocupação e gênero: uma análise dos efeitos da segmentação ocupacional e da discriminação de gênero para o Brasil. *Estudios Económicos*, v. 37, n. 74, p. 71–104, 2020.

- MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. 1. ed. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1974.
- MOROKVAŠIĆ, M. Birds of passage are also women... *International Migration Review*, v. 18, n. 4, p. 886–907, 1984.
- MOROKVAŠIĆ, M. Gendering migration. *Migration and Ethic Themes*, v. 30, n. 3, p. 355–378, 2015.
- PARELLA RUBIO, S. Segregación laboral y vulnerabilidad social de la mujer inmigrante a partir de la interacción entre clase social, género y etnia. In: FLAQUER, L.; SOLÉ, C. (ed.). *El uso de las políticas sociales por las mujeres inmigrantes*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales: Madrid, Instituto de la Mujer, 2005. p. 97–136.
- PASSOS, L.; WALTEMBERG, F. Bolsa Família e assimetrias de gênero: reforço ou mitigação? *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 33, n. 3, p. 517–539, 2016.
- PERES, R.; BAENINGER, R. Migração feminina: um debate teórico e metodológico no âmbito dos estudos de gênero. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 18., 2012. *Anais*. Águas de Lindóia: ABEP, 2012. Disponível em: <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/1982/1940>.
- PESSAR, P.; MAHLER, S. Transnational migration: bringing gender in. *International Migration Review*, v. 37, n. 3, p. 812–846, 2003.
- PISCITELLI, A. Interseccionalidades, categorias de articulação e experiências de migrantes brasileiras. *Sociedade e Cultura*, v. 11, n. 2, p. 263–274, 2008.
- RAVENSTEIN, E. The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, v. 48, n. 2, p. 167–235, 1885.
- REIS, M.; MACHADO, D. Uma análise dos rendimentos do trabalho entre indivíduos com ensino superior no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 4, p. 415–439, 2016.
- RODRIGUES, T. Cuidado e trabalho doméstico: o contexto das imigrantes latino-americanas na Espanha. In: WOMEN'S WORLDS CONGRESS, 13. *Anais eletrônicos*. Florianópolis: [s. n.], 2017. Disponível em: http://www.en.wwc2017.eventos.dype.com.br/resources/anais/1499487526_ARQUIVO_CUIDADOETRABALHODOMESTICO.pdf.
- SASSEN, S. Women's burden: counter-geographies of globalization and the feminization of survival. *Nordic Journal of International Law*, v. 71, n. 2, p. 255–274, 2002.
- STARK, O.; BLOOM, D. The New Economics of Labor Migration. *American Economic Review*, v. 75, n. 2, p. 173–178, 1985.

STARK, O.; TAYLOR, L. Migration incentives, migration types: the role of relative deprivation. *Economic Journal*, v. 101, n. 408, p. 1163–1178, 1991.

OS IMPACTOS DO MERCADO DE CRACK NOS PEQUENOS MUNICÍPIOS DO RIO GRANDE DO SUL: UMA VIAGEM SEM VOLTA PARA A CRIMINALIDADE VIOLENTA

CRISTIANO AGUIAR DE OLIVEIRA *
IURI CAPA VERDE COSTA †

Resumo

O artigo avalia a relação causal entre criminalidade violenta e mercado de drogas ilícitas pela identificação escalonada de mercados de crack em municípios do Rio Grande do Sul entre 2011 e 2017. Os resultados indicam que um mercado de crack está associado a aumentos de 53,82% nos homicídios nos períodos seguintes, de 40,92% nos roubos a pedestres no período em que o mercado é identificado e de 94,08% nos roubos a residência no grupo de municípios tratados a partir de 2016. A conclusão é de que o mercado de crack gerou incrementos relevantes e duradouros na criminalidade violenta.

Palavras-chave: crime; crack; diferença nas diferenças; estudo de evento; Rio Grande do Sul.

Abstract

The article evaluates the causal relationship between violent crime and the illicit drug market by identifying crack cocaine markets in municipalities in Rio Grande do Sul state between 2011 and 2017. The results indicate that a crack cocaine market is associated with increases of 53.82% in homicides in the following periods, 40.92% in robberies of pedestrians in the period in which the market is identified, and 94.08% in robberies of residences in the group of municipalities treated from 2016 onwards. The conclusion is that the crack cocaine market generated significant and lasting increases in violent crime.

Keywords: crime; crack cocaine; difference in differences; event study; Rio Grande do Sul.

JEL classification: C22, K14, R11

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea193251>

* Universidade Federal do Rio Grande (Furg). E-mail: cristiano.oliveira@furg.br

† Universidade Federal do Rio Grande (Furg). E-mail: iuricapaverde@gmail.com

1 Introdução

Há muito tempo a relação causal entre mercados de drogas ilícitas e crimes violentos é amplamente aceita e assumida por muitos acadêmicos, legisladores e meios de comunicação de massa. O fato é que existem boas razões para que isso ocorra, uma vez que existe uma base teórica bem fundamentada e um conjunto de evidências empíricas em termos agregados que vão todas em uma mesma direção, indicando uma relação positiva, que reforça a ideia de que uma expansão desse tipo de mercado traz consigo o agravamento da violência.

Do ponto de vista teórico, a estrutura tripartida de Goldstein (1985) oferece uma fundamentação conceitual e prática para organizar e compreender a violência relacionada com as drogas. Segundo o autor, o mercado de drogas e a violência podem se conectar por três meios, a saber, a violência psicofarmacológica, a violência econômica compulsiva e a violência sistêmica.

A violência psicofarmacológica se refere a violência associada às propriedades farmacológicas da substância consumida que afeta ou possivelmente desencadeia o comportamento agressivo ou violento por parte do usuário. A violência econômica compulsiva se refere a violência que ocorre como resultado da necessidade de um usuário crônico adquirir mais drogas. Nesses dois casos descritos, a droga pode ser tanto lícita quanto ilícita, todavia, por sua vez, a violência sistêmica está associada a drogas ilegais porque se refere a ausência de direitos de propriedade bem estabelecidos no mercado, pois, a ilegalidade impede que contratos explícitos sejam estabelecidos e tornam contratos implícitos muito difíceis de executar. Como se sabe, disputas com fornecedores, funcionários e concorrentes não podem ser levadas aos tribunais tradicionais. Nesse contexto, a violência pode ser um (o único) meio eficaz de fazer cumprir acordos, expandir as operações e proteger os lucros em um ambiente em que as proteções legais não estão disponíveis. Isso faz com que mercados ilícitos sejam violentos por construção, pois, não existiriam se não fosse possível utilizar a violência ou ameaça de violência para manter os direitos de propriedade de seus participantes.

Do ponto de vista empírico, é possível afirmar que a relação entre o mercado de drogas ilícitas e a violência ganhou força com a chegada do crack nas grandes cidades americanas. Desde a sua chegada, a droga foi associada a criminalidade violenta porque nas cidades em que o mercado de crack (e cocaína) se expandia se observava simultaneamente os aumentos mais relevantes nos homicídios Varano e Kuhns (2017). Essa percepção acabou se confirmando em um conjunto de estudos empíricos que mostram uma relação positiva entre drogas e o mercado de drogas, em especial do crack, com a violência em termos agregados nos Estados Unidos (BAUMER *et al.*, 1998; BLUMSTEIN, 1995; BLUMSTEIN; RIVARA; ROSENFELD, 2000; COOK; LAUB, 2002; CORK, 1999; EVANS; GARTHWAITE; MOORE, 2018; GOLDSTEIN, 1985; GROGGER; WILLIS, 2000; OUSEY; LEE, 2002; RILEY, 1998).

O mercado de crack¹ era indiscutivelmente diferente de outros mercados de drogas tradicionais. Em primeiro lugar, em contraste com os mercados anteriores de heroína e cocaína, o crack era comercializado como uma droga

¹O crack é uma variação da cocaína que combina bicarbonato de sódio a cocaína em pó dissolvida em água. Essa combinação é aquecida até adquirir uma forma sólida, que, ao secar, toma a forma de “pedras” duras e fumáveis (FRYER *et al.*, 2013).

que estava prontamente disponível em doses menores, que eram mais facilmente embaladas e vendidas a preços acessíveis ao usuário médio. Além disso, suas características farmacológicas, tais como um efeito intenso, rápido e altamente viciante, fazia com que os compradores de crack comprassem a droga com muito mais frequência do que as demais. Enquanto os usuários de heroína e de cocaína costumavam consumir sua droga duas a três vezes por dia, muitos usuários de crack poderiam consumir a droga de cinco a quinze vezes por dia, sendo limitados, muitas vezes, apenas por sua capacidade financeira para comprá-la. Portanto, essas características específicas do crack, preço baixo e consumo frequente, levou a cocaína para uma clientela mais diversificada, em grande parte, mais jovem e mais pobre, ao mesmo tempo que exigiu que os vendedores (traficantes) reorganizassem seus negócios de forma que fossem capazes de fornecer aos clientes habituais serviços vinte e quatro horas por dia e sete dias por semana (JOHNSON; GOLUB; FAGAN, 1995).

Esse crescimento de escala moveu ambas as dimensões do mercado de crack, consumo e venda, para as ruas e becos públicos e o tornou rapidamente um mercado altamente lucrativo. Para atender às demandas do mercado de rua em expansão, os distribuidores, em geral, gangues, tiveram que criar uma rede de vendedores. Vendedores mais jovens preencheram essas vagas de trabalho. Ou seja, o crack, diferentemente de outras drogas até então, passou a ser vendido em mercados ao ar livre, com gangues de jovens controlando a sua distribuição no varejo. Portanto, se tinha um grupo etário muito mais propenso a recorrer à violência como mecanismo principal para proteger seus lucros, para resolver disputas comerciais ilícitas e para aumentar o seu status na rua (COOK; LAUB, 1998; LEVITT; VENKATESH, 2000). Como consequência, os níveis de violência letal e não letal entre os jovens aumentaram significativamente nas grandes cidades americanas (COOK; LAUB, 2002).

Todavia, após um período considerado epidêmico Cook e Laub (1998, 2002) se observou a decadência do mercado de crack nos Estados Unidos, que combinada com outros fatores trouxe consigo uma redução na criminalidade violenta Levitt (2004) e Zimring (2008) e, conseqüentemente, gerou uma redução no interesse dos pesquisadores em avaliar a relação entre o mercado de drogas, em especial de crack, e a violência gerada por ele. Com a exceção de Evans, Garthwaite e Moore (2018) os demais estudos empíricos se concentram em bases de dados referentes as décadas de oitenta e noventa.

Por sua vez, no Brasil, apesar do uso e tráfico de drogas ilícitas, em especial do crack, ocuparem boa parte do debate público a respeito das causas da violência no país, existem raras, para não dizer inexistentes, evidências robustas dessa relação. O que pode ser observado na literatura são evidências da relação entre o mercado drogas e a criminalidade com base em correlação/regressão, tais como em Santos e Kassouf (2007) e Silva (2020), que utilizam regressões em painel com dados agregados por estado e Portella (2021), que utilizam regressões com dados cross-section de bairros do município de Salvador. E alguns poucos estudos com delineamento causal, tais como Avelar (2017), que utiliza um painel de dados para avaliar os impactos da chegada das drogas nos municípios brasileiros por meio de um modelo de diferenças nas diferenças e Saporì, Sena e Silva (2012), que utiliza interrupções de séries de tempo para avaliar os impactos do crack na criminalidade observada na cidade de Belo Horizonte.

Isso posto, se for adicionado a essas considerações que o Brasil é um dos países mais violentos do mundo ao mesmo tempo que possivelmente seja um

dos maiores mercados de crack no mundo (ABDALLA *et al.*, 2014; MIRAGLIA, 2015) e que o tráfico de drogas ilícitas comumente é utilizado para explicar os níveis de violência observados, é difícil não concluir que a quantidade de evidências empíricas dessa relação é muito pequena e que possui muitas limitações metodológicas². É justamente nessa lacuna da literatura empírica que esse estudo se insere.

Apesar de o crack não ser uma droga nova no Brasil e existam registros de sua chegada na cidade de São Paulo no início dos anos noventa, existem evidências anedóticas de que as facções que controlam o tráfico de drogas ilícitas no Brasil baniram informalmente a sua comercialização devido à uma margem de lucro mais baixa do que outras drogas e porque a droga possuiria uma alta capacidade de destruir a vida dos seus consumidores e, consequentemente as receitas geradas por eles (MIRAGLIA, 2015). Entretanto, a partir do início do novo milênio passou a se observar o aumento de sua participação no mercado de drogas ilícitas no Brasil, principalmente por meio de sua expansão para municípios pouco populosos do interior do país (AVELAR, 2017).

Tal situação também se observa no estado do Rio Grande do Sul na segunda década do novo milênio. Utilizando uma base de dados não divulgada publicamente com apreensões de drogas por tipo pela polícia em nível municipal no período compreendido entre os anos de 2011 e 2017, esse estudo traz evidências de que houve um incremento de 30%³ no número de municípios que possuíam um mercado de crack entre os anos de 2011 e 2017, a maior parte deles com uma população inferior a 10 mil habitantes. Todavia, nesse mesmo período se observa que muitos municípios não possuem registros que indiquem a existência de um mercado de crack. Isso permite que esse estudo utilize esses municípios como um grupo de controle para construir um cenário contrafactual que indique como seria a criminalidade violenta nos municípios que passaram a ter um mercado de crack caso esse mercado seguisse não existindo.

Assim, em suma, esse estudo utiliza a identificação escalonada da existência mercados de crack (tratamento) nos pequenos municípios do Rio Grande do Sul nesse período para avaliar os impactos desse tratamento nos crimes de homicídios, roubos a pedestre, roubos à residências e roubos à estabelecimentos comerciais por meio de um modelo de diferença nas diferenças adaptado para múltiplos períodos de início e efeitos de tratamento heterogêneos proposto por Callaway e Sant'Anna (2020). Até onde se sabe, é o primeiro estudo no Brasil que, por meio de um delineamento com um grupo de controle que permite fazer inferência causal, avalia relação do mercado de crack com crimes violentos. A principal contribuição do artigo é mostrar que, assim como já

²Mesmo na literatura internacional os estudos com delineamento que permite obter algum tipo de relação causal são raros. As exceções são Evans, Garthwaite e Moore (2018) e Grogger e Willis (2000) que estimam modelos de diferença nas diferenças com dados em painel. Fryer *et al.* (2013) estimam modelos com o auxílio de variáveis instrumentais, no entanto, seu delineamento não possui grupo de controle, logo não permite obter uma relação causal. O mesmo ocorre com outros estudos anteriores, tais como Baumer *et al.* (1998), Blumstein (1995), Blumstein, Rivara e Rosenfeld (2000), Cook e Laub (2002), Cork (1999), Goldstein (1985), Ousey e Lee (2002) e Riley (1998) que utilizam modelos de regressão para tentar identificar relações entre crimes e o mercado de crack. Para o Brasil, anteriormente Beato Filho *et al.* (2001) e Kilsztajn *et al.* (2003) também buscaram identificar essa relação, mas sem o uso de um método quantitativo capaz de identificar associação.

³São 52 novos municípios. Destes, 35 deles possuíam população inferior a 10 mil habitantes em 2017.

havia sido observado em diversos estudos para cidades americanas, a existência de um mercado de crack potencializou os crimes violentos nos municípios do estado do Rio Grande do Sul no período avaliado.

O artigo está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, o artigo possui mais três seções. A próxima seção apresenta os dados utilizados, a estratégia utilizada para identificar os grupos, define o tratamento e descreve brevemente a metodologia proposta por [Callaway e Sant'Anna \(2020\)](#) que será utilizada para identificar os efeitos causais. A terceira seção traz os resultados obtidos nas estimações, apresenta uma avaliação de sua robustez e faz a sua discussão a luz de outras evidências e das teorias. Ao final do artigo, são apresentadas algumas considerações e reflexões a respeito do tema.

2 Estratégia de identificação

O primeiro obstáculo a identificação é a dificuldade associada à construção de uma medida confiável capaz de identificar a existência de um mercado de crack em um determinado município. A literatura apresenta algumas alternativas. [Baumer et al. \(1998\)](#), [Cork \(1999\)](#) e [Ousey e Lee \(2004\)](#) utilizam prisões relacionadas à cocaína como proxy para o mercado de crack. [Ousey e Lee \(2002\)](#) complementam os dados de prisões com a fração de detidos com teste positivo para cocaína. [Grogger e Willis \(2000\)](#) usam quebras de tendência em atendimentos de emergência relacionados à cocaína em uma amostra de grandes cidades americanas, bem como respostas de pesquisas de chefes de polícia nessas cidades para medir o momento de chegada do crack na cidade. [Corman e Mocan \(2000\)](#) usam mortes por drogas, mas os dados não especificam qual droga é responsável. Por sua vez, [Fryer et al. \(2013\)](#) utiliza várias medidas para construir um índice, que segundo os autores, seria capaz de dimensionar o mercado de crack na cidade. [Avelar \(2017\)](#) utiliza a soma das internações hospitalares causadas por transtornos mentais associados ao consumo de cocaína e de uma combinação de múltiplas drogas. Por conseguinte, a sua medida pode misturar drogas lícitas com drogas ilícitas.

Neste estudo, considerando os pontos fortes e fracos das alternativas existentes e as restrições na disponibilidade de informações em nível municipal, o mercado de crack é identificado por meio de uma variável binária de apreensões de crack pela polícia no município no ano. Apesar dessa definição de quem será considerado tratado também ser passível de questionamentos, existem evidências na literatura de que as informações sobre as prisões/apreensões de drogas em nível municipal fornecem uma representação razoavelmente boa dos mercados de drogas. Por exemplo, [Baumer et al. \(1998\)](#) e [Rosenfeld e Decker \(1999\)](#) relatam correlações relativamente altas entre as taxas de prisão e a distribuição de cocaína e opiáceos nas cidades americanas. Ademais, diferentemente das alternativas apresentadas na literatura, que utilizam a cocaína e outras drogas como referência, se trata de uma medida relacionada diretamente ao mercado de crack, pois, embora se imagine que a existência de um mercado de cocaína facilite o comércio de crack, conforme foi discutido na introdução, se trata de mercados consumidores distintos, que podem gerar impactos distintos na violência.

Essa base de dados de apreensões de drogas por tipo e por município utilizada para definir o tratamento é um conjunto de informações não divulgada publicamente e que foi obtida junto a Secretaria de Segurança Pública do Es-

Tabela 1: Número de municípios incluídos nos grupos de tratados e não tratados

Ano	Não tratados	Tratados	População mínima	População máxima
2011	321	0	1235	28 869
2012	321	0	1225	29 680
2013	299	22	1228	30 224
2014	287	34	1213	30 565
2015	277	44	1218	30 988
2016	269	52	1208	31 613
2017	269	52	1211	32 138

Fonte: Elaboração própria.

tado do Rio Grande do Sul (SSP/RS). Se assume que uma vez feita uma apreensão da droga no município, há um mercado de crack, com compradores e vendedores, que se mantém para os anos posteriores.

Os dados de apreensões de drogas disponibilizados são anuais e possuem a abrangência de todos os 497 municípios do estado do Rio Grande do Sul para o período compreendido entre os anos de 2011 e 2017. Desses municípios, em 176 deles (que incluem os mais populosos do estado) existem registros de apreensões de crack desde 2011. Sendo esses municípios “sempre tratados”, foram excluídos da amostra. Em 269 deles nunca houve um registro de apreensão de crack. Esse grupo de municípios compõem o grupo de “não tratados”, que será o grupo de controle. Por fim, existem 52 municípios em que houve o registro de apreensões de crack pelo menos em um ano do período avaliado, estes compõem o grupo de “tratados”. A Tabela 1 mostra a evolução desse grupo ao longo do tempo, conforme pode ser observado, se trata de municípios pequenos (pouco populosos).

Ademais, uma outra observação pertinente na Tabela 1 é que não há nenhum município tratado nos dois primeiros anos da amostra. Dessa maneira, tem-se um período pré-tratamento em que é possível comparar os grupos de controle e tratados e posteriormente obter o efeito do tratamento nos grupos tratados por meio de um delineamento na forma de diferença nas diferenças. Porém, antes de detalhar os procedimentos de estimação desse modelo, ainda cabe definir as variáveis de resultado que serão utilizadas neste estudo.

Considerando que se trata de uma droga que tira a capacidade do usuário de ultrapassar tecnologias de segurança ao mesmo tempo que o torna mais propenso a violência (INCIARDI, 1990), esse estudo avalia os impactos da existência de um mercado de crack em roubos e homicídios. A escolha pelo crime de roubo se deve ao fato de existirem evidências de que se trata de um crime tipicamente relacionado à violência econômica compulsiva e psicofarmacológica associada às drogas, pois oferece recompensas financeiras imediatas que podem ser rapidamente trocadas por drogas adicionais. Por exemplo, Inciardi (1990) constatou que os jovens envolvidos nos mercados de distribuição de crack (uso e tráfico) tinham maior probabilidade de cometer roubos e agressões, algumas das quais resultaram em homicídios. Neste estudo, três tipos são avaliados, a saber, roubos à pedestres, a residências e a estabelecimentos comerciais. Por sua vez, o homicídio foi escolhido por ser o crime mais associado pela literatura teórica e empírica à violência sistêmica do mercado de drogas, além de ser reconhecidamente o crime menos suscetível a problemas

de subnotificação. A Tabela 2 mostra a evolução no tempo desses crimes de acordo com os grupos estabelecidos segundo o tratamento.

Na Tabela 2, é possível observar que, com a exceção de roubos a residências, a criminalidade violenta nos municípios avaliados neste estudo são bastante inferiores ao grupo “sempre tratado”, que foi excluído da amostra. Destarte, a mesma tabela permite inferir que se trata de municípios até certo ponto desacomodados com a violência das cidades médias e grandes, mas que tiveram um descolamento do grupo de municípios “não tratados” com incrementos significativos em homicídios e roubos a pedestres após a identificação de um mercado de crack. No entanto, o mesmo comportamento não se observa nos roubos a residências e a estabelecimentos comerciais. Em síntese, a Tabela 2 traz alguns indícios de que existe uma relação que merece uma análise mais aprofundada com uma metodologia capaz de gerar um cenário contrafactual que permita fazer uma análise causal.

Nesse sentido, existem alguns desafios a serem superados. Como o tratamento ocorre de forma escalonada nos municípios é necessário utilizar uma metodologia de estimação dos efeitos do tratamento (existência de um mercado de crack) a partir de um método capaz de lidar com essa característica. Em vista disso, várias contribuições recentes demonstraram que a tradicional abordagem de utilizar modelos de regressão em painel com efeitos fixos para as unidades e no tempo para estimar modelos de diferença nas diferenças com tratamento escalonado fornecerão estimativas viesadas se os efeitos do tratamento forem heterogêneos (ATHEY; IMBENS, 2022; BORUSYAK; JARAVEL, 2017; CALLAWAY; SANT’ANNA, 2020; CHAISEMARTIN; D’HAULTFŒUILLE, 2020; GOODMAN-BACON, 2021).

A intuição por trás desse problema empírico é que as estimativas tradicionais se baseiam parcialmente em comparações de observações recém-tratadas, “switchers”, com unidades já tratadas. Essas unidades já tratadas apresentam um grupo de controle problemático se o tratamento não só levar a uma mudança de nível, mas também a mudanças dinâmicas nas variáveis resultado. Além disso, a estimação com efeitos fixos costuma atribuir pesos negativos e um peso maior às observações tratadas no meio do período de amostra em estimadores de diferença nas diferenças (GOODMAN-BACON, 2021). Esses problemas podem inclusive contaminar leads e lags em estudos de eventos mesmo quando todas as observações tratadas são agrupadas, pois podem ser atribuídos pesos não convexos (SUN; ABRAHAM, 2021).

Para superar esses problemas Callaway e Sant’Anna (2020) propõem uma abordagem que permite estimar o efeito médio do tratamento no tempo do grupo supondo que é possível satisfazer a hipótese de tendências paralelas após o condicionamento em covariadas observáveis no período pré-tratamento. Quando o efeito do tratamento pode diferir por grupos de tratamento e ao longo do tempo, existem vários parâmetros causais de interesse. Nesse caso, o efeito médio do tratamento no grupo tratado, daqui para frente denotado ATT , é uma função do grupo de tratamento g , onde um grupo é definido de acordo com o período que as unidades são tratadas pela primeira vez (por exemplo, os municípios que tiveram apreensões de crack em 2013 pela primeira vez e os municípios que tiveram em 2015 estão em grupos separados), e o período t . Callaway e Sant’Anna (2020) chamam esses parâmetros causais, denotados $ATT(g, t)$, de efeitos de tratamento médio de tempo no grupo. Como essa desagregação não impõe qualquer restrição à heterogeneidade do efeito do tratamento entre grupos ou ao longo do tempo, esta permite, por-

Tabela 2: Evolução das taxas de crimes violentos por grupos segundo o tratamento (existência de um mercado de crack) nos municípios do Rio Grande do Sul de 2011 a 2017

Ano	Homicídios			Roubos a pedestres		
	Sempre tratados	Tratados	Não tratados	Sempre tratados	Tratados	Não tratados
2011	17,99	-	7,11	271,66	-	14,56
2012	20,12	-	8,26	266,25	-	10,58
2013	19,40	6,31	7,28	306,46	18,03	8,44
2014	23,88	8,17	7,04	384,41	25,12	6,64
2015	24,58	9,87	7,59	514,34	30,56	7,51
2016	28,54	9,42	8,89	578,36	33,84	7,13
2017	26,33	11,70	7,37	629,15	31,49	9,56

Ano	Roubos a residências			Roubos a estabelecimentos comerciais		
	Sempre tratados	Tratados	Não tratados	Sempre tratados	Tratados	Não tratados
2011	18,47	-	12,92	56,68	-	11,34
2012	16,59	-	14,21	65,10	-	9,89
2013	17,15	24,79	13,10	72,85	20,73	6,55
2014	18,01	25,43	13,44	74,71	20,28	6,48
2015	20,52	17,40	17,49	82,49	24,92	9,72
2016	22,60	23,56	20,34	70,06	22,70	9,86
2017	22,02	23,62	16,92	56,31	20,00	8,42

Notas: Valores em taxas por 100 mil habitantes. Sempre tratados = municípios em que houve registros de apreensões de crack desde o período inicial na amostra. Tratados = municípios que em algum ano a partir de 2013 houve algum registro de apreensão de crack. Não tratados = municípios em que não houve registros de apreensão de crack.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SSP/RS.

tanto, utilizar estimações condicionadas em covariadas, que contribuirão para que a condição de tendências paralelas seja satisfeita (ainda que de forma condicional), e obter agregações dos efeitos de tratamento, que podem ser inclusive heterogêneos no tempo ou entre os grupos.

Por exemplo, é possível obter por meio de médias ponderadas os efeitos agregados do tratamento por tempo relativo (ou seja, na forma de uma abordagem de estudo de evento) ou por tempo de calendário, sendo que a primeira será a abordagem principal utilizada neste estudo. A justificativa é que as estimativas de estudos de evento permitem decompor a diferença média capturada nas diferenças entre unidades tratadas e de comparação em cada período em relação ao início do tratamento ao mesmo tempo que ajudam a avaliar a credibilidade da suposição de tendências paralelas. Isso porque a observação das tendências nos coeficientes nos indicadores de tempo relativo no período pré-tratamento funciona como testes de falseamento nos períodos anteriores ao início do tratamento que permitem avaliar a existência de diferenças na tendência entre os grupos de controle e tratados.

Para obter os efeitos de tratamento médio de tempo no grupo, os autores propõem uma estimação em duas etapas (SANT'ANNA; ZHAO, 2020), mas adaptada ao caso de múltiplos períodos que, entre outras diferenças em relação à metodologia proposta em Sant'Anna e Zhao (2020), utiliza um procedimento de *bootstrap* para realizar uma inferência assintoticamente válida que ajusta os erros-padrão para autocorrelação e agrupamento (*clustering*).

Seguindo a notação de Callaway e Sant'Anna (2020), o problema de inferência é configurado da seguinte forma. Suponha que haja T períodos em que $t = 1, \dots, T$, com D_{it} uma variável binária igual a 1 se uma unidade for tratada e 0 caso contrário. Defina G_g como uma variável binária igual a 1 quando uma unidade é tratada pela primeira vez no período e C como uma variável binária igual a 1 para unidades nunca tratadas. Para cada unidade, exatamente um de $\{G_1, \dots, G_T\}$ ou C é igual a 1. Denote o escore de propensão generalizado como $p_g(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1)$, que é a probabilidade de que uma unidade seja tratada com a condição de ter covariadas X e de ser membro de um grupo g ou de um controle C . Callaway e Sant'Anna (2020) mostram que, sob essas premissas, o efeito de tratamento médio de tempo no grupo pode ser identificado de forma semiparamétrica por:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{G_g}{\mathbb{E}[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)}}{\mathbb{E} \left[\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \quad (1)$$

onde Y é a variável resultado, os pesos p , são escores de propensão que são normalizados para somar um, ou seja, se utiliza um procedimento de reponderação que garante que as covariadas do grupo g e do grupo de controle estejam equilibradas. Esse procedimento permite inclusive que se utilize como grupos de controle tanto unidades nunca tratadas quanto aquelas que ainda não foram tratadas.

Os autores denominam esse procedimento de estimação duplamente robusta porque combina as abordagens de Heckman, Ichimura e Todd (1997), Heckman *et al.* (1998) e Abadie (2005), uma vez que depende da modelagem da evolução do resultado e do escore de propensão. No entanto, requer apenas que se especifique corretamente a evolução do resultado para o grupo de comparação ou o modelo de escores de propensão, mas não necessariamente as

duas (SANT'ANNA; ZHAO, 2020). Assim, a abordagem de Callaway e Sant'Anna (2020) desfruta de robustez adicional contra erros de especificação do modelo quando comparada às abordagens anteriores.

Esse é o procedimento utilizado para estimar os impactos da existência do mercado de crack nos crimes violentos nos pequenos municípios do estado do Rio Grande do Sul. Entretanto, conforme destacam Callaway e Sant'Anna (2020), é importante utilizar covariadas que sejam capazes de afetar as variáveis resultados ao mesmo tempo que contribuirão para a seleção de qual município será tratado, afinal, a seleção não é necessariamente aleatória. Vale ressaltar que ao incluir covariadas nos dois estágios se assume a suposição de tendências paralelas condicionais, ou seja, se presume apenas que municípios com as mesmas características seguiriam a mesma tendência no crime na ausência de tratamento. Nesse sentido, somente são incluídas covariadas no período pré-tratamento que estão potencialmente associadas à evolução da variável resultado durante os períodos pós-tratamento. Portanto, o procedimento de estimação exclui explicitamente a incorporação de covariadas pós-tratamento, pois poderiam ser potencialmente afetadas pelo tratamento (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2020).

As covariadas utilizadas neste estudo são a população, a proporção da população masculina jovem no total da população (entre 15 e 24 anos) e o Produto Interno Bruto per capita dos municípios fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essas covariadas buscam capturar o potencial de consumo (demanda) de crack dos municípios. Ademais, se utiliza o número de inquéritos elucidados pela polícia civil, uma medida de eficiência da polícia no município, e o número de prisões por roubos e homicídios no município. Essas duas últimas são utilizadas de forma defasada no modelo e de acordo com a variável resultado avaliada. Ou seja, se utiliza as prisões por homicídio no ano anterior no município quando a variável resultado é homicídio e as prisões por roubos (de qualquer tipo) no anterior no município quando a variável de resultado é algum tipo de roubo (a pedestre, a residência ou a estabelecimento comercial). Essas covariadas buscam capturar restrições a oferta de crimes e ao próprio mercado de crack. Se trata de informações que também não são públicas e a sua fonte é a SSP/RS. A estatística descritiva das variáveis resultado e das covariadas utilizadas neste estudo pode ser vista na Tabela 3.

Ademais, esse estudo realiza uma série de procedimentos para avaliar a robustez dos resultados obtidos. Como se sabe, modelos de diferença nas diferenças assumem a suposição de tendências paralelas na ausência do tratamento, algo que não pode ser testado porque envolve um componente contrafactual que não é observado, a trajetória da variável resultado caso não houvesse o tratamento. Entretanto, uma alternativa para avaliar se o grupo de controle escolhido é capaz de gerar um bom contrafactual para o grupo tratado é utilizar uma variável resultado placebo, que em teoria, não seria afetada pela existência de um mercado de crack no município. Se o grupo escolhido é um bom contrafactual, ou seja, se a suposição de tendências paralelas é válida, não se deve encontrar efeitos do tratamento. Neste estudo, utilizam-se os termos circunstanciados, que são os registros de contravenções penais ou infrações de menor potencial ofensivo normalmente punidas com pena de multa. Nesse caso, os dados são públicos e foram obtidos no site da SSP/RS⁴.

⁴Essas e outras estatísticas de crimes registrados no Rio Grande do Sul podem ser obtidas no site

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis utilizadas

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis de resultado				
Homicídio	7,1467	14,8178	0	138,058
Roubos a pedestres	7,5084	18,7005	0	282,626
Roubos a residências	15,854	28,7039	0	410,958
Roubos a estabelecimentos comerciais	8,6417	20,2959	0	205,338
Termos circunstanciados	48,110	79,4163	0	725,000
Covariadas				
População	4978,91	4004,57	1208	32138
Proporção da população masculina jovem	0,0769	0,00867	0,0476	0,1255
PIB per capita (R\$)	17642,2	9272,91	6851,29	95233,45
Prisões por homicídio	0,0796	0,35354	0	5
Prisões por roubo	0,3413	1,19049	0	19
Inquéritos policiais elucidados	36,1873	62,0731	0	661

Notas: Variáveis de resultado em taxas por 100 mil habitantes. Fonte: Elaboração própria com base em informações da SSP/RS e IBGE.

Tabela 4: Efeitos do mercado de crack nos crimes violentos dos municípios tratados – média no período e por grupo tratado (2011-2017)

Variável dependente	Homicídio	Roubo a pedestres	Roubo a residências	Roubo a estabelecimentos comerciais
Média do período	0,5382** (0,2705)	0,2644 (0,2306)	0,1110 (0,2673)	0,1815 (0,2514)
Grupo				
2013	1,0504*** (0,4177)	0,2135 (0,3672)	0,1515 (0,4176)	0,2707 (0,3809)
2014	-0,2221 (0,3917)	0,4269 (0,2988)	-0,2555 (0,5039)	0,2956 (0,4257)
2015	0,1173 (0,4520)	0,1989 (0,5456)	0,1064 (0,4792)	0,0140 (0,4680)
2016	0,0881 (0,5641)	0,2497 (0,3222)	0,9408** (0,4834)	-0,4601 (0,8083)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	5,2305 (0,8752)	7,7146 (0,6567)	11,6170 (0,3115)	6,6581 (0,7572)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variáveis resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Grupo de controle: nunca tratados. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs) e prisões por homicídios e prisões por roubos (de qualquer tipo) defasados. *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Além da utilização de uma variável placebo, a hipótese de tendências paralelas é avaliada por meio de testes de falseamento para efeitos do tratamento em períodos anteriores ao tratamento, tal como sugerido por Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004). Por fim, para avaliar a robustez dos resultados obtidos neste estudo, são estimados modelos com um grupo de controle alternativo que inclui os municípios ainda não tratados.

3 Resultados

3.1 Resultados principais

Uma das principais vantagens do procedimento de estimação de Callaway e Sant'Anna (2020) é que ele permite a obtenção de efeitos heterogêneos do tratamento. É possível obter os efeitos por grupo tratado, o efeito médio do tratamento nos municípios tratados e os efeitos agregados do tratamento por tempo relativo (estudo de evento). Os dois primeiros são apresentados na Tabela 4, enquanto os últimos são apresentados na Figura 1.

Os resultados indicam que a maior parte dos grupos experimentou efeitos positivos da existência do mercado de crack na criminalidade, embora a maior parte das estimações sejam pouco precisas, é possível observar alguns resultados positivos e significativos estatisticamente. Por exemplo, se identifica um impacto relevante do mercado de crack em homicídios em pequenos municípios do Rio Grande do Sul de cerca de 53,82% em média após o início do tratamento nos grupos tratados. Nos municípios cujo tratamento se iniciou em 2013, o acréscimo nos homicídios estimado foi de 105,04%. Ou seja, as-

sim como mostravam as evidências empíricas em alguns estudos para cidades americanas, os homicídios mais que dobraram após um curto período.

Fryer *et al.* (2013) utilizando informações de 144 cidades americanas com população maior do que 100 mil habitantes em 1980 estimam por meio de variáveis instrumentais que o crack pode ter sido responsável por um aumento de 100% a 155% nos homicídios de homens negros entre 18 e 24 anos, e de 55 a 125% para esse mesmo grupo com idade entre 14 e 17 anos. Evans, Garthwaite e Moore (2018) estimam um aumento de 100% nos homicídios de homens negros em 57 regiões metropolitanas americanas. Esses percentuais são muito superiores aos 18,7% estimados por Grogger e Willis (2000) utilizando uma amostra com 27 regiões metropolitanas americanas e aos percentuais entre 13,5% e 25% encontrados por Avelar (2017) avaliando a chegada do mercado de drogas nos municípios brasileiros⁵. É claro que existem diferenças relevantes entre as unidades de amostra e as metodologias utilizadas na literatura com esse estudo que dificultam a comparação, contudo, cabe registrar que há uma convergência nos resultados: a existência ou expansão de um mercado de crack causa um aumento nos homicídios, em geral, em altos percentuais.

Embora não seja possível identificar precisamente os mecanismos que levam a esse aumento, existem algumas poucas evidências utilizando inquéritos policiais que sugerem que esse aumento se deve em boa parte a violência sistêmica. Goldstein (1985) mostram que os eventos de homicídio relacionado a drogas na cidade de Nova York a partir de 1988 foram predominantemente de natureza sistêmica, enquanto Goldstein (1985) concluem que 53% dos homicídios na cidade em 1988 podem ser caracterizados como violência sistêmica relacionada a drogas. No entanto, é importante ressaltar que também existem evidências de que esses percentuais não sejam tão altos em outros locais. Varano *et al.* (2004) relataram que a prevalência de violência sistêmica foi relativamente rara entre os homicídios relacionados a drogas na cidade de Detroit. Os autores, identificaram que apenas 19% dos homicídios relacionados a drogas foram motivados pela venda ou uso de drogas. No Brasil, Saporì, Sena e Silva (2012) analisando inquéritos de homicídios em Belo Horizonte no período de 1997 a 2004 e Dirk e Moura (2017) analisando os inquéritos na região metropolitana do Rio de Janeiro em 2014 concluem que conflitos relacionados ao mercado de drogas seria responsável por 18,48% e 21,4% dos homicídios, respectivamente. Entretanto, esses números devem ser considerados com ressalvas, uma vez que, em muitos homicídios não há identificação das suas motivações ou de sua autoria. Por exemplo, Dirk e Moura (2017) estimam que esse percentual tenha sido de 30% na sua amostra.

Com relação aos roubos, era esperado que houvesse uma relação positiva desse crime com o mercado de crack devido às motivações de ordem psicofarmacológicas e econômicas. Se trata de uma droga que rapidamente tira a capacidade de seus usuários de trabalhar e auferir renda ao mesmo tempo que retira a sua capacidade de cometer crimes que exigem uma capacidade cognitiva mínima para se obter algum sucesso. Sendo assim o recurso comum

⁵No entanto, tanto os resultados de Grogger e Willis (2000) quanto o de Avelar (2017) devem ser vistos com cautela uma vez que utilizam um modelo com efeitos fixos para estimar os efeitos de tratamento escalonados, que conforme destacado na seção anterior, podem gerar resultados viesados caso os efeitos do tratamento sejam heterogêneos. Além disso, Avelar (2017) não trata do crack especificamente e utiliza uma medida (internação hospitalar por transtornos mentais relacionados a múltiplas drogas) que pode conter tanto drogas ilícitas quanto lícitas.

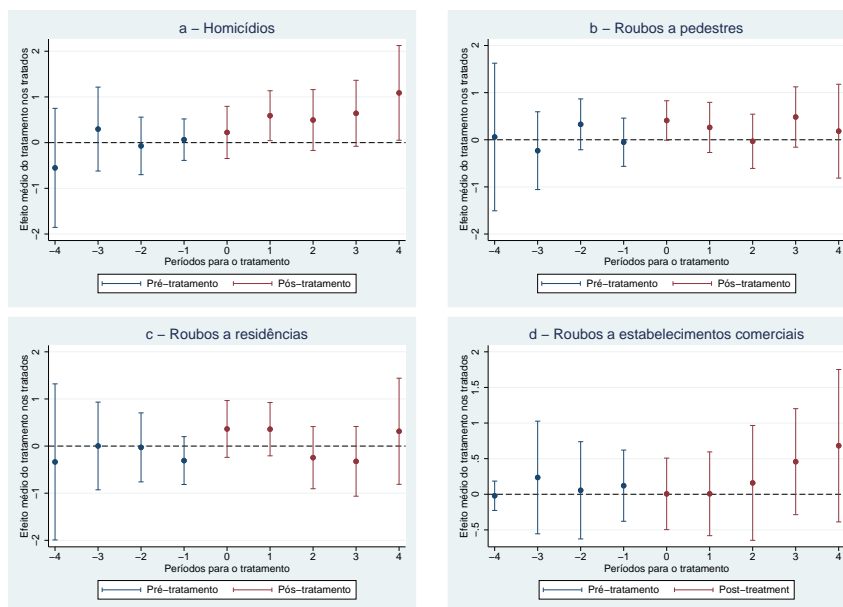
de usuários é recorrer a violência (GROGGER; WILLIS, 2000). Grogger e Willis (2000) é o único estudo que avalia diretamente os impactos do crack em roubos, eles não encontram, em média, efeitos estatisticamente significativos. O mesmo ocorre no presente estudo, pois embora os resultados indiquem que em média, os municípios tratados experimentaram aumentos em todos os tipos de roubos, com percentuais entre 11,1% e 26,44%, essas estimações não são precisas, ou seja, geram efeitos de tratamento nos tratados que não são estatisticamente significativos.

Porém, quando se considera possíveis efeitos de tratamento heterogêneos é possível observar aumentos expressivos e estatisticamente significativos de roubos a residência nos oito municípios que foram tratados em 2016. Esses municípios experimentaram um acréscimo de 94,08% nesse crime⁶. Outros efeitos positivos (e estatisticamente significativos) da existência de um mercado de crack em roubos podem ser observados quando se faz uma análise que considera a dinâmica dos efeitos do tratamento (heterogeneidade no tempo). Na Figura 1 se observa um aumento imediato de 40,92% nos roubos a pedestres no ano de início do tratamento. Esses efeitos permanecem positivos nos períodos posteriores, mas possuem menor precisão. Além do mais, uma trajetória crescente com baixa precisão também pode ser observada nos roubos a estabelecimentos comerciais. Se estima um acréscimo de 68% nesse tipo de crime no grupo tratado após quatro anos do início do tratamento, porém esse efeito não é significativo estatisticamente.

Na mesma figura é possível observar uma trajetória de crescimento dos homicídios nos municípios tratados. Um aumento de 58,9% é identificado no ano posterior ao início do tratamento e no quarto ano, se estima um aumento médio de aproximadamente 109% nos homicídios. Ou seja, tem-se fortes indícios de uma trajetória crescente estável da violência nos municípios em que foi identificado um novo mercado de crack, medida pelos homicídios. Vale lembrar que conforme pôde ser observado na Tabela 2 apresentada na seção anterior, trata-se de municípios que até então possuíam taxas de homicídios muito abaixo da média do estado e do país antes da identificação de um mercado de crack. Utilizando um horizonte muito mais longo do que o desse estudo, Evans, Garthwaite e Moore (2018) estimam um aumento de 70% nos homicídios comparados ao período anterior a chegada do crack nas regiões metropolitanas americanas mesmo após 17 anos. Ou seja, mesmo após a retração do mercado dessa droga, a violência permanece em patamares superiores ao que tinha quando da sua chegada. O presente estudo mostra que, ainda que seja por um curto período avaliado, os homicídios nos municípios pertencentes ao grupo tratado não sinalizavam uma redução.

Embora a metodologia proposta não permita identificar precisamente os mecanismos causais que levam a identificação de um aumento da violência, a teoria indica que na medida em que o mercado de crack se estabelece e cresce, os conflitos aparecem e a violência sistêmica passa a ser observada com maior frequência. Outrossim, não se pode ignorar o fato de que a estrutura do mercado de drogas ilícitas é dominada por facções criminosas e que se trata de um mercado em que não existem nem distribuidores e nem vendedores por conta própria. Todo trabalhador no mercado de drogas ilegais está necessariamente

⁶Esse resultado de certa forma ressalta a importância de considerar a heterogeneidade do tratamento, principalmente quando o tratamento é implementado de forma escalonada. Além de se obter estimações viesadas quando não se utiliza a metodologia apropriada de estimação se pode facilmente deixar de identificar efeitos de tratamento existentes.

Figura 1: Efeitos do mercado de crack nos municípios do Rio Grande do Sul por tipo de crime violento (2011-2017)

Nota: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Intervalos de confiança estimados a partir de erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap*.

vinculado a uma facção. Como os direitos de propriedade não são bem estabelecidos, conflitos são muito frequentes. Nesse contexto, o Rio Grande do Sul, talvez seja um dos estados mais propensos a violência, uma vez que, é o estado em que há a atuação do maior número de facções do Brasil⁷. São sete, a dizer: Manos, Bala na Cara, Abertos, Unidos pela Paz, Primeiro Comando do Interior, Os Tauros e Os Brasas. O grupo dominante é o Bala na Cara, cujo nome representa a forma como a facção lida com seus conflitos. No entanto, os outros grupos não são menos violentos. Os Abertos, por exemplo, protagonizaram esquartejamentos e chacinas que levaram a um recorde de homicídios no estado do Rio Grande do Sul em 2017, último ano da amostra neste estudo. Desse modo, os resultados obtidos neste estudo podem refletir os impactos da chegada desse ambiente conflituoso trazido pelo mercado de drogas ilícitas, em especial, de crack, a municípios que antes poderiam ser considerados seguros e tranquilos de se morar.

3.2 Avaliação de robustez

Como se sabe, embora a validade da suposição de tendências paralelas não possa ser provada, uma vez que, não é possível observar o que teria acontecido com o grupo tratado na ausência do tratamento, essa pode ser avaliada. Uma forma bastante comum de avaliação é por meio da comparação das mudanças nos resultados dos grupos de tratamento e de controle antes que o

⁷Fonte: <https://infograficos.gazetadopovo.com.br/seguranca-publica/mapa-das-faccoes-criminosas/>

tratamento tenha se iniciado. Se os efeitos do tratamento forem semelhantes antes do início do tratamento (*leads*), se ganha uma confiança de que o mesmo ocorreria no período pós-tratamento. Assim, uma alternativa para se fazer essa avaliação é por meio de um teste que sob a hipótese nula os efeitos do tratamento não são diferentes de zero antes do efetivo início do tratamento. Nesse procedimento, que na verdade é um teste de falseamento que imputa o tratamento em um período anterior ao seu início efetivo, tal como sugerem [Bertrand, Duflo e Mullainathan \(2004\)](#), sob a hipótese nula da suposição de tendências paralelas mantida em todos os períodos, estes devem ser iguais a zero⁸. Esse teste é apresentado na última linha das Tabelas 4, 5 e 6.

Na Tabela 4, é possível observar que a hipótese nula do teste não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância em nenhum dos modelos estimados. O mesmo ocorre nas Tabelas 5 e 6, mostradas abaixo, que apresenta os resultados dos efeitos do tratamento para uma variável placebo e com o uso de um diferente grupo de controle. Esse resultado é corroborado pela observação na Figura 1, em que todos os *leads* apresentam coeficientes cujo intervalo de confiança de 95% inclui zero e pela observação de que todos os *leads* apresentados nas Tabelas 5 e 6 são não significativos estatisticamente nem mesmo ao nível de 10% de confiança. Portanto, pelo menos no período pré-tratamento, os grupos de controle utilizados neste estudo se mostraram um bom contrafactual para o grupo tratado.

A confiança de que se tem um bom contrafactual é reforçada por um teste de falsificação com o uso de uma variável placebo, ou seja, se busca avaliar a existência de efeitos do tratamento em uma variável resultado que a princípio não seria afetada pelo tratamento. A variável escolhida é o registro de termos circunstanciados, que são os registros de contravenções penais ou infrações de menor potencial ofensivo normalmente punidas com pena de multa. É uma peça semelhante a um boletim de ocorrência policial, porém é mais detalhado porque inclui além da narração do fato, indicações de autoria, de vítima e de testemunhas. Todavia, alguns termos circunstanciados se devem a posse de drogas. Então, neste estudo, se subtrai as prisões por posse de drogas do total dos termos circunstanciados registrados no município para se construir uma variável resultado que, *a priori*, não seja afetada pelo tratamento.

Os resultados na Tabela 5 mostram grande alternância de sinais nos coeficientes estimados, assim como magnitudes pequenas e dispersões altas. Ou seja, nenhum efeito do tratamento (existência de um mercado de crack) nos municípios tratados é significativo estatisticamente para os termos circunstanciados. Por conseguinte, tem-se uma evidência que reforça a hipótese de tendências paralelas na ausência do tratamento e a ideia de que os grupos de controle utilizados neste estudo podem ser uma boa referência para a trajetória contrafactual do grupo tratado no período pós-tratamento.

Por fim, o último procedimento para avaliar a robustez dos resultados obtidos é a utilização de um diferente grupo de controle. Esse tipo de procedimento sugerido por [Callaway e Sant'Anna \(2020\)](#) também pode ser visto em [Athey e Imbens \(2006\)](#) e [Chaisemartin e D'Haultfœuille \(2018\)](#). Nesse caso, se avalia se os efeitos do tratamento nos grupos tratados encontrados não são

⁸Cabe ressaltar que esse teste também permite avaliar possíveis efeitos de antecipação do tratamento, muito embora, no presente estudo tal situação não possa ser descartada, pois grupos rivais poderiam disputar quem ficaria responsável pela venda crack antes de sua chegada ao município, é muito pouco provável que tenha ocorrido essa antecipação. Os resultados dos testes corroboram com essa conclusão.

Tabela 5: Efeitos do mercado de crack nos termos circunstanciados registrados nos municípios tratados – média no período, por grupo tratado e estudo de evento (2011-2017)

Variável dependente	Termos circunstanciados	
	(1)	(2)
Média do período	0,0408 (0,0699)	0,0398 (0,0693)
Grupo		
2013	-0,0524 (0,0894)	-0,0582 (0,0866)
2014	0,1319 (0,1576)	0,1417 (0,1571)
2015	0,215 (0,1648)	0,2611 (0,1650)
2016	-0,0057 (0,0681)	-0,0057 (0,0681)
Evento		
t-4	-0,0524 (0,1479)	-0,0477 (0,1483)
t-3	0,1157 (0,0557)	0,1227 (0,0585)
t-2	0,0348 (0,0564)	0,0460 (0,0620)
t-1	-0,0660 (0,0726)	-0,0756 (0,0732)
t	-0,0184 (0,0705)	-0,0202 (0,0692)
t+1	0,0586 (0,0819)	0,0608 (0,0817)
t+2	0,1364 (0,0922)	0,1318 (0,0921)
t+3	0,0863 (0,0922)	0,0863 (0,1051)
t+4	-0,1230 (0,1549)	-0,1230 (0,1648)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	13,9069 (0,1772)	14,6828 (0,1440)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). (1) Grupo de controle: Somente municípios nunca tratados. (2) Grupo de controle: Inclui municípios ainda não tratados. Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variável de resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs). *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela 6: Efeitos do mercado de crack nos crimes violentos dos municípios tratados – média no período, por grupo tratado e estudo de evento com grupo de controle que inclui municípios ainda não tratados (2011-2017)

Variável dependente	Homicídios	Roubos a pedestre	Roubos a residências	Roubos a estabelecimentos comerciais
Média do período	0,4725* (0,2622)	0,2553 (0,2277)	0,1267 (0,2618)	0,1810 (0,2548)
Grupo				
2013	0,9323** (0,3935)	0,1872 (0,3604)	0,1802 (0,3984)	0,2732 (0,3771)
2014	-0,2296 (0,3935)	0,4477 (0,2004)	-0,2602 (0,5003)	0,2824 (0,4472)
2015	0,1151 (0,4551)	0,2004 (0,5494)	0,1160 (0,4787)	-0,0024 (0,4733)
2016	0,0881 (0,5641)	0,2497 (0,3222)	0,9407** (0,4834)	-0,4122 (0,7176)
Evento				
t-4	-0,5604 (0,6617)	0,0572 (0,8039)	-0,2831 (0,8410)	-0,0287 (0,0982)
t-3	0,4080 (0,4905)	-0,2608 (0,4244)	0,0240 (0,4738)	0,2257 (0,3986)
t-2	-0,0840 (0,3467)	0,2807 (0,3019)	-0,0059 (0,3824)	0,0449 (0,3684)
t-1	-0,0031 (0,2793)	-0,0173 (0,2706)	-0,2690 (0,2488)	0,1439 (0,2564)
t	-0,0068 (0,2942)	0,3841* (0,2122)	0,3601 (0,2992)	-0,0025 (0,2541)
t+1	0,5700** (0,2740)	0,2494 (0,2665)	0,4026 (0,2820)	0,0053 (0,2938)
t+2	0,4805 (0,3382)	-0,0029 (0,2931)	-0,2202 (0,3345)	0,1415 (0,4107)
t+3	0,6419* (0,3684)	0,4830 (0,3265)	-0,3241 (0,3773)	0,4577 (0,3797)
t+4	1,088** (0,5287)	0,1823 (0,5082)	0,3142 (0,5745)	0,6820 (0,5458)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	5,4777 (0,8570)	8,1943 (0,6098)	11,275 (0,3365)	6,4766 (0,7737)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variáveis de resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs) e prisões por homicídios e prisões por roubos (de qualquer tipo) defasados. *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

obra da seleção de um grupo de controle específico. A Tabela 6 mostra estimativas dos efeitos de tratamento nos tratados utilizando a mesma especificação utilizada para gerar os resultados mostrados na Tabela 4 e na Figura 1, porém com um grupo de controle diferente que inclui municípios ainda não tratados no grupo de controle. Conforme pode ser observado, os resultados mostram que não há alternância de sinal e que os coeficientes e os seus respectivos erros-padrão sofrem apenas poucas alterações nos períodos iniciais⁹, o que reforça a robustez dos efeitos estimados.

3.3 Possíveis limitações empíricas

É importante ressaltar que esse estudo possui muitas limitações. Diferentemente de um experimento controlado, uma avaliação a partir de dados observacionais tal como o presente estudo, muitas coisas podem “sair do controle”. Existem tanto restrições de acesso a dados quanto dificuldades de delinear um estudo com base em um experimento natural. Nesse sentido, a existência de informações a respeito de apreensões de drogas por municípios somente a partir de 2011, impede, por exemplo, que se avalie a chegada do mercado de crack, tal como em *Grogger e Willis (2000)*. Não há como descartar a possibilidade de terem ocorrido apreensões de crack em anos anteriores em ambos os grupos utilizados na avaliação.

No entanto, em um número considerável deles, 269 municípios, que fazem parte do grupo de controle, nunca houve qualquer apreensão de crack ao longo de sete anos, e em 176 deles sempre houve apreensões de crack. Portanto, é plausível assumir que nesses casos a existência ou não de um mercado de crack é bem definida. O problema maior está na composição dos municípios que compõem o grupo de tratados. Então, para contornar essa ameaça real a estratégia de identificação proposta, a seleção do grupo tratado considerou somente os municípios em que não houve registro de apreensões por dois anos consecutivos, mas que a partir do terceiro ano da amostra passou a ter registros de apreensões da droga. No pior cenário se teria um mercado que se enfraqueceu e mais adiante retornou e, dessa forma, o tratamento avaliado seria a retomada do mercado de crack no município.

Apesar dessas limitações, o critério utilizado para determinar a amostra e os grupos avaliados propiciou uma comparação que gerou resultados robustos, pois os testes realizados na avaliação da robustez do modelo indicam com uma boa segurança que os grupos escolhidos possuem tendências paralelas, ainda que condicionais as covariadas. Entretanto, não se pode deixar de mencionar que esses critérios de seleção da amostra geram limitações a validade externa dos resultados, pois se avaliou apenas municípios muito pouco populosos e seus resultados podem não se reproduzir se forem incluídos municípios mais populosos. Mesmo assim, se deve registrar que o estudo abrange 321 municípios, uma amostra maior do que a maioria dos estudos anteriores que relaciona o mercado de drogas ilícitas com a criminalidade violenta.

Por fim, cabe mencionar, que assim como muitos estudos que utilizam informações de municípios de uma mesma região/estado e que são muito próximos, que o mercado de crack pode gerar externalidades para municípios vizinhos e dessa forma, por exemplo, gerar uma violência que afete municípios

⁹Cabe lembrar que nos últimos períodos os grupos de controle se tornam idênticos quando todos os municípios já foram tratados, uma vez que, não há mais municípios “ainda não tratados”.

que estão no grupo de controle. Lidar com essas externalidades que geram uma violação da suposição de estabilidade do valor da unidade de tratamento, amplamente conhecida na literatura como SUTVA, é um problema complexo, principalmente quando as externalidades abrangem várias unidades, e considerando os recursos metodológicos existentes, pouco se pode fazer, uma vez que, a quantidade de cenários contrafactuais cresce exponencialmente com o número de municípios afetados de forma que se torna quase impossível se estimar os efeitos do tratamento. Entretanto, se essa fonte de viés existe no presente estudo, isso significa que os efeitos do tratamento seriam ainda maiores e os valores aqui estimados seriam um limite inferior.

4 Considerações Finais

Esse artigo traz evidências da relação entre o mercado de crack e a criminalidade violenta a partir de um delineamento que permite inferência causal. Os resultados obtidos indicam que a existência de um mercado de crack potencializa a criminalidade violenta, uma vez que, aumenta o número de roubos e pode até dobrar a quantidade de homicídios de um município em um curto período de tempo. Esses resultados de certa forma corroboram com evidências anedóticas e o senso comum estabelecido de que muitos crimes violentos podem ter em sua motivação o envolvimento de pessoas no mercado de drogas ilícitas, seja pelo lado da oferta ou pelo lado da demanda. A experiência americana nas décadas passadas já mostrava que o crack é uma droga poderosa que gera problemas em várias dimensões que vão desde a saúde pública, passando pelas questões sociais e terminando comumente na segurança pública. Em outras palavras, onde surge ou se expande o mercado de crack, a violência e os problemas se expandem.

Se trata de uma evidência empírica preocupante se for considerado que dados mais recentes de consumo de cocaína e crack indicam que, diferentemente de outros países, há uma expansão no consumo de crack no Brasil ([ABDALLA et al., 2014](#); [MIRAGLIA, 2015](#)). O que antes era um problema de grandes centros urbanos passou a fazer parte da realidade de municípios pouco populosos, tais como os avaliados neste estudo. De forma que, trabalhar para conter a expansão do mercado de crack e porque não dizer de drogas ilícitas, em geral, contribui para reduzir a violência. Todavia, as políticas públicas disponíveis para esse fim costumam suscitar muita polêmica, especialmente para conter o consumo de crack e discuti-las foge do escopo desse estudo. Contudo, não se pode deixar de considerar que se trata de um problema de saúde pública e de justiça criminal e tal como afirma [Blumstein, Rivara e Rosenfeld \(2000\)](#) nenhuma das disciplinas tem jurisdição exclusiva e ambas são necessárias para minimizar o problema da violência associada ao mercado de drogas ilícitas.

No que tange a possíveis extensões da pesquisa, as dificuldades e limitações apresentadas por este artigo não devem desencorajar novos estudos. Como se sabe, a produção acadêmica sobre o tema já é muito escassa e limitada metodologicamente porque se trata de um mercado ilícito em que muitas informações não existem e/ou não estão disponíveis e/ou não apresentam uma fonte de variação que combinada com experimento natural permita a identificação de uma relação causal. Além disso, as drogas ilegais mais consumidas já existem há muito tempo e estão disseminadas por todos os municípios do país, o que inviabiliza em muitas situações se obter um grupo de

controle, algo fundamental para a inferência causal.

Assim, considerando todas essas dificuldades, talvez o caminho seja de realizar mais estudos tais como os realizados por Sapori, Sena e Silva (2012) e Dirk e Moura (2017) que tentam identificar crimes relacionados ao mercado de drogas por meio de fontes primárias de dados a partir de inquéritos policiais. Isso contribuiria para identificar com maior precisão os mecanismos causais entre o mercado de drogas e a criminalidade violenta, bem como serviriam para sugerir políticas mais adequadas ao problema observado. Por exemplo, se o mecanismo é a dependência química de usuários, o caminho é o tratamento deles por meio do Sistema de Saúde. Se o mecanismo é o caráter ilícito do mercado o caminho é a discussão dos custos e benefícios de manter a sua ilegalidade e/ou investimento na repressão pelo Sistema de Justiça. Enfim, independente do mecanismo identificado, o fato é que não há um caminho fácil para a solução do problema de criminalidade gerado pelo mercado de drogas.

Referências

- ABADIE, Alberto. Semiparametric difference-in-difference estimators. *Review of Economic Studies*, v. 72, n. 1, p. 1–19, jan. 2005.
- ABDALLA, Renata Rigacci *et al.* Prevalence of cocaine use in Brazil: data from the II Brazilian national alcohol and drugs survey (BNADS). *Addictive Behaviors*, v. 39, n. 1, p. 297–301, jan. 2014.
- ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. Design-based analysis in Difference-In-Differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, v. 226, n. 1, p. 62–79, jan. 2022.
- ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models. *Econometrica*, v. 74, n. 2, p. 431–497, 2006.
- AVELAR, Guilherme. *Drug markets and violence: evidence from Brazil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2017.
- BAUMER, Eric *et al.* The Influence of Crack Cocaine on Robbery, Burglary, and Homicide Rates: A Cross-City, Longitudinal Analysis. *Research in Crime and Delinquency*, v. 35, n. 3, p. 316–340, ago. 1998.
- BEATO FILHO, Cláudio Chaves *et al.* Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, p. 1163–1171, out. 2001.
- BERTRAND, Marianne; DUFLO, Esther; MULLAINATHAN, Sendhil. How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 249–275, fev. 2004.
- BLUMSTEIN, A. Youth Violence, Guns, and the Illicit-Drug Industry. *Criminal Law and Criminology*, v. 86, n. 1, p. 10, jan. 1995.

- BLUMSTEIN, A.; RIVARA, F. P.; ROSENFELD, R. The rise and decline of homicide—and why. *Annual Review of Public Health*, v. 21, p. 505–541, 2000.
- BORUSYAK, Kirill; JARAVEL, Xavier. *Revisiting Event Study Designs*. Rochester, NY, maio 2017.
- CALLAWAY, Brantly; SANT’ANNA, Pedro H. C. Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2020.
- CHAISEMARTIN, Clément; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Fuzzy Differences-in-Differences. *Review of Economic Studies*, v. 85, n. 2, p. 999–1028, abr. 2018.
- CHAISEMARTIN, Clément; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, v. 110, n. 9, p. 2964–2996, set. 2020.
- COOK, Philip J.; LAUB, John H. After the Epidemic: Recent Trends in Youth Violence in the United States. *Crime and Justice*, v. 29, p. 1–37, jan. 2002.
- COOK, Philip J.; LAUB, John H. The Unprecedented Epidemic in Youth Violence. *Crime and Justice*, v. 24, p. 27–64, 1998.
- CORK, Daniel. Examining Space–Time Interaction in City-Level Homicide Data: Crack Markets and the Diffusion of Guns Among Youth. *Quantitative Criminology*, v. 15, n. 4, p. 379–406, dez. 1999.
- CORMAN, Hope; MOCAN, H. Naci. A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City. *American Economic Review*, v. 90, n. 3, p. 584–604, jun. 2000.
- DIRK, Renato; MOURA, Lílian. As motivações nos casos de letalidade violenta da Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Cadernos de Segurança Pública*, v. 8, 2017.
- EVANS, William N.; GARTHWAITE, Craig; MOORE, Timothy J. *Guns and Violence: The Enduring Impact of Crack Cocaine Markets on Young Black Males*. [S. l.], jul. 2018. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w24819>. Acesso em: 14 ago. 2021.
- FRYER, Roland G. *et al.* Measuring Crack Cocaine and Its Impact. *Economic Inquiry*, v. 51, n. 3, p. 1651–1681, 2013.
- GOLDSTEIN, Paul J. The Drugs/Violence Nexus: A Tripartite Conceptual Framework. *Journal of Drug Issues*, v. 15, n. 4, p. 493–506, out. 1985.
- GOODMAN-BACON, Andrew. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 254–277, dez. 2021.
- GROGGER, Jeff; WILLIS, Michael. The Emergence of Crack Cocaine and the Rise in Urban Crime Rates. *Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 519–529, 2000.

- HECKMAN, James *et al.* Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*, v. 66, n. 5, p. 1017–1098, 1998.
- HECKMAN, James; ICHIMURA, Hidehiko; TODD, Petra E. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies*, v. 64, n. 4, p. 605–654, 1997.
- INCIARDI, J. A. The crack-violence connection within a population of hard-core adolescent offenders. *NIDA Research Monograph*, v. 103, p. 92–111, 1990.
- JOHNSON, Bruce D.; GOLUB, Andrew; FAGAN, Jeffrey. Careers in Crack, Drug Use, Drug Distribution, and Nondrug Criminality. *Crime & Delinquency*, v. 41, n. 3, p. 275–295, jul. 1995.
- KILSZTAJN, Samuel *et al.* Vítimas fatais da violência e mercado de drogas na Região Metropolitana de São Paulo. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 20, n. 2, p. 259–279, dez. 2003.
- LEVITT, Steven D. Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain the Decline and Six that Do Not. *Economic Perspectives*, v. 18, n. 1, p. 163–190, mar. 2004.
- LEVITT, Steven D.; VENKATESH, Sudhir Alladi. An Economic Analysis of a Drug-Selling Gang's Finances*. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 3, p. 755–789, ago. 2000.
- MIRAGLIA, Paula. *Drugs and Drug Trafficking in Brazil: Trends and Policies*. Washington, DC: Center for 21st Century Security and Intelligence, 2015.
- OUSEY, Graham C.; LEE, Matthew R. Examining the Conditional Nature of the Illicit Drug Market-Homicide Relationship: A Partial Test of the Theory of Contingent Causation. *Criminology*, v. 40, p. 73, 2002.
- OUSEY, Graham C.; LEE, Matthew R. Investigating the Connections Between Race, Illicit Drug Markets, and Lethal Violence, 1984-1997. *Research in Crime and Delinquency*, v. 41, n. 4, p. 352–383, nov. 2004.
- PORTELLA, Daniel Deivson Alves. *Homicídios dolosos, tráfico de drogas e indicadores sociais em Salvador, Bahia, Brasil*. Disponível em: <http://www.cienciae saudecoletiva.com.br/artigos/homicidios-dolosos-trafico-de-drogas-e-indicadores-sociais-em-salvador-bahia-brasil/16153?id=16153>. Acesso em: 14 ago. 2021.
- RILEY, K. Jack. Homicide and Drugs: A Tale of Six Cities. *Homicide Studies*, v. 2, n. 2, p. 176–205, maio 1998.
- ROSENFELD, Richard; DECKER, Scott H. Are arrest statistics a valid measure of illicit drug use? The relationship between criminal justice and public health indicators of cocaine, heroin, and marijuana use. *Justice Quarterly*, v. 16, n. 3, p. 685–699, set. 1999.

- SANT'ANNA, Pedro H. C.; ZHAO, Jun. Doubly robust difference-in-differences estimators. *Journal of Econometrics*, v. 219, n. 1, p. 101–122, nov. 2020.
- SANTOS, Marcelo Justus dos; KASSOUF, Ana Lucia. Uma Investigação Econômica da Influência do Mercado de Drogas Ilícitas Sobre a Criminalidade Brasileira. *Economia*, v. 8, n. 2, 2007.
- SAPORI, Luis Flavio; SENA, Lucia Lamounier; SILVA, Braulio Figueiredo Alves da. Mercado do crack e violência urbana na cidade de Belo Horizonte. *Dilemas - Revista de Estudos de Conflito e Controle Social*, v. 5, n. 1, p. 37–66, jan. 2012.
- SILVA, Risomário Willams da. *Crimes letais e o mercado ilegal de drogas brasileiro: uma análise para o período 2006-2015*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2020.
- SUN, Liyang; ABRAHAM, Sarah. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 175–199, dez. 2021.
- VARANO, Sean P. *et al.* Exploring the Drugs-Homicide Connection. *Contemporary Criminal Justice*, v. 20, n. 4, p. 369–392, nov. 2004.
- VARANO, Sean P.; KUHNS, Joseph B. Drug-Related Homicide. In: BROOKMAN, Fiona; MAGUIRE, Edward R.; MAGUIRE, Mike (org.). *The Handbook of Homicide*. Chichester: Wiley, 2017. p. 89–104.
- ZIMRING, Franklin E. *The Great American Crime Decline*. Oxford: Oxford University Press, 2008.

PERCEPÇÃO E HETEROGENEIDADE NA AVALIAÇÃO DO GRAU DE SATISFAÇÃO: UMA INVESTIGAÇÃO PARA O TRABALHO DECENTE

VICTOR RODRIGUES DE OLIVEIRA *

Resumo

O objetivo deste artigo é decompor a satisfação do trabalho em dois componentes, permitindo o controle do efeito da incerteza e da percepção na avaliação do trabalho decente. Para tanto, utilizamos a abordagem dos modelos CUB (*Combination of discrete Uniform and shifted Binomial distributions*) e desagregamos os resultados por gênero. A partir dos dados da PNAD 2015 observamos que o viés de desejabilidade social é importante na composição do *rating* de satisfação, sendo seguido pelos componentes de percepção e de incerteza. Em adição a esses efeitos, identificamos que a experiência no mercado de trabalho e a prática de atividades físicas reduzem a incerteza no processo decisório. Nossas evidências também apontam que a percepção de satisfação é maior entre os chefes de família e aqueles com maior experiência no emprego atual.

Palavras-chave: satisfação do trabalho; trabalho decente; modelos CUB.

Abstract

This article documents the degree of satisfaction of Brazilian workers for different dimensions of decent work. Then, it breaks down satisfaction into two components, allowing control of the effect of uncertainty and perception in the response process. From the PNAD 2015 data, we observed that the bias of social desirability is important in the composition of the satisfaction rating, being followed by the feeling and uncertainty components. In addition to these effects, we identified that the experience in the labor market and the practice of physical activities reduce uncertainty in the decision-making process. Our evidence also points out that the perception of satisfaction is higher among heads of households and those with more experience in the current job.

Keywords: job satisfaction; decent work; CUB models.

JEL classification: I21, D61, C21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea185996>

* Universidade Federal do Paraná. Departamento de Economia. E-mail: victor5491@gmail.com

1 Introdução

Durante muitos anos a discussão sobre *job satisfaction*, enquanto objeto de uma extensa literatura sociológica e de psicologia industrial¹, foi muito limitada em economia. Hamermesh (1977), Freeman (1978) e Borjas (1979) foram os primeiros economistas a enfatizar esse ponto e considerar o grau de satisfação laboral como uma variável econômica relevante. Mas essas contribuições foram tratadas como curiosidades intelectuais e atraíram pouca atenção nas décadas de 1970 e 1980. Como exposto em Freeman (1978), a negligência com o estudo sobre a satisfação do trabalho refletiria o viés decorrente do uso de variáveis subjetivas – variáveis que mensuram “o que as pessoas dizem” em vez de “o que as pessoas fazem”.

A definição de satisfação do trabalho em psicologia industrial diz respeito a um “estado emocional positivo resultante da avaliação do trabalho de alguém” (LOCKE, 1976). De forma semelhante, “a satisfação no trabalho é simplesmente como as pessoas se sentem a respeito de seu trabalho e dos diferentes aspectos de seu trabalho. É até que ponto as pessoas gostam (satisfação) ou não gostam (insatisfação) de seus empregos” (SPECTOR, 1997).

As duas definições expostas destacam, de forma patente, o principal problema na interpretação das respostas às questões de satisfação: que elas dependem não apenas das circunstâncias objetivas em que um indivíduo se encontra, mas também de seu estado psicológico e, portanto, das aspirações, da disposição para expressar descontentamento e das alternativas hipotéticas às quais o trabalho atual é comparado. Ao refletir fatores subjetivos, a avaliação do trabalho é mais complexa do que as variáveis econômicas usuais e requer uma análise mais cuidadosa.

As opiniões das pessoas, quando requeridas a avaliar um objeto, derivam de um mecanismo cognitivo que traz de volta memórias de eventos passados, experiências recentes e sensações temporárias. A combinação de tais elementos é sem dúvida uma variável latente e a resposta observada pode ser resumida brevemente como adversa, indiferente ou uma atitude favorável em relação ao item investigado. Esse processo de avaliação é afetado por dois componentes: (i) a atratividade ou repulsão em relação ao item investigado e ao intervalo da escala (*feeling*), doravante componente de percepção; e (ii) a influência de um conjunto de fatores de perturbação, doravante componente de heterogeneidade.

Tendo em vista as razões acima expostas, nossa contribuição à literatura é entender a natureza do processo de avaliação do grau de satisfação dos diferentes aspectos que compõem o trabalho. Em particular, focamos nas dimensões² que constituem o trabalho decente. O conceito de trabalho decente, usado pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), se aplica para expressar a promoção das normas internacionais do trabalho, a geração de empregos produtivos e de qualidade para homens e mulheres, a extensão da proteção social e a promoção do diálogo social tripartido (ou seja, envolvendo trabalhador, empregador e governo)³.

¹ Para detalhes, ver Locke (2004).

² São elas: nível do salário e dos complementos/gratificações salariais; valor do auxílio-alimentação; jornada de trabalho; avaliação da flexibilidade de horário; processo de capacitação profissional; promoção de igualdade de oportunidade e de tratamento no ambiente de trabalho; salubridade e segurança no trabalho; e benefícios sociais complementares.

³ Inclusive o trabalho decente constitui um dos objetivos do desenvolvimento sustentável, da Or-

Além das medidas de geração de postos de trabalho e de enfrentamento do desemprego, a noção de trabalho decente propõe a superação de formas de trabalho que geram renda insuficiente para que os indivíduos e suas famílias subjuguem a situação de pobreza ou que se baseiam em atividades insalubres, perigosas, inseguras e/ou degradantes. Essa definição, cabe destacar, afirma a necessidade de que o emprego esteja também associado à proteção social e à noção de direitos fundamentais no trabalho, entre eles os de representação, associação, organização sindical e negociação coletiva⁴.

De modo a cumprir esse objetivo é utilizada a abordagem dos modelos CUB (*Combination of discrete Uniform and shifted Binomial distributions*), que são capazes de internalizar o processo de discretização de uma variável latente contínua. O interesse nesse procedimento decorre da simplicidade dos parâmetros e de sua interpretação no processo de escolha. Com efeito, tal método permite: (i) modelar explicitamente o componente de heterogeneidade; (ii) detectar similaridades e a presença de *clusters* no comportamento de subgrupos; (iii) avaliar se as alterações dos parâmetros do modelo podem ser atribuídas a uma intervenção de política pública; e (iv) investigar a trajetória dos parâmetros ao longo do tempo para observar a dinâmica da percepção e/ou da heterogeneidade dos entrevistados sobre o item avaliado.

Para cada uma das dimensões do trabalho decente, é separada e mensurada a importância do componente de heterogeneidade e do componente de percepção. Esses itens são parametrizados de maneira parcimoniosa por uma mistura de distribuições discretas com apenas dois parâmetros, cuja interpretação está relacionada a componentes latentes que afetam as escolhas humanas.

A literatura sobre *job satisfaction* é ampla⁵. Contudo, estudos sobre os componentes do grau de satisfação ainda são escassos. Um dos primeiros trabalhos que procurou mensurar a importância dos componentes de percepção e de heterogeneidade é o estudo de Gambacorta e Iannario (2013). Os autores fizeram uma análise empírica dos determinantes da satisfação do trabalho na Itália usando dados do *Survey on Household Income and Wealth* para o ano de 2006. Foi observado um alto nível de satisfação e baixa incerteza (heterogeneidade) com as condições de trabalho. As estimativas também indicaram que empregos que exigem menos experiência laboral tiveram um efeito negativo na satisfação, provavelmente devido à presença de um trabalho não estimulante.

No mesmo sentido, a partir de um questionário com 14 aspectos das relações de trabalho, Capecchi e Piccolo (2016), com base em uma amostra de graduados italianos observados em 2008 e 2013 em diversos setores econômicos, confirmaram que a importância relativa do componente de heterogeneidade é maior para as mulheres; também observaram maior satisfação média quando comparadas aos homens; e o aumento da renda reduz a heterogeneidade nas respostas.

ganização das Nações Unidas, ao versar sobre a promoção do crescimento econômico sustentado, inclusivo e sustentável, emprego pleno e produtivo e trabalho decente para todas e todos.

⁴Para informações adicionais, ver Ghai (2006).

⁵Podemos citar os estudos de Akerlof *et al.* (1988), Clark (1996), Clark e Oswald (1996), Clark (1997), Clark, Georgellis e Sanfey (1998), Sousa-Poza e Sousa-Poza (2000a,b), Ward e Sloane (2000), Hamermesh (2001), Clark (2001), Shields e Price (2002), Lévy-Garboua e Montmarquette (2004), Bender, Donohue e Heywood (2005), Gazioglu e Tansel (2006), Ghinetti (2007), Clark, Kristensen e Westergård-Nielsen (2009), Jones *et al.* (2009), Sell e Cleal (2011), Card *et al.* (2012), Gambacorta e Iannario (2013), Clark (2018) e Perugini e Vladislavjević (2019).

Punzo, Castellano e Buonocore (2018) analisaram a satisfação do trabalho para França, Alemanha, Itália e Reino Unido em 2010. Por meio do *European Working Conditions Survey*, os autores encontraram que até 80% do grau de satisfação do trabalho é “direcionado” pelo componente de heterogeneidade, de tal maneira que a natureza subjetiva do processo de avaliação deve ser modelada explicitamente.

No cenário brasileiro, poucos são os estudos sobre satisfação no trabalho. Monte (2012) encontrou que o efeito da insatisfação do trabalho sobre a rotatividade do trabalho difere em função do gênero, idade, nível de escolaridade, tipo de contrato de trabalho e estabilidade. Especificamente, foi observado que a mobilidade *job-to-job* é afetada pelo nível de satisfação do trabalho, enquanto a mobilidade do emprego para outros estados ocupacionais não é, sugerindo que as características pessoais dos empregados podem levá-los a mudar de emprego ou possivelmente para buscar melhores oportunidades de trabalho.

A partir de informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), no período 2002 a 2007, Machado e Silva (2014) mostraram que os homens têm maior probabilidade de ficar insatisfeitos com sua ocupação do que as mulheres no Brasil. Além disso, trabalhadores com relações de trabalho informais, com rendimentos menores e com menor tempo de permanência na empresa são os que mais procuram por uma nova ocupação, podendo elevar a rotatividade do mercado de trabalho.

Nenhum desses estudos anteriores deu ênfase ao efeito do gênero sobre os níveis de satisfação do trabalho. Para suprir essa lacuna, Monte (2019) investiga o efeito causal do gênero do trabalhador na determinação do grau de insatisfação com o trabalho utilizando os dados da PME entre 2011 e 2014. As evidências apontaram para um efeito positivo de ser mulher na insatisfação com o trabalho, que é robusto aos diferentes métodos de estimação. O fato de as mulheres estarem mais insatisfeitas, procurando um novo emprego, pode indicar que elas almejam melhores oportunidades de emprego e crescimento profissional no mercado de trabalho.

A despeito dos estudos supracitados, não há literatura específica para o Brasil sobre a natureza dos componentes do grau de satisfação com o trabalho (heterogeneidade e percepção), principalmente em razão da inexistência, por muitos anos, de dados subjetivos sobre a satisfação do trabalho. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 conta com um suplemento que permite suprir essa carência, coletando informações sobre as relações de trabalho e a satisfação do emprego em diferentes dimensões. Em virtude das diferenças de gênero no tocante à avaliação da satisfação do trabalho, as estimativas do presente estudo foram produzidas separadamente para homens e mulheres.

Nossos resultados indicam que muitas pessoas enfrentam pressão social para se abster de admitir ou agir de acordo com suas reais percepções e sentimentos acerca de um aspecto do trabalho. Constata-se que a prática de exercícios físicos – variável *proxy* para o bem-estar geral – e a experiência no mercado de trabalho reduzem a heterogeneidade. Os determinantes da percepção variam com a dimensão do trabalho decente e com o gênero. Notadamente, entre os homens, ser chefe de família e trabalhar há mais tempo na empresa atual aumenta a satisfação quanto ao salário; entre as mulheres se destacam a importância da idade, da escolaridade e da experiência na formação do grau de satisfação com relação ao nível salarial. Um maior capital humano implica

em uma maior satisfação quanto à flexibilidade de horários.

O artigo é organizado como segue. A seção 2 descreve o processo de tomada de decisão por parte de um indivíduo. As seções 3.1 e 3.2 descrevem a abordagem empregada e a base de dados utilizada, respectivamente. A seção 4.1 apresenta uma perspectiva sobre a satisfação do trabalho para diferentes indicadores; a seção 4.2 quantifica os componentes de percepção e de heterogeneidade; a seção 4.3 explora os determinantes desses componentes. Por fim, a seção 5 apresenta as principais conclusões.

2 O Processo de Tomada de Decisão

O principal problema na análise da satisfação do trabalho diz respeito à coleta dessas informações, pois as perguntas usadas para quantificar esse fenômeno procuram mensurar uma variável latente contínua por meio de uma escala discreta de avaliação⁶. Nessa perspectiva, a interseção entre a psicologia e a metodologia de realização de *surveys* é uma ferramenta útil para determinar como o processamento de informações dos entrevistados influencia sua resposta a determinado questionamento e a qualidade dos dados coletados⁷.

O uso do grau de satisfação laboral, como medida de qualidade das condições do ambiente de trabalho, sofre de um viés devido à presença de mecanismos psicológicos que afetam o comportamento humano⁸. Diferentes fatores podem influenciar o processo que leva os entrevistados a traduzirem seu julgamento em uma resposta ordenada.

Alguns autores argumentam que quando as questões dizem respeito a comportamentos autorreportados, a sentimentos ou a traços de personalidade, as respostas fornecidas podem ser consideradas positivas por outros indivíduos – *social-desirability bias* (ARNOLD; FELDMAN; PURBHOO, 1985).

Além disso, a escala de respostas pode ser vista de forma diferente por indivíduos com características sociodemográficas distintas⁹, por exemplo, porque seus hábitos os impõe que nunca sejam muito otimistas/pessimistas em relação a itens específicos (KRISTENSEN; JOHANSSON, 2008).

Igualmente, é possível que as informações relatadas em entrevistas orais sejam, em média, mais otimistas do que aquelas registradas em questionários manuais (CONTI; PUDNEY, 2011). Os resultados também podem ser viesados devido à presença de diferentes membros da família durante a entrevista, à falta de atenção do respondente, ou a outros mecanismos psicológicos que podem afetar o comportamento do entrevistado (HOLBROOK; GREEN; KROSINICK, 2003; BIANCOTTI; D'ALESSIO; NERI, 2008; DAVIS, 2009).

Inclusive, tem sido defendido que os respondentes são propensos a selecionar a resposta adotando um comportamento “*satisficing*”, escolhendo uma resposta adequada que pode não ser a ideal, na tentativa de minimizar o “custo” associado à pergunta (CAPLIN; DEAN; MARTIN, 2011).

⁶De forma semelhante, esse problema pode ser visto como falta de informação. Ou seja, o pesquisador não conhece a forma funcional da função resposta que caracteriza a relação entre a escala ordinal e o conceito latente (OSWALD; POWDTHAVEE, 2008).

⁷Para detalhes, ver Hines (1993), Tourangeau, Rips e Rasinski (2000), Belli, Conrad e Wright (2007), Willis (2008) e Van der Maas *et al.* (2011).

⁸De fato, a heterogeneidade nas escalas utilizadas para avaliar o grau de satisfação é um problema geral que afeta todas as medidas de autorrelato (STEVENSON; WOLFERS, 2009; BOND; LANG, 2019).

⁹Isso se aplica sobretudo a questionários implementados em muitos países, porque fatores culturais podem influenciar a escolha entre vários itens da escala de resposta.

Nesse cenário, a avaliação de um indivíduo sobre um objeto é a composição de dois elementos, o componente de percepção e o componente de heterogeneidade, que resultam de duas abordagens diferentes que os indivíduos podem seguir para expressar seu julgamento e que não são necessariamente consecutivos, mas possivelmente coexistem no processo decisório (PD) (D'ELIA; PICCOLO, 2005).

A abordagem da percepção consiste em um processo chamado *feeling path*, que percorre cada um dos pontos da escala. A cada passo é dado um juízo elementar, que leva a uma classificação provisória, de modo que a última classificação r_T resulta do acúmulo desses juízos. A abordagem da heterogeneidade, por seu lado, está relacionada à formulação de uma classificação em um ambiente disperso. No entanto, para cada resposta, não sabemos se o respondente decidiu de acordo com a primeira ou a segunda abordagem.

Assim, supomos que a resposta expressa pelo entrevistado é derivada a partir de uma ponderação dos dois componentes. Suponha que r seja igual à última avaliação r_T dada sobre como o indivíduo se sente em relação ao objeto ou a avaliação q supondo incerteza por parte do indivíduo. Formalmente, r_T é a última classificação de uma sequência passo a passo de T ratings intermediários r_1, \dots, r_T , que são realizações de uma sequência de variáveis aleatórias $\mathcal{R}_1, \dots, \mathcal{R}_T$. Formalmente:

$$\mathcal{R}_t = d(W_t) = d(f(X_1, \dots, X_t)), \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

em que $d(\cdot)$ é uma função “Likertizadora”, mapeando o domínio de W_t dentro do espaço $(1, \dots, m)$, $f(\cdot)$ é uma função cumulativa que mapeia o produto cartesiano dos domínios de X_1, \dots, X_t no \mathbb{R} e X_1, \dots, X_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas que descrevem os julgamentos básicos formulados ao longo da escala de avaliação até o passo t . Por seu turno, seguindo a abordagem de heterogeneidade do PD, a resposta é dada por uma classificação q extraída de uma variável aleatória \mathcal{Q} com domínio $(1, \dots, m)$, independente de \mathcal{R}_T . O rating final observado r é a realização de uma variável aleatória \mathcal{R} definida como uma mistura de \mathcal{R}_T e \mathcal{Q} com peso π , de modo que:

$$r = \begin{cases} r_T & \text{com peso } \pi, \\ q & \text{com peso } 1 - \pi. \end{cases} \quad (2)$$

Com base nisso, o modelo proposto pode ser sumarizado como segue.

1. Julgamentos elementares: uma sequência *i.i.d.* de variáveis aleatórias X_1, \dots, X_T com domínios $\mathcal{D}_{X_1}, \dots, \mathcal{D}_{X_T}$ gera T julgamentos elementares x_1, \dots, x_T progressivamente expressos ao longo de T passos.
2. Função cumulativa: em cada passo t , uma função $f: \mathcal{D}_{X_1}, \dots, \mathcal{D}_{X_T} \rightarrow \Psi_t \subseteq \mathbb{R}$ sumariza os t pretéritos julgamentos elementares (por exemplo, pelo somatório). Assume-se que f seja uma função cumulativa, isto é, requer-se que ela obedeça a seguinte propriedade: $\Psi_t \subseteq \Psi_{t+1}, \forall t$.
3. Julgamentos acumulados: uma sequência de variáveis aleatórias W_1, \dots, W_T , $W_T = f(X_1, \dots, X_T)$, com domínios $\mathcal{D}_{W_1} \equiv \Psi_1, \dots, \mathcal{D}_{W_T} \equiv \Psi_T$ originada ao longo dos T passos do PD com T correspondentes realizações w_1, \dots, w_T , $w_t = f(x_1, \dots, x_t)$, é chamada de julgamentos acumulados.

4. Função “Likertizadora”: em cada passo t , uma função não decrescente $d: \mathcal{D}_{W_T} \rightarrow (1, \dots, m)$ transforma w_t em um *rating* provisório. Note que da definição de função cumulativa deriva-se que $\mathcal{D}_{W_1} \subseteq \dots \subseteq \mathcal{D}_{W_T}$. Logo, d sempre pode ser computada no domínio de W_t para todo t .
5. *Ratings* provisórios: uma sequência de variáveis aleatórias $\mathcal{R}_1, \dots, \mathcal{R}_T$, $\mathcal{R}_T = d(W_T)$, com domínio no espaço $(1, \dots, m)$, é então originada ao longo dos T passos do *feeling path* com T correspondentes realizações r_1, \dots, r_T , $r_t = d(w_t)$.
6. Componente de heterogeneidade: um valor q , chamado julgamento sob incerteza, é gerado por uma variável aleatória \mathcal{Q} com domínio $\mathcal{D}_{\mathcal{Q}} \equiv (1, \dots, m)$.

A composição dos componentes de percepção e de heterogeneidade do PD é formalizada por uma variável aleatória \mathcal{R} com domínio no espaço $(1, \dots, m)$, cuja distribuição é dada por uma mistura de \mathcal{R}_T e de \mathcal{Q} com peso π . O *rating* expresso derivado desse PD é uma realização de \mathcal{R} . Essa estrutura de tomada de decisão pode ser expressa por meio de um modelo de mistura do tipo CUB (*Combination of a discrete Uniform and a shifted Binomial*). Esses modelos derivam de um PD com $T = m - 1$.

Especificamente, as variáveis $X_t, t = 1, \dots, T$, seguem uma distribuição Bernoulli com parâmetro $1 - \xi$, em que $\xi \in [0, 1]$, ou seja, $X_t \sim B(1 - \xi)$. Assim, cada julgamento elementar consiste em uma resposta 0–1, com 0 significando discordância em relação ao objeto que está sendo avaliado e 1 significando concordância. Note que $1 - \xi$ corresponde a probabilidade de obter um julgamento elementar favorável na t -ésima etapa da avaliação.

A função cumulativa f é aditiva, isto é, $W_t = X_1 + \dots + X_t$ e como consequência, W_t segue uma distribuição Binomial com parâmetros t e $1 - \xi$, isto é, $W_t \sim B(t, 1 - \xi)$. Desse modo, o julgamento acumulado w_t é dado pelo número de julgamentos elementares favoráveis até o t -ésimo passo. Disso decorre que a função tem o domínio $\mathcal{D}_{W_T} = (0, 1, \dots, m - 1)$, de tal modo que o *rating* provisório r_t é dado por $r_t = w_t + 1$. Logo, a variável aleatória $\mathcal{R}_t, t = 1, \dots, T$, segue uma distribuição Binomial deslocada com parâmetros $t + 1$ e $1 - \xi$.

A variável aleatória \mathcal{Q} , por seu turno, segue uma distribuição uniforme com domínio no espaço $(1, \dots, m)$.

Assim, a variável \mathcal{R} que gera o *rating* final é uma mistura com peso $\pi, \pi \in (0, 1]$, de duas variáveis aleatórias: Binomial deslocada e uniforme. A correspondência entre o PD e os modelos CUB é direta. Os parâmetros que mensuram os componentes de heterogeneidade e de percepção são os mesmos que caracterizam o PD; portanto, os modelos CUB derivam de PD lineares.

O modelo CUB acomoda os diferentes tipos de trabalhadores construindo um modelo de mistura para o caso em que um rol de quesitos é ordenado quanto à preferência. A adoção de um único componente da mistura para representar os trabalhadores que atribuem nota (ou posições) aos itens que mensuram a satisfação do trabalho considerando a preferência que possuem pelos objetos também pode não ser coerente com algumas situações práticas.

No cenário de avaliação da satisfação do trabalho por meio da ordenação por ordem de preferência ou por categorização com base em uma escala, considerando a heterogeneidade dos trabalhadores, o modelo se mostra uma excelente opção. A partir dessa estrutura teórica, deriva-se a estratégia empírica a ser empregada para avaliar o grau de satisfação do trabalhador.

3 Metodologia

3.1 Estratégia Empírica

A preferência do trabalhador é o resultado de sua história pessoal com relação a cada aspecto de seu trabalho e, a esse respeito, fatores genéticos, emocionais, tradições familiares, educação conquistada, pressões ambientais, influência da mídia etc. são elementos substanciais e não independentes. Assim, uma distribuição de probabilidade deve ser capaz de explicar a percepção contínua que deriva de vários agentes e se manifesta como uma resposta discreta para cada dimensão analisada. Para um dado número m de categorias, seja r a realização de uma variável aleatória discreta \mathcal{R} com função massa de probabilidade definida por:

$$\Pr(\mathcal{R} = r) = \pi b_r(\xi) + (1 - \pi)U_r, \quad r = 1, 2, \dots, m \quad (3)$$

em que $b_r(\xi) = \binom{m-1}{r-1} \xi^{m-r} (1-\xi)^{r-1}$ e $U_r = \frac{1}{m}$ são as distribuições binomial deslocada¹⁰ e uniforme, respectivamente. A representação exposta em (3) é conhecida como modelos CUB (*Combination of discrete Uniform and shifted Binomial distributions*). Este modelo de mistura finita é caracterizado pelos parâmetros $\pi \in (0, 1]$ e $\xi \in [0, 1]$ e é identificável¹¹ quando $m > 3$. Sob esta condição, o modelo está definido no espaço paramétrico:

$$\Omega(\theta) = \Omega(\pi, \xi) = \{\pi, \xi : 0 < \pi \leq 1, 0 \leq \xi \leq 1\} \quad (4)$$

o que garante que seja possível identificar os parâmetros π e ξ .

Os dois parâmetros desempenham papéis diferentes na determinação da forma e da interpretação do modelo. O parâmetro ξ está relacionado às medidas de localização e é fortemente determinado pela assimetria das respostas: aumenta quando os respondentes preferem classificações inferiores e vice-versa. Podemos deduzir que ξ está relacionado ao predomínio de respostas desfavoráveis e isso afeta a assimetria da distribuição. Vale mencionar que quando $\xi \rightarrow 1$ ($\xi \rightarrow 0$) a massa de distribuição se move em direção a valores baixos (altos); assim, para uma interpretação correta desse parâmetro, deve-se considerar a direção da escala de classificação. Como consequência, $1 - \xi$ é uma medida da percepção em relação ao item.

O significado do parâmetro ξ muda com a análise e depende principalmente de como as classificações são codificadas (quanto maior a classificação, melhor o resultado, ou vice-versa). Assim, de acordo com o contexto, o parâmetro ξ pode estar relacionado a um grau de percepção, uma medida de proximidade, um nível de satisfação, uma avaliação de proficiência, um grau de preocupação, um índice de seletividade, um limiar de sofrimento, uma probabilidade subjetiva e assim por diante.

¹⁰Pela seleção apropriada dos limiares, uma variável aleatória binomial deslocada é uma escolha eficaz para levar em conta várias possibilidades que surgem quando transformamos uma variável aleatória contínua unimodal em uma variável aleatória discreta cujo suporte é o conjunto dos m primeiros inteiros.

¹¹Um modelo CUB é identificável se, e somente se, para uma dada distribuição de probabilidade $\text{pr}(\theta), r = 1, 2, \dots, m$, gerada por um vetor de parâmetros $\theta = (\pi, \xi)$, não é possível encontrar um vetor de parâmetros $\theta^* = (\pi^*, \xi^*)$ tal que $\text{pr}(\theta) = \text{pr}(\theta^*)$. Para detalhes, ver Iannario (2010).

Por outro lado, a heterogeneidade diz respeito aos modos operacionais da escolha final e aos fatores externos que afetam e cercam a decisão final. Assim, a heterogeneidade não é a “aleatoriedade” relacionada ao experimento de amostragem, mas depende de fatores convergentes e relacionados como: conjunto limitado de informações sobre o tema, interesse/envolvimento pessoal em atividades relacionadas ao problema, quantidade de tempo dedicado à resposta, natureza da escala em termos de amplitude e redação, cansaço ou fadiga para a correta compreensão da pergunta, falta de autoconfiança, preguiça/apatia/tédio do respondente.

Dito de outro modo, o parâmetro π acrescenta dispersão à distribuição e aumenta a quantidade de frequências em cada categoria, ou seja, modifica a heterogeneidade da distribuição. Desse modo, quando $\pi \rightarrow 1$ ($\pi \rightarrow 0$) o peso da heterogeneidade diminui (aumenta). Além disso, π mede a propensão/inclinação para um respondente em direção a uma escolha que foi refletida. Assim, $1 - \pi$ é uma medida de heterogeneidade na decisão expressa.

Em determinadas situações, alguns entrevistados aderem a uma categoria específica. Denomina-se tal comportamento de efeito *shelter* e é representado como uma distribuição degenerada colapsada em uma categoria particular. Especificamente, suponhamos que uma resposta $r = c$, para $c \in \{1, 2, \dots, m\}$, tenha uma frequência anômala. Modela-se essa escolha por meio da estrutura anterior com o objetivo de estimar e testar sua possível relevância. Para esse fim, introduzimos um terceiro componente em (3) como uma variável aleatória degenerada cuja massa de probabilidade está concentrada em $r = c$, ou seja:

$$D_r^{(c)} = \begin{cases} 1 & \text{se } r = c, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (5)$$

Assim, o modelo CUB generalizado (GeCUB) é definido por:

$$\Pr(\theta) = \Pr(\mathcal{R} = r) = \pi_1 b_r(\xi) + \pi_2 U_r + (1 - \pi_1 - \pi_2) D_r^{(c)} \quad (6)$$

em que $\theta = (\pi_1, \pi_2, \xi)'$ é o vetor de parâmetros que caracteriza a distribuição dessa nova mistura de variáveis aleatórias. Esses modelos são identificados para $m > 4$ e o espaço paramétrico é definido por:

$$\Omega(\theta) = \{\Omega(\pi_1, \pi_2, \xi): \pi_1 > 0, \pi_2 \geq 0, \pi_1 + \pi_2 \leq 1, 0 \leq \xi \leq 1\} \quad (7)$$

Observamos que a quantidade $\delta = 1 - \pi_1 - \pi_2$ mede a contribuição relativa adicionada pela escolha anômala de $r = c$ em relação à versão padrão do modelo. Naturalmente, se $\pi_1 + \pi_2 = 1$, o modelo GeCUB é idêntico ao modelo padrão.

Uma outra forma de interpretar esse modelo é considerá-lo como uma espécie de modelo com uma categoria inflada explicitamente. Suponha que os entrevistados escolham entre um modelo CUB padrão com parâmetros $(\pi, \xi)'$ e uma variável aleatória degenerada $D_r^{(c)}$ com probabilidades $1 - \delta$ e δ , respectivamente. Então, a variável aleatória \mathcal{R} tem função massa de probabilidade dada por:

$$\Pr(\theta^*) = \Pr(\mathcal{R} = r|\theta^*) = (1 - \delta)[\pi b_r(\xi) + (1 - \pi)U_r] + \delta D_r^{(c)} \quad (8)$$

Esse modelo está definido sob o espaço paramétrico:

$$\Omega(\theta^*) = \{\Omega(\pi, \xi, \delta) : 0 < \pi \leq 1, 0 \leq \xi \leq 1, 0 \leq \delta \leq 1\} \quad (9)$$

As parametrizações (6) e (8) são equivalentes como segue:

$$\begin{cases} \pi_1 = (1 - \delta)\pi; \\ \pi_2 = (1 - \delta)(1 - \pi). \end{cases} \iff \begin{cases} \pi = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2}; \\ \delta = 1 - \pi_1 - \pi_2. \end{cases} \quad (10)$$

É comum rejeitar a hipótese de um efeito *shelter* nulo quando a frequência relativa na categoria c é significativamente maior do que a proporção aleatória esperada de $\frac{1}{m}$ (IANNARIO, 2012). Sob a hipótese nula de $\widehat{\delta} = 0$, o teste de razão de verossimilhança atinge um valor mínimo em $f_c = \frac{1}{m}$. No entanto, quando testamos uma hipótese limítrofe ($H_0: \delta = 0$) a distribuição assintótica dessa estatística não converge para uma variável aleatória χ^2 (SELF; LIANG, 1987; VU; ZHOU, 1997; MOLENBERGHS; VERBEKE, 2007). Uma solução sugerida proposta por esses autores é que a hipótese nula é mistura de uma distribuição χ_0^2 (com toda a massa de probabilidade em zero) e $\chi_{(1)}^2$ com probabilidade igual a 0,5.

O processo de estimação será por meio do método de máxima verossimilhança, que é implementado por meio do algoritmo EM – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas.

3.2 Base de Dados

A amostra utilizada aqui é oriunda dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nesse ano, foi realizado uma pesquisa suplementar sobre as relações de trabalho. Foram investigadas as pessoas moradoras de 16 anos ou mais de idade que estavam ocupadas na semana de referência ou no período de captação de 358 dias, tendo como objetivos ampliar a base de conhecimento sobre as relações de trabalho e aprimorar a experiência brasileira de medição de indicadores de trabalho decente, com vistas, conseqüentemente, à elaboração de políticas públicas relacionadas ao tema.

Embora, historicamente, as publicações da PNAD já contenham indicadores sobre o mercado de trabalho para as pessoas de 10 anos ou mais de idade, o suplemento de 2015 tem como destaque apresentar características adicionais de trabalho que, ultrapassando as medidas quantitativas de geração de postos e de enfrentamento do desemprego, ampliam a base de conhecimento sobre os aspectos subjetivos da satisfação do trabalho, tanto em dimensões monetárias quanto em dimensões não monetárias. E, nesse sentido, contribui para a elaboração de políticas públicas relacionadas ao trabalho decente, conforme preconizado pela OIT. No âmbito do trabalho decente, a percepção da população trabalhadora acerca de suas condições de trabalho permite desenvolver também indicadores de natureza qualitativa.

Com o objetivo de avaliar alguns aspectos das relações de trabalho associados à noção de trabalho decente, a edição de 2015 da PNAD analisou oito aspectos sobre o grau de satisfação dos empregados do setor privado e trabalhadores domésticos que possuíam remuneração em dinheiro. Entre os aspectos pesquisados, figuram: nível do salário e dos complementos salariais; valor do auxílio-alimentação; jornada de trabalho; avaliação da flexibilidade de horário; processo de capacitação profissional; promoção de igualdade de

oportunidade e de tratamento no ambiente de trabalho¹²; salubridade e segurança no trabalho¹³; e benefícios sociais complementares. A escala de avaliação subjetiva é: insatisfeito, pouco satisfeito, indiferente, satisfeito e muito satisfeito. Na construção de nossa amostra foram considerados os trabalhadores que tinham entre 25 e 64 anos de idade e eliminados os trabalhadores que reportaram estudar¹⁴.

Devido à importância da satisfação no trabalho na produtividade e no bem-estar dos indivíduos, uma abundante literatura tem sido desenvolvida para avaliar os determinantes da satisfação no trabalho (CLARK, 1996, 1997; SOUSA-POZA; SOUSA-POZA, 2003; LÉVY-GARBOUA; MONTMARQUETTE, 2004; BENDER; DONOHUE; HEYWOOD, 2005; OSWALD; POWDTHAVEE, 2008; GAMBACORTA; IANNARIO, 2013; BARMBY; BRYSON; EBERTH, 2012; MACHADO; SILVA, 2014; CHAUDHURI; REILLY; SPENCER, 2015; CAPECCHI; PICCOLO, 2016; SENIK, 2017; CLARK, 2018; PUNZO; CASTELLANO; BUONOCORE, 2018; MONTE, 2019; PERUGINI; VLADISAVLJEVIĆ, 2019). Incluímos em nossas análises os efeitos que foram considerados influentes nesses estudos anteriores. Com base nos trabalhos supracitados, as variáveis foram organizadas em três grupos: características de remuneração, características do trabalho e características individuais. Uma descrição completa das variáveis contidas no questionário da PNAD e utilizadas no presente trabalho é relatada na Tabela 1.

A escolha dessas variáveis visa capturar efeitos relacionados ao trabalho, informações sociodemográficas, experiência pretérita no mercado de trabalho e características geográficas. A coluna *componente* indica quais variáveis foram utilizadas nas regressões do componente de heterogeneidade e do componente de percepção. O diferente conjunto de variáveis em cada regressão reflete o fato de que o componente de heterogeneidade é fortemente associado ao bem-estar geral e às características do ciclo de vida do entrevistado (FREY; STUTZER, 2002; CLARK, 2018). Por sua vez, os determinantes do componente de percepção são semelhantes aos fatores associados à medida de satisfação no trabalho. Assumimos uma função logística entre os parâmetros e as covariáveis.

A interpretação da satisfação no trabalho como um domínio particular do bem-estar geral com a vida, uma variável altamente correlacionada com a felicidade, mudou a atenção dos pesquisadores para o papel da satisfação no trabalho em determinar o bem-estar subjetivo percebido (OSWALD; POWDTHAVEE, 2008; OSWALD; PROTO; SGROI, 2015). Nessa perspectiva, Gambacorta e Iannario (2013) utilizaram o grau de felicidade com o objetivo de inferir o bem-estar geral dos indivíduos e modelar o componente de heterogeneidade. Todavia, tal variável sofre do mesmo problema que se procura analisar quanto do grau de satisfação do trabalho. Assim, para contornar essa limitação, usaremos a realização de exercícios físicos como variável *proxy* para o bem-estar das pessoas.

A variável de realização de esportes é computada como a interação entre

¹²O plano amostral da base de dados traz informações desse aspecto somente para empregados do setor privado em empreendimentos com pelo menos três empregados.

¹³O plano amostral da base de dados traz informações desse aspecto somente para empregados do setor privado.

¹⁴Os indivíduos podem escolher endogenamente o número de horas a serem alocadas para trabalhar e estudar. Por exemplo, indivíduos motivados que têm alto rendimento acadêmico também tendem a ser mais propensos do que outros estudantes a se envolverem com atividades não acadêmicas, como o trabalho.

Tabela 1: Descrição das Variáveis Utilizadas

Variável	Descrição	Componente	
		Heterogeneidade	Percepção
Característica monetária			
Rendimento	Nível salarial total em logaritmo	Não	Sim
Características do trabalho			
Experiência	Tempo que participa do mercado de trabalho	Sim	Sim
Tenure	Número de meses em que o trabalhador está no emprego atual	Sim	Sim
Horas	Número de horas trabalhadas	Não	Sim
Insatisfeito	1 se o trabalhador procurou emprego nos últimos 30 dias; 0, caso contrário	Não	Sim
Mobilidade	1 se o trabalhador teve mais de um emprego no último ano; 0, caso contrário	Não	Sim
Aluguel	1 se o trabalhador possuía débito financeiro de aluguel que o impedia de sair do trabalho; 0, caso contrário	Não	Sim
Alimentação	1 se o trabalhador possuía débito financeiro de alimentação que o impedia de sair do trabalho; 0, caso contrário	Não	Sim
Instrumentos	1 se o trabalhador possuía débito financeiro de instrumentos que o impedia de sair do trabalho; 0, caso contrário	Não	Sim
Transporte	1 se o trabalhador possuía débito financeiro de transporte que o impedia de sair do trabalho; 0, caso contrário	Não	Sim
Setor	Variável dummy indicadora de setor econômico (agrícola, comércio, serviços, indústria e construção civil)	Não	Sim
Carteira	1 se o trabalhador possuía carteira de trabalho; 0, caso contrário	Não	Sim
Características individuais			
Idade	Idade em anos	Sim	Sim
Branco	1 se o trabalhador é branco; 0, caso contrário	Não	Sim
Chefe	1 se o trabalhador é chefe de família; 0, caso contrário	Não	Sim
Casado	1 se o trabalhador é casado; 0, caso contrário	Não	Sim
Estudo	Escolaridade mensurada em anos de estudos completos	Sim	Sim
Estado	Variável dummy indicadora de unidade da federação	Sim	Sim
Urbana	1 se o trabalhador mora na região urbana; 0, caso contrário	Não	Sim
Esporte	Realização de esportes no tempo livre (fora do horário de trabalho)	Sim	Não

Fonte: Elaboração própria.

a prática de exercícios, a frequência semanal de realização da atividade física, o número de meses que pratica esporte, o tempo de duração da atividade e a prática de outras atividades esportivas. Ao fim, a variável de realização de esportes é normalizada no intervalo unitário. Essa definição, assim, possibilita mensurar a intensidade da prática esportiva, distinguindo trabalhadores que realizam esportes com maior constância daqueles que o fazem esporadicamente.

Espera-se que as pessoas que pratiquem atividades esportivas tendam a responder com menor dispersão, uma vez que essas atividades geram uma ampla gama de externalidades, como a habilidade de trabalhar em equipe e a autodisciplina, que melhoram o foco e a percepção no trabalho. A ideia é que o estado de espírito individual influencia o comprometimento do entrevistado em fornecer respostas precisas. O uso da prática de esportes tem suporte na literatura sobre o tema, que indica uma alta correlação entre bem-estar, grau de felicidade e prática de esportes (LECHNER, 2009; RASCIUTE; DOWNWARD, 2010; DOWNWARD; RASCIUTE, 2011; ROTH, 2011; BOGAERT *et al.*, 2014; HUMPHREYS; MCLEOD; RUSESKI, 2014; LECHNER; SARI, 2015; SKROK *et al.*, 2019).

Na próxima seção apresentamos algumas evidências sobre o grau de satisfação dos trabalhadores, a importância dos componentes de heterogeneidade e de percepção no *rating* final, e quais os principais determinantes desses componentes.

4 Evidências

4.1 Panorama acerca do Grau de Satisfação

Um importante ponto de partida é conhecer o grau de satisfação dos empregados quanto a tais condições, considerando para tanto o trabalho principal da semana de referência. Os resultados são apresentados separadamente para homens e mulheres. A Tabela 2 apresenta a distribuição dos trabalhadores de acordo com o grau de satisfação nos oito itens pesquisados e uma medida global (*condições prometidas e encontradas efetivamente*). Visando garantir a precisão das estimativas e facilitar a compreensão dos resultados foram agregados os percentuais referentes às opções de resposta *satisfeito* e *muito satisfeito*.

Aproximadamente 80% dos trabalhadores revelaram estar satisfeitos ou muito satisfeitos com as condições de trabalho encontradas frente às que foram previamente acordadas. Entre os homens, a flexibilidade de horário no trabalho é o item pesquisado que apresentou maior grau de satisfação (74%), sendo seguido pela jornada de trabalho (72%) e pelo processo de capacitação profissional (70%). Entre os componentes mais bem avaliados pelas mulheres estão a flexibilidade de horário (76%), a promoção de igualdade de oportunidades e de tratamento (73%) e a salubridade e segurança no trabalho (73%). Os itens avaliados com menor grau de satisfação, para homens e mulheres, são o salário e os complementos/gratificações salariais, o valor do auxílio-alimentação e os benefícios sociais complementares.

A flexibilidade de horários é importante no processo de conciliação com a vida familiar, cuidados com a saúde, condução dos estudos, entre outros aspectos. Em particular, arranjos mais flexíveis podem melhorar as atitudes e a felicidade dos funcionários, o que, por sua vez, aumenta o desempenho do trabalhador (GOLDIN, 2014). Por exemplo, uma maior flexibilidade promove

Tabela 2: Grau de Satisfação no que diz Respeito às Condições Prometidas Previamente em Relação ao que foi Efetivamente Encontrado no Trabalho Principal que tinha na Semana de Referência (em %)

Dimensões do Trabalho Decente	Insatisfeito	Pouco satisfeito	Indiferente	Satisfeito	Muito satisfeito	Observações
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Painel A: Homens						
Condições prometidas e encontradas efetivamente	4,29	9,64	6,32	73,63	6,12	9169
Salário e complementos salariais	10,34	20,57	8,14	58,20	2,76	9143
Valor do auxílio alimentação	8,88	16,95	7,74	63,48	2,95	4006
Jornada de trabalho	6,22	11,95	9,29	69,81	2,75	9143
Flexibilidade de horário	5,00	10,52	10,55	68,86	5,07	7766
Processo de capacitação profissional	4,66	10,14	15,25	66,00	3,97	5949
Igualdade de oportunidades	4,42	6,66	19,69	64,45	4,77	8415
Salubridade e segurança no trabalho	7,37	11,29	12,24	64,15	4,96	8931
Benefícios sociais complementares	11,07	13,95	16,80	56,07	2,11	4596
Painel B: Mulheres						
Condições prometidas e encontradas efetivamente	4,60	10,43	5,81	72,09	7,07	7514
Salário e complementos salariais	13,58	20,95	7,92	54,69	2,86	7475
Valor do auxílio alimentação	10,53	15,31	9,81	60,53	3,82	3038
Jornada de trabalho	7,12	12,09	8,95	68,80	3,05	7475
Flexibilidade de horário	4,98	9,90	9,04	70,13	5,95	6351
Processo de capacitação profissional	5,43	9,30	17,02	64,41	3,78	4260
Igualdade de oportunidades	5,35	7,19	14,06	67,29	6,11	4992
Salubridade e segurança no trabalho	5,78	8,57	13,37	67,23	5,06	5124
Benefícios sociais complementares	11,12	14,59	18,08	53,47	2,74	3462

Notas: esta tabela mostra a distribuição do grau de satisfação para os diferentes aspectos pesquisados acerca do trabalho decente. A proporção para cada resposta da escala de avaliação subjetiva é calculada com base em uma regressão logística multinomial que controla por efeitos fixos de estados. São considerados somente empregados do setor privado e trabalhadores domésticos. Para o item promoção de igualdade de oportunidade e tratamento no trabalho são considerados somente empregados do setor privado em empreendimentos com pelo menos três empregados. Para o item salubridade e a segurança no ambiente do trabalho são considerados somente empregados do setor privado. Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

menor ausência por doença e maior probabilidade de permanecer no mercado de trabalho entre os trabalhadores mais velhos¹⁵.

De modo semelhante, a avaliação da promoção de igualdade de oportunidade e de tratamento no ambiente de trabalho, que levou em conta o sexo, a cor ou raça, a idade, a existência de deficiência, a orientação sexual, entre outras características, é um elemento importante do ambiente de trabalho.

Por meio de interações no ambiente de trabalho, gestores conseguem perceber mais claramente o potencial em seus empregados; trabalhadores podem se engajar em maior autopromoção e reconhecimento por suas entregas; e chefes podem fornecer um tratamento favorável que permite a designação de tarefas que contribuam para promoções. Inclusive, novas oportunidades ao longo dos últimos anos para as mulheres têm alterado a percepção da satisfação em suas posições no mercado de trabalho (SARSONS *et al.*, 2021).

Ainda, a salubridade e a segurança no ambiente de trabalho, que foram avaliadas com base tanto no controle de risco e prevenção de acidentes como no fornecimento e capacitação para o uso do equipamento de proteção individual, teve um percentual de avaliação semelhante ao observado no quesito promoção de igualdade de oportunidades. O indicador de avaliação da segurança do trabalho pode ser usado por empresas e pelo governo para formular políticas e programas de prevenção de lesões, doenças ocupacionais e mortes. Ademais, também pode ser utilizado para monitorar a implementação desses programas e sinalizar áreas específicas de risco crescente, como uma determinada ocupação, indústria ou local.

Por sua vez, os benefícios sociais recebidos pelos trabalhadores foram avaliados como o item com menor grau de satisfação: mais de 40% relataram estar insatisfeito ou indiferente. Esse resultado dialoga com os indicadores tais como pagamento de previdência complementar, assistência médica e educacional. A essência desses incentivos é estabelecer ligação com o comportamento desejado e o resultado que faz o trabalhador se sentir valorizado.

Os trabalhadores se preocupam com mais do que o pagamento que recebem. Quando questionados, os empregados afirmam que se preocupam com horários de trabalho flexíveis, condições de trabalho confortáveis, colegas de quem gostam, projetos em que gostam de trabalhar e chefes que prestam reconhecimento e orientação¹⁶. Do mesmo modo, também se preocupam com plano de saúde, condições seguras de trabalho e oportunidades de qualificação (CASSAR; MEIER, 2018; LAZEAR, 2018).

Assim, os benefícios não monetários desempenham um papel significativo na percepção do empregado quanto ao trabalho. De outro modo, quando as empresas valorizam as ferramentas não monetárias, como benefícios para a família do trabalhador, o empregado pode perceber a organização como um lugar de apoio e cuidado, contribuindo significativamente com a satisfação do trabalho (WARD; SLOANE, 2000; CASSAR; MEIER, 2018).

¹⁵Hudomiet *et al.* (2020) apontam que com relação às condições de trabalho, trabalhar em empregos que permitem horários flexíveis tem um efeito significativo sobre a probabilidade de trabalhar. De acordo com as estimativas, a flexibilidade aumentaria a probabilidade subjetiva de trabalhar após os 70 anos em 15 pontos percentuais. Esse efeito é consideravelmente maior do que um aumento de 20% no salário líquido. Horários flexíveis, portanto, parecem ser muito importantes para os indivíduos mais velhos.

¹⁶Do ponto de vista da empresa, por um lado, os benefícios não monetários, como horários de trabalho flexíveis, podem aumentar os custos de coordenação para a empresa. Por outro lado, a flexibilidade pode aumentar a produtividade conforme os trabalhadores escolhem quando é melhor trabalhar.

No entanto, as preferências pelos benefícios variam entre os trabalhadores: os mais velhos têm maior propensão a se preocuparem com benefícios como plano de saúde de maior cobertura do que os mais jovens (HUDOMIET *et al.*, 2020); as mulheres, valorizam um ambiente de trabalho que oferece programas de capacitação e treinamento em um contexto de igualdades de oportunidades e de tratamento (GOLDIN; MITCHELL, 2017).

A maior satisfação feminina no trabalho pode estar associada a expectativas de emprego mais baixas resultantes da posição mais pobre no mercado de trabalho que as mulheres ocuparam no passado (CLARK, 1997). Essa interpretação está de acordo com o conjunto de evidências que mostra que a cultura e as instituições moldam as normas, as preferências e as crenças sociais que, se especialmente formadas durante a idade crucial de desenvolvimento, afetam persistentemente o comportamento individual (SOUSA-POZA; SOUSA-POZA, 2003; CAPECCHI; PICCOLO, 2016; PERUGINI; VLADISAVLJEVIĆ, 2019).

De modo semelhante, as mulheres têm maior satisfação do trabalho em ocupações dominadas por mulheres porque atribuem maior valor a aspectos do trabalho, como flexibilidade, oportunidades e conexões sociais (GOLDIN, 2014).

Por fim, Stevenson e Wolfers (2009) identificaram que as mudanças nas normas e expectativas que acompanharam as transformações nos direitos e papéis de gênero parecem estar associadas a um declínio no bem-estar das mulheres, pelo menos no curto prazo, pois pode levar algum tempo para que as novas normas se tornem estabelecidas ou aceitas. Em outras palavras, níveis decrescentes de satisfação podem ser observados quando a igualdade legal aumenta mais rapidamente do que a igualdade *de facto*.

Na próxima seção apresentaremos evidências de como os componentes do processo decisório, percepção e heterogeneidade, influenciam a expressão do *rating* final para cada componente do trabalho decente.

4.2 Dos Componentes do Processo de Decisão

Inicialmente, investigamos a presença do chamado efeito *shelter*, que gera um viés de preferência por alguma categoria específica. Notadamente, esse efeito explica, do ponto de vista psicológico, porque os indivíduos tendem a atribuir a pontuação máxima, ou próxima da máxima, de uma escala ao seu sentimento. Os resultados do *p-valor* do teste estão apresentados na Tabela 3, indicando que o ajuste do modelo, do ponto de vista estritamente estatístico, é melhor quando se considera que há uma categoria sobrerrepresentada vis-à-vis o modelo sem esse efeito.

Também avaliamos a significância estatística dos parâmetros por meio de testes de Wald, cujos *p-valores* exatos estão dispostos na Tabela 4. Ao adotarmos um *p-valor* de $p < 0,10$ os três parâmetros (π , ξ e δ) são considerados estatisticamente significativos. Todavia, precisamos investigar a importância econômica desses parâmetros para uma decisão final. A escolha pelo modelo com uma categoria inflada se dá, principalmente, em razão da importância que esse elemento desempenha no estudo da percepção dos trabalhadores quanto às condições de trabalho.

A necessidade do indivíduo em reportar um julgamento em valores discretos pode dar origem a comportamentos com vieses de preferência. As estimativas do parâmetro δ indicam, portanto, que a alta proporção de trabalhadores que reportaram estarem “satisfeitos” nos itens acerca do trabalho decente cor-

Tabela 3: Especificação do Modelo: Teste para Presença do Efeito Shelter

Dimensões do Trabalho Decente	Especificação (8)						Especificação (3)				p-valor (11)
	π (1)	EP(-) (2)	ξ (3)	EP(-) (4)	δ (5)	EP(-) (6)	π (7)	EP(-) (8)	ξ (9)	EP(-) (10)	
Painel A: Homens											
Salário e complementos salariais	0,86	0,22	0,72	0,05	0,56	0,12	0,71	0,34	0,33	0,03	0,0000
Valor do auxílio alimentação	0,77	0,21	0,72	0,07	0,60	0,15	0,73	0,31	0,33	0,04	0,0000
Jornada de trabalho	0,82	0,22	0,64	0,06	0,67	0,18	0,81	0,32	0,31	0,02	0,0000
Flexibilidade de horário	0,58	0,11	0,58	0,14	0,62	0,13	0,83	0,28	0,31	0,04	0,0000
Processo de capacitação profissional	0,95	0,13	0,47	0,09	0,54	0,14	0,88	0,26	0,33	0,04	0,0000
Igualdade de oportunidades	0,91	0,18	0,41	0,05	0,49	0,14	0,89	0,22	0,32	0,03	0,0000
Salubridade e segurança no trabalho	0,68	0,13	0,46	0,14	0,53	0,15	0,82	0,28	0,32	0,05	0,0000
Benefícios sociais complementares	0,89	0,24	0,65	0,08	0,50	0,16	0,74	0,31	0,36	0,05	0,0000
Painel B: Mulheres											
Salário e complementos salariais	0,83	0,24	0,75	0,05	0,53	0,18	0,63	0,32	0,33	0,04	0,0000
Valor do auxílio alimentação	0,74	0,25	0,69	0,09	0,56	0,15	0,70	0,31	0,33	0,05	0,0000
Jornada de trabalho	0,72	0,24	0,66	0,08	0,65	0,16	0,80	0,31	0,31	0,03	0,0000
Flexibilidade de horário	0,60	0,17	0,35	0,06	0,58	0,11	0,84	0,26	0,30	0,04	0,0000
Processo de capacitação profissional	0,93	0,18	0,46	0,09	0,52	0,14	0,85	0,26	0,32	0,04	0,0000
Igualdade de oportunidades	0,71	0,24	0,36	0,07	0,53	0,11	0,86	0,24	0,30	0,03	0,0000
Salubridade e segurança no trabalho	0,69	0,19	0,40	0,12	0,55	0,14	0,84	0,24	0,30	0,04	0,0000
Benefícios sociais complementares	0,89	0,26	0,62	0,10	0,51	0,17	0,78	0,25	0,37	0,06	0,0000

Notas: esta tabela apresenta as estimativas dos parâmetros das distribuições do modelo GeCUB: satisfação (ξ), heterogeneidade (π) e sobredispersão (δ). A especificação (8) considera que o modelo adequado é obtido por meio da combinação desses três componentes, enquanto a especificação (3) supõe que não há nenhuma categoria sobrerrepresentada entre as possíveis respostas a uma dada pergunta do questionário de relações de trabalho. A coluna *p-valor* é correspondente ao teste de razão de verossimilhança que compara o melhor ajuste do modelo. Das suposições do modelo, tem-se que $0 < \pi \leq 1$, $0 \leq \xi \leq 1$ e $0 \leq \delta \leq 1$. EP(-) indica o erro-padrão dos parâmetros estimados.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

Tabela 4: P-valor dos Testes de Significância dos Parâmetros

Dimensões do Trabalho Decente	Especificação (8)			Especificação (3)		$H_0: \pi_{(8)} = \pi_{(3)}$ (6)	$H_0: \xi_{(8)} = \xi_{(3)}$ (7)
	$H_0: \pi = 0$ (1)	$H_0: \xi = 0$ (2)	$H_0: \delta = 0$ (3)	$H_0: \pi = 0$ (4)	$H_0: \xi = 0$ (5)		
Painel A: Homens							
Salário e complementos salariais	0,0480	0,0001	0,0307	0,1492	0,0009	0,0000	0,0000
Valor do auxílio alimentação	0,0554	0,0013	0,0455	0,1245	0,0041	0,0000	0,0000
Jornada de trabalho	0,0534	0,0011	0,0538	0,1117	0,0001	0,0060	0,0000
Flexibilidade de horário	0,0001	0,0419	0,0290	0,0851	0,0054	0,0000	0,0000
Processo de capacitação profissional	0,0069	0,0223	0,0495	0,0658	0,0041	0,0000	0,0000
Igualdade de oportunidades	0,0245	0,0042	0,0614	0,0442	0,0011	0,0000	0,0000
Salubridade e segurança no trabalho	0,0222	0,0699	0,0601	0,0870	0,0114	0,0000	0,0000
Benefícios sociais complementares	0,0541	0,0044	0,0771	0,1223	0,0073	0,0000	0,0000
Painel B: Mulheres							
Salário e complementos salariais	0,0629	0,0001	0,0771	0,1606	0,0041	0,0000	0,0000
Valor do auxílio alimentação	0,0853	0,0056	0,0533	0,1321	0,0102	0,0000	0,0000
Jornada de trabalho	0,0833	0,0041	0,0438	0,1082	0,0013	0,0000	0,0000
Flexibilidade de horário	0,0603	0,0157	0,0216	0,0723	0,0062	0,0000	0,0000
Processo de capacitação profissional	0,0230	0,0238	0,0539	0,0706	0,0047	0,0000	0,0000
Igualdade de oportunidades	0,0854	0,0233	0,0281	0,0584	0,0016	0,0000	0,0000
Salubridade e segurança no trabalho	0,0567	0,0679	0,0475	0,0614	0,0062	0,0000	0,0000
Benefícios sociais complementares	0,0643	0,0128	0,0833	0,0773	0,0130	0,0000	0,0000

Notas: esta tabela apresenta os p-valores dos testes dos parâmetros estimados.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

robora a hipótese de desejabilidade social por parte dos agentes em todos os oito aspectos estudados, independentemente do gênero do trabalhador.

A partir disso é pertinente explorar os parâmetros que caracterizam as distribuições e a mistura deles. Nessa etapa da pesquisa, em que já sabemos a importância estatística de escolhas sobrerrepresentadas para modelar a satisfação do trabalhador, é profícuo comparar, inicialmente, as estimativas de π e de ξ obtidas para cada uma das oito dimensões que compõem o trabalho decente e avaliar sua significância econômica. Para tanto, elas foram representadas no espaço paramétrico como definido em (9). Com isso, é possível descrever o posicionamento relativo em relação aos atributos estudados, focalizando tanto o nível de sua avaliação quanto o grau de heterogeneidade dos julgamentos. Dessa forma, o padrão complexo que surge a partir da avaliação de muitos itens é simplificado em uma representação paramétrica única que suporta informações sobre as relações de trabalho e permite compará-las.

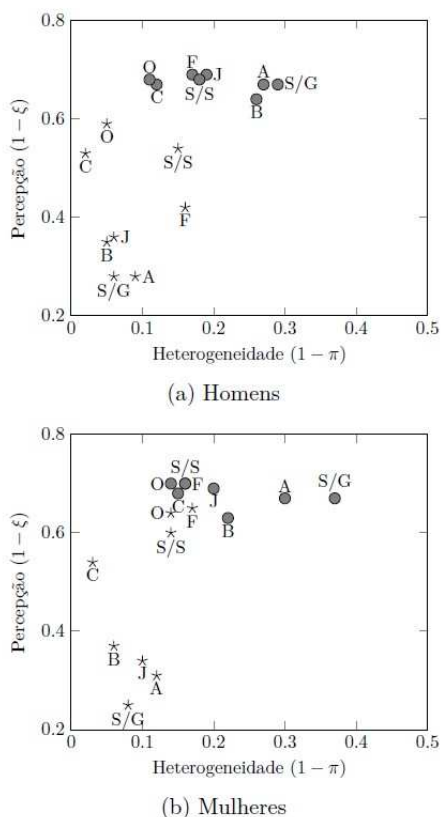
A Figura 1 permite enfatizar os deslocamentos induzidos pela presença do efeito *shelter* e apresenta no eixo das abscissas o peso do componente de heterogeneidade, $1 - \pi$, enquanto no eixo das ordenadas está disposto o peso do componente de percepção, $1 - \xi$. Especificamente, os círculos indicam a configuração inicial dos parâmetros com $\delta = 0$, enquanto os asteriscos indicam a configuração final dos parâmetros com $\delta \neq 0$.

Observamos, sob a especificação (3), que o peso do componente de heterogeneidade na avaliação de cada dimensão do trabalho decente é considerável. Temos que aproximadamente um terço da nota que o trabalhador atribui a cada item questionado está relacionado ao componente de heterogeneidade. Quando incorporamos o efeito *shelter*, especificação (8), observamos que há uma mudança relevante na importância que esse componente desempenha na avaliação final do trabalhador (entre 2% e 17%). Notadamente, salário e complementos salariais, processo de capacitação profissional e benefícios sociais complementares são os elementos com maior redução do componente de heterogeneidade; por seu turno, a flexibilidade de horário, a promoção de igualdade de oportunidades, e a salubridade e segurança no trabalho apresentaram as menores reduções.

Visualmente, nota-se que as alterações de preferência de cada dimensão do trabalho decente são significativas quando da incorporação do efeito *shelter*, revelado uma grande diversidade entre os aspectos do trabalho. As estimativas do parâmetro que captura o efeito *shelter* são consideráveis para todos os itens, com seu impacto variando entre 45% e 65% na composição final do *rating*. Desse modo, é patente que a modelagem com uma categoria inflada altera substancialmente a composição da mistura de distribuições e, portanto, não pode ser ignorada. Esse tipo de alteração dos parâmetros na presença do efeito *shelter* já foi apontado por Iannario (2012) e Iannario e Piccolo (2016).

Tais evidências podem ser o resultado de uma motivação psicológica que induz o entrevistado a não superestimar as entrevistas, pois essas opiniões podem, de alguma forma, ser um indicador de seu comportamento ou da qualidade de seu trabalho. Isso significa que há uma alta tendência dos respondentes a admitirem características e comportamentos socialmente desejáveis e a negar os socialmente indesejáveis. A presença de desejabilidade social refere-se à necessidade de parecer satisfeito com as condições de trabalho em termos de normas culturais predominantes ao responder a perguntas específicas de uma pesquisa.

Por seu turno, o componente de percepção, que mensura a atração/repulsão

Figura 1: Representação Paramétrica do Modelo CUB vs. GeCUB

Notas: esta figura mostra a representação paramétrica do modelo e as mudanças induzidas pela presença do efeito *shelter*. Os círculos indicam a configuração inicial dos parâmetros com $\delta = 0$, enquanto os asteriscos indicam a configuração final dos parâmetros com $\delta \neq 0$. Legenda: S/G: salário e complementos salariais; A: valor do auxílio-alimentação; J: jornada de trabalho; F: flexibilidade de horário; C: processo de capacitação profissional; O: promoção de igualdade de oportunidade e de tratamento no ambiente de trabalho; S/S: salubridade e segurança no trabalho; e B: benefícios sociais complementares.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

por cada um dos vetores do trabalho decente, tem uma importância relativa para a composição do *rating* que varia entre 22% e 47%. Dito de outro modo, esse componente assume um papel relevante no perfil de satisfação para muitas dimensões do trabalho e não pode ser menosprezado. Isto é, a percepção que os trabalhadores têm por um determinado aspecto de seus trabalhos tem um peso considerável na avaliação final. Assim, as experiências pretéritas de trabalho e as comparações com os demais trabalhadores determinarão, em grande medida, a percepção acerca das condições de trabalho.

A especificação direta de um componente de heterogeneidade na escolha dos entrevistados é a diferença proeminente dos modelos CUB em relação às abordagens clássicas. Os resultados observados anteriormente corroboram a percepção de que o componente responsável por capturar aspectos como o conjunto limitado de informações tem um peso, para os homens, entre 2% a 16% no cômputo do *rating* final; para as mulheres, esses percentuais variam de 3% a 17%. Então, se negligenciarmos a heterogeneidade, os efeitos serão

ocultados e diluídos entre as categorias.

O maior grau de heterogeneidade em alguns itens revela que a avaliação dessas relações de trabalho é mais subjetiva do que outras. Disso conjecturamos que as percepções dependem do histórico de trabalho, das atitudes e dos hábitos. Em vista disso, a classificação que os trabalhadores atribuem aos diversos itens pesquisados não apresenta um padrão definido e isso confirma que os entrevistados reagem de maneiras diferentes quando confrontados com distintos aspectos de seu emprego. Dessa forma, o padrão complexo que surge a partir da avaliação de muitos itens é simplificado em uma representação paramétrica única que suporta informações sobre as relações de trabalho e permite compará-las.

Uma característica interessante do processo decisório é a probabilidade de aumento de um ponto na classificação dos sentimentos em relação ao objeto analisado. Os resultados estão apresentados na Tabela 5. Entre os homens, a igualdade de oportunidades no ambiente de trabalho, a segurança e a salubridade no local e a capacitação profissional apresentam maiores probabilidades de transição entre os pontos da escala. Entre as mulheres, a igualdade de oportunidades, a flexibilidade de horários e a segurança no ambiente laboral são os aspectos do trabalho decente que apresentam maiores chances de transição entre os *ratings*.

Por meio da medida de assimetria se observa que os aspectos do trabalho decente com coeficiente de assimetria negativo e portanto, maiores valores esperados, são aqueles de natureza não monetária.

Desse modo, depreende-se que a satisfação do trabalhador parece estar intimamente relacionada a fatores não monetários, haja visto que a probabilidade de uma melhor avaliação do trabalho quando de um incremento salarial ou frente a um aumento do auxílio alimentação é relativamente baixa quando comparada aos demais aspectos que compõem o trabalho em condições de liberdade, equidade, segurança e dignidade humana.

As características não pecuniárias do trabalho têm recebido atenção limitada dos economistas quando se pensa em satisfação laboral. A suposição de que a compensação monetária é o que mais importa para a motivação no trabalho está em desacordo com uma série de evidências (AKERLOF *et al.*, 1988; ICHNIOWSKI; SHAW; PRENNUSHI, 1997; FREEMAN; KLEINER, 2000; CLARK, 2001; ICHNIOWSKI; SHAW, 2003; OSWALD; PROTO; SGROI, 2015; CASSAR; MEIER, 2018; KAPLAN; SCHULHOFER-WOHL, 2018; LAZEAR, 2018).

Os empregos diferem no impacto físico e mental que têm sobre os trabalhadores, bem como nas recompensas psicológicas que proporcionam, como autonomia e se sentir relevante em suas funções. De fato, os trabalhadores se importam com mais do que apenas um maior salário, isto é, os incentivos monetários são importantes, mas não são o único motivador. A valorização de aspectos não pecuniários do trabalho contribui no sentido de uma maior satisfação laboral.

Após a análise da importância dos componentes do processo de decisão, procederemos à discussão de como esses fatores variam com as características dos trabalhadores.

Tabela 5: Probabilidades de Transição e Momentos do Modelo Estimado

Dimensões do Trabalho Decente	Probabilidade de Transição (1)	Valor Esperado (2)	Variância (3)	Assimetria (4)	Curtose (5)
Painel A: Homens					
Salário e complementos salariais	0,28	3,22	1,81	0,34	5,30
Valor do auxílio alimentação	0,28	3,33	1,90	0,36	3,63
Jornada de trabalho	0,36	3,52	2,07	0,16	3,21
Flexibilidade de horário	0,42	3,54	2,08	0,13	2,11
Processo de capacitação profissional	0,53	3,60	2,04	-0,04	5,76
Igualdade de oportunidades	0,59	3,65	1,94	-0,12	6,06
Salubridade e segurança no trabalho	0,54	3,59	2,02	-0,08	3,17
Benefícios sociais complementares	0,35	3,24	1,88	0,22	5,96
Painel B: Mulheres					
Salário e complementos salariais	0,25	3,13	1,75	0,43	5,40
Valor do auxílio alimentação	0,31	3,31	1,95	0,35	3,58
Jornada de trabalho	0,34	3,49	2,05	0,23	2,66
Flexibilidade de horário	0,65	3,74	2,03	-0,28	2,37
Processo de capacitação profissional	0,54	3,59	2,02	-0,05	5,76
Igualdade de oportunidades	0,64	3,72	1,98	-0,27	3,41
Salubridade e segurança no trabalho	0,60	3,68	2,02	-0,19	3,15
Benefícios sociais complementares	0,37	3,23	1,88	0,21	6,06

Notas: esta tabela apresenta as probabilidades de transição entre os *ratings*.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

4.3 Dos Fatores que Explicam os Componentes do Processo Decisório

Nesta seção, descrevemos os resultados das estimativas geradas a partir do modelo *logit*, que permitem saber como as covariáveis têm correlações distintas entre homens e mulheres. Os erros-padrão dos coeficientes são obtidos por *bootstrap* não paramétrico com 1000 replicações. Também usamos o *bootstrap* paramétrico e descobrimos que ele tende a gerar erros padrão menores. Portanto, uma estratégia mais conservadora é usar o *bootstrap* não paramétrico. Para facilitar a análise serão apresentados os resultados para as dimensões de salário e complementos salariais (natureza monetária) e de flexibilidade de horário (natureza não monetária)¹⁷.

A Tabela 6 apresenta os resultados do efeito marginal do conjunto de covariáveis sobre o componente de heterogeneidade para a dimensão salarial. Uma vez que a medida de heterogeneidade é expressa como $1 - \pi$, espera-se que o sinal esperado das covariáveis seja positivo sobre o parâmetro π . A heterogeneidade na dimensão monetária do trabalho decente é menor para aqueles que declararam maiores níveis de prática esportiva, de escolaridade e de experiência pretérita no mercado de trabalho. Contudo, apesar do efeito da escolaridade atuar no sentido de reduzir a heterogeneidade no processo decisório e ser estatisticamente significativo (exceto no caso das mulheres), a magnitude desse efeito é muito próxima de zero.

Além disso, outro preditor que pode estar relacionado à probabilidade de *satisficing* dos respondentes, o tempo de trabalho na empresa (*tenure*), é estatisticamente significativo no modelo. Isso implica que fatores como o interesse e o envolvimento pessoal nos aspectos salariais têm um peso considerável para os trabalhadores com maior tempo no emprego atual, ou seja, a heterogeneidade na avaliação das condições salariais é crescente para aqueles que estão no mesmo emprego há muito tempo.

Por sua vez, a variável de idade, relacionada ao ciclo de vida e aos fatores inerentes ao perfil etário, é estatisticamente significativa, mas também apresenta uma correlação positiva com o componente de heterogeneidade. Dito de outro modo, a subjetividade decorrente do processo de avaliação, que é, aliás, um aspecto previsto e natural, é maior entre os trabalhadores mais velhos.

A Tabela 7 apresenta os resultados do efeito marginal do conjunto de covariáveis sobre o componente de heterogeneidade para a dimensão de flexibilidade do trabalho. Para a análise da dimensão não monetária escolhida verifica-se que a maior realização de esportes nos períodos de lazer, os trabalhadores mais velhos e a experiência anterior no mercado de trabalho contribuem para a atenuação da heterogeneidade durante o processo de avaliação dessa dimensão do trabalho decente. Mais uma vez, a escolaridade, a despeito do sinal esperado, não se mostrou estatisticamente significativa. Semelhante ao observado anteriormente, a experiência no emprego atual (*tenure*) está relacionada ao aumento da heterogeneidade intrínseca ao processo de avaliação do trabalho.

Da análise do componente de heterogeneidade, para ambas as dimensões investigadas, depreende-se a importância da experiência pretérita no mercado de trabalho e da prática de atividades físicas para a mitigação da heterogeneidade durante o processo de avaliação das condições do trabalho decente.

¹⁷Os resultados para as demais dimensões do trabalho decente seguem os apresentados abaixo.

Tabela 6: Efeito das Covariáveis sobre o Componente de Heterogeneidade para o Salário e os Complementos Salariais

	Painel A: Homens			Painel B: Mulheres		
	Coefficiente	EP	P-valor	Coefficiente	EP	P-valor
Esporte	0,2600	0,1070	0,0160	0,4602	0,1200	0,0003
Idade	-1,5511	0,2108	0,0000	-1,4205	0,4400	0,0011
Estudo	0,0255	0,0086	0,0033	0,0255	0,0083	0,0164
Experiência	0,7978	0,0680	0,0000	0,8307	0,1100	0,0000
Tenure	-0,0849	0,0036	0,0000	-0,0800	0,0044	0,0000

Notas: esta tabela mostra o efeito marginal associado a cada parâmetro. A variável dependente é o componente de heterogeneidade como obtido em (8). Foram incluídas variáveis *dummy* de estados. EP é o erro-padrão.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

Tabela 7: Efeito das Covariáveis sobre o Componente de Heterogeneidade para a Flexibilidade de Horários

	Painel A: Homens			Painel B: Mulheres		
	Coefficiente	EP	P-valor	Coefficiente	EP	P-valor
Esporte	0,4528	0,0610	0,0000	0,1942	0,0710	0,0065
Idade	0,0604	0,0180	0,0007	0,0388	0,0055	0,0000
Estudo	0,0038	0,0044	0,3866	0,0112	0,0116	0,3371
Experiência	0,6795	0,0420	0,0000	0,5134	0,0606	0,0000
Tenure	-0,1965	0,0030	0,0000	-0,2128	0,0043	0,0000

Notas: esta tabela mostra o efeito marginal associado a cada parâmetro. A variável dependente é o componente de heterogeneidade como obtido em (8). Foram incluídas variáveis *dummy* de estados. EP é o erro-padrão.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

É possível inferir que os trabalhadores com maior vivência laboral têm uma maior capacidade de comparar o emprego atual com os anteriores. E, desse modo, os empregados conseguem demonstrar maior precisão ao emitirem um julgamento de valor acerca de sua satisfação com as condições efetivamente encontradas frente àquelas prometidas. Essas evidências corroboram os resultados já obtidos por Clark (1997), apesar dos estudos não serem conclusivos acerca dessa relação (BARMBY; BRYSON; EBERTH, 2012).

De modo semelhante, a realização de atividades físicas se apoia na ideia de que o estado individual da mente influencia o comprometimento do entrevistado em fornecer respostas com maior precisão e com base em fundamentos objetivos. Assim, os trabalhadores que praticam esportes com maior intensidade manifestam uma opinião sobre o trabalho com maior acurácia.

Conforme amplamente discutido por Clark (2018) e Punzo, Castellano e Buonocore (2018), um trabalhador “equilibrado” é capaz de reduzir, no mínimo, o conflito entre o trabalho, as responsabilidades familiares e as demandas pessoais com maior desempenho no trabalho. Os resultados obtidos aqui, expressos por meio da *proxy* para o bem-estar, estão alinhados a essas evidências. Observamos uma redução da heterogeneidade nas avaliações expressas com o aumento da prática de exercícios físicos, como já encontrado por Gambacorta e Iannario (2013).

A heterogeneidade associada à avaliação do trabalho em suas múltiplas

dimensões está fortemente relacionada com valores pessoais, perspectivas de ascensão na carreira e, recentemente, identificação do emprego como fonte de significado (ICHNIOWSKI; SHAW, 2003; CASSAR; MEIER, 2018). Esses fatores são fortemente dependentes de efeitos geracionais (coortes), do ciclo de vida e do estágio da carreira. Com o aumento da idade e do *tenure* as pessoas podem ajustar melhor suas expectativas em relação a seus empregos, de modo que o hiato entre as expectativas e a realidade seja menor, gerando avaliações com maior precisão. Nossas evidências, de forma geral, apontam nessa direção, sendo respaldada, entre outros estudos, por Clark (1996, 1997) e Punzo, Castellano e Buonocore (2018).

A Tabela 8, por sua vez, apresenta os resultados do efeito marginal do conjunto de covariáveis sobre o componente de percepção para a dimensão salarial. No que diz respeito ao sentimento de satisfação do trabalho quanto ao nível salarial, entre os homens, ser chefe de família, ser casado, ter mais tempo de vínculo empregatício no emprego atual, ter procurado outro trabalho nos últimos 30 dias e ter tido mais de um emprego no último ano aumenta o sentimento dos entrevistados pela satisfação quanto ao salário recebido. Esse resultado provavelmente está relacionado ao fato de que ter uma família e ser o principal provedor dos recursos dessa família gera uma maior responsabilidade por parte do trabalhador e, portanto, um melhor nível de percepção acerca de seu trabalho. Essa direção é confirmada para os trabalhadores que demonstram maior consideração pelas suas habilidades de trabalho, por acharem que seria fácil para eles encontrar um trabalho semelhante ou que mudaram de emprego no último ano. Apontamentos semelhantes são feitos por Gambacorta e Iannario (2013) para a Itália.

Ademais, a percepção média para os homens que tiveram suas liberdades cerceadas em função de ter um débito no trabalho (de aluguel, de alimentação, de instrumentos e de transporte) é menor comparada aqueles sem restrições dessa espécie. Ao mesmo tempo, ser branco, ser mais velho, ter um maior nível de instrução formal e um maior histórico de presença no mercado de trabalho, de forma geral, não se traduz em incremento da percepção. Por fim, o nível de rendimento, as horas trabalhadas e possuir carteira assinada não apresentaram significância estatística.

No que concerne às mulheres, aquelas com mais idade, que são chefes de família, que apresentam maior escolaridade adquirida, maior experiência no trabalho atual e no mercado de trabalho em geral e possuíam vínculo de emprego com carteira assinada têm um maior nível de satisfação quanto ao salário percebido. Concomitantemente, as trabalhadoras brancas, casadas, que procuraram emprego no último mês, que tiveram mais de um emprego no ano e que apresentam débitos de natureza pecuniária que impedem o rompimento do vínculo empregatício têm menor satisfação com as condições salariais do emprego atual. Seguramente, quando comparam o salário recebido no trabalho atual vis-à-vis as demais experiências laborais pretéritas, as mulheres não vislumbram que as condições salariais oferecidas no momento presente são adequadas ao esperado, reduzindo a satisfação média quanto ao salário prometido e o efetivamente encontrado.

Finalmente, temos a análise dos principais determinantes do componente de percepção para a flexibilidade da jornada de trabalho – Tabela 9. Para homens e mulheres, as estimativas indicam que a satisfação com os acordos de flexibilidade de horário é maior entre os trabalhadores brancos, com maior capital humano (escolaridade, experiência e *tenure*), com maiores rendimen-

Tabela 8: Efeito das Covariáveis sobre o Componente de Percepção para o Salário e os Complementos Salariais

	Painel A: Homens			Painel B: Mulheres		
	Coefficiente	EP	P-valor	Coefficiente	EP	P-valor
Idade	0,0496	0,0076	0,0000	-0,2684	0,0097	0,0000
Branco	0,1214	0,0077	0,0000	0,1809	0,0094	0,0000
Chefe	-0,0997	0,0150	0,0000	-0,1689	0,0239	0,0000
Casado	-0,0127	0,0013	0,0000	0,0258	0,0016	0,0000
Estudo	0,0284	0,0049	0,0000	-0,0835	0,0049	0,0000
Experiência	0,0008	0,0002	0,0000	-0,0026	0,0001	0,0000
Tenure	-0,2031	0,0075	0,0000	-0,6560	0,0105	0,0000
Rendimento	0,0002	0,0004	0,6241	0,0053	0,0007	0,0000
Horas	-0,0370	0,0316	0,2420	0,2588	0,0337	0,0000
Insatisfeito	-0,1405	0,0154	0,0000	0,2977	0,0223	0,0000
Mobilidade	-0,4610	0,0433	0,0000	0,1212	0,0541	0,0000
Aluguel	0,2053	0,0203	0,0000	0,3106	0,0388	0,0000
Alimentação	0,2227	0,0156	0,0000	0,1695	0,0283	0,0000
Instrumentos	0,2769	0,0186	0,0000	0,2622	0,0419	0,0000
Transporte	0,0594	0,0178	0,0000	0,4666	0,0264	0,0000
Comércio	0,3344	0,0689	0,0000	0,8616	0,1694	0,0000
Serviços	0,3337	0,0810	0,0000	0,9222	0,1728	0,0000
Indústria	0,4884	0,0736	0,0000	0,9248	0,1728	0,0000
Construção	0,2842	0,0725	0,0000	0,9483	0,3076	0,0000
Carteira	-0,0624	0,0482	0,1972	0,3385	0,0702	0,0000
Urbana	0,3144	0,0611	0,0000	-0,0224	0,1229	0,8493

Notas: esta tabela mostra o efeito marginal associado a cada parâmetro. A variável dependente é o componente de percepção como obtido em (8). Foram incluídas variáveis *dummy* de estados. EP é o erro-padrão.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

tos da atividade laboral e entre aqueles que tiveram mais de um emprego no último ano. Por outro lado, o grau de satisfação média é menor entre os trabalhadores mais velhos, casados, que procuraram outro emprego no último mês, que tinham uma maior jornada de trabalho e que reportaram algum débito de ordem financeira que impedia o rompimento do vínculo de trabalho (com exceção dos débitos financeiros de instrumentos).

A satisfação individual na flexibilidade de trabalho merece uma apreciação pormenorizada, pois pode afetar aspectos como o salário¹⁸, as perspectivas de carreira e de oportunidades de treinamento, as chances de desenvolvimento pessoal, a possibilidade de usar a criatividade individual ou a capacidade de contribuir com algo útil para a sociedade. A flexibilidade é frequentemente descrita como a chave para o sucesso competitivo das empresas e do mercado de trabalho em geral, devido ao seu impacto direto nas condições de trabalho, na produtividade, na lucratividade e no desempenho da empresa. A flexibilidade nos contratos de trabalho refere-se a combinações que os empregadores e/ou empregados criam para personalizar o horário de trabalho regular de forma a atender às suas necessidades variáveis, tais como flutuações

¹⁸Inclusive, a diferença de gênero na remuneração seria consideravelmente reduzida e poderia até desaparecer se as empresas não tivessem um incentivo para recompensar desproporcionalmente os indivíduos que trabalharam longas horas e que trabalharam determinadas horas (GOLDIN, 2014).

Tabela 9: Efeito das Covariáveis sobre o Componente de Percepção para a Flexibilidade de Horários

	Painel A: Homens			Painel B: Mulheres		
	Coefficiente	EP	P-valor	Coefficiente	EP	P-valor
Idade	0,0244	0,0077	0,0015	0,0348	0,0144	0,0155
Branco	-0,3037	0,0104	0,0000	-0,3898	0,0221	0,0000
Chefe	0,0453	0,0105	0,0000	-0,0204	0,0188	0,2802
Casado	0,1356	0,0209	0,0000	0,4721	0,0406	0,0000
Estudo	-0,0320	0,0016	0,0000	-0,0099	0,0032	0,0019
Experiência	-0,0289	0,0076	0,0000	-0,0376	0,0143	0,0084
Tenure	-0,0007	0,0001	0,0000	-0,0032	0,0002	0,0000
Rendimento	-0,4274	0,0099	0,0000	-0,4315	0,0200	0,0000
Horas	0,0143	0,0005	0,0000	0,0182	0,0011	0,0000
Insatisfeito	0,1085	0,0362	0,0000	0,7533	0,0726	0,0000
Mobilidade	-0,5904	0,0211	0,0027	-0,5015	0,0390	0,0000
Aluguel	0,3432	0,0265	0,0000	0,2364	0,0732	0,0011
Alimentação	0,2340	0,0218	0,0000	0,1391	0,0439	0,0017
Instrumentos	0,0100	0,0280	0,7188	0,1569	0,5445	0,7872
Transporte	0,1176	0,0257	0,0000	0,3188	0,0486	0,0000
Comércio	0,2742	0,0009	0,0000	0,3748	0,0321	0,0000
Serviços	-0,2240	0,0011	0,0000	0,2773	0,0326	0,0000
Indústria	0,1655	0,0097	0,0000	0,3671	0,0339	0,0000
Construção	0,5541	0,0996	0,0000	0,4804	0,0541	0,0000
Carteira	0,2743	0,0644	0,0000	0,6383	0,1365	0,0000
Urbana	0,2941	0,0824	0,0003	0,5712	0,0294	0,0000

Notas: esta tabela mostra o efeito marginal associado a cada parâmetro. A variável dependente é o componente de percepção como obtido em (8). Foram incluídas variáveis *dummy* de estados. EP é o erro-padrão.

Fonte: cálculo dos autores usando os microdados da PNAD 2015 publicados pelo IBGE.

nos pedidos de produção, na demanda pelos serviços ou aspectos de natureza privada do trabalhador. Esses acordos, mesmo quando são informais, permitem que as empresas se ajustem às exigências de mercado, possibilitando que os empregadores lidem melhor com as variações da carga de trabalho e reduzindo, por exemplo, os custos com horas extras. O acesso a horários flexíveis pode indicar aos empregados que o seu empregador se preocupa com o seu bem-estar e as suas responsabilidades fora do trabalho¹⁹.

Os trabalhadores tendem a estar satisfeitos com seus empregos à medida que os regimes de trabalho apresentam flexibilidade na carga horária. Também, condições de emprego que contribuem para a satisfação dos trabalhadores conduzem a maior motivação e comprometimento (FREEMAN, 1978; AKERLOF *et al.*, 1988; BOOTH; VAN OURS, 2008; CASSAR; MEIER, 2018; KAPLAN; SCHULHOFER-WOHL, 2018; LAZEAR, 2018).

Os empregadores ao oferecerem horários de trabalho flexíveis exteriorizam que dão suporte ao bem-estar dos funcionários, possibilitando que esses atendam às suas necessidades pessoais, como creches ou cuidados com idosos, atendimento a questões de saúde, prática de exercícios e desenvolvimento profissional. Ao sentirem-se apoiados pelas suas empresas, os funcionários podem ter mais equilíbrio para lidar com as questões de trabalho e de família.

¹⁹A flexibilidade do trabalho também pode fornecer aos funcionários o tempo necessário para envolver-se em estilos de vida mais saudáveis, resultando em melhor saúde e segurança.

Isso, por sua vez, resultará em uma maior satisfação do trabalho e compromisso entre os funcionários e, assim, maior produtividade.

A grande maioria das pesquisas indica que a satisfação no trabalho aumenta com a idade embora haja descobertas inconsistentes sobre se o padrão dessa mudança é linear, não linear ou ambos (CLARK, 1996; CLARK; OSWALD, 1996; CLARK, 1997; CLARK; GEORGELLIS; SANFEY, 1998; JONES *et al.*, 2009), ou se não há nenhuma relação entre essas variáveis (CHAUDHURI; REILLY; SPENCER, 2015). Nossos resultados variam com gênero e com a dimensão do trabalho decente analisada, de modo que para os homens a satisfação é decrescente com a idade, mas é crescente para as mulheres quando da avaliação da satisfação com o salário.

Por sua vez, o *tenure* acumulado provavelmente aumentará a satisfação no trabalho à medida que as oportunidades de carreira se tornam cada vez mais disponíveis²⁰. No entanto, aqueles que estão menos satisfeitos com seu trabalho têm maior probabilidade de pedir demissão e procurar emprego em outro lugar. Assim, os trabalhadores com longa permanência em média têm maior satisfação no trabalho, mas também os trabalhadores mais satisfeitos com seu trabalho têm um maior tempo de permanência no emprego. As evidências obtidas aqui contrastam com àquelas encontradas por Borjas (1979), e estão alinhadas aos resultados já encontrados por Clark (1996, 1997) e Chaudhuri, Reilly e Spencer (2015).

Os julgamentos dos trabalhadores sobre a correspondência entre sua educação e seus empregos atuais são susceptíveis de influenciar a autoavaliação da satisfação no trabalho. De fato, uma série de artigos fornecem evidências que apoiam essa proposição. Idson (1990) não relatou efeitos significativos do nível de educação em três das quatro diferentes medidas de satisfação geral no trabalho com dados dos EUA. Clark (1996) indica, a partir de uma amostra de trabalhadores britânicos, que indivíduos com maior escolaridade apresentam níveis comparativamente mais baixos de satisfação no trabalho. Clark e Oswald (1996) descobriram que a satisfação geral com o trabalho está diminuindo no nível de educação. Fleming e Kler (2008) relatam uma correlação negativa entre qualificação e satisfação no trabalho em uma análise longitudinal para a Austrália.

Nesse sentido, uma interpretação para os resultados encontrados aqui é apresentada em Clark e Oswald (1996), onde é sugerido que, embora trabalhadores com melhor nível de escolaridade tenham melhores empregos, a educação está positivamente correlacionada com as expectativas dos trabalhadores sobre o tipo de emprego que eles deveriam ter. O próprio processo de educação pode aumentar as expectativas dos trabalhadores, ou aqueles que já têm maiores expectativas (influenciados por seus pais ou pela escolaridade precoce, por exemplo) podem ter mais probabilidade de continuar seus estudos. Assim, encontramos que trabalhadores com maior nível de escolaridade relatam-se relativamente insatisfeitos.

Igualmente, a percepção dos trabalhadores no que diz respeito à sua autonomia na relação de trabalho é um elemento central na busca de um ambiente e de condições de trabalho mais equitativos²¹. Assim, incluímos nas regressões variáveis *dummy* que indicam a impossibilidade do trabalhador de sair

²⁰Inclusive, pode haver mais de uma mudança de emprego dentro de uma determinada empresa, o que pode refletir promoções ao longo da carreira.

²¹A noção de trabalho decente integra as dimensões quantitativa e qualitativa do emprego e representa o ponto de convergência dos quatro objetivos estratégicos da Organização Internacional

do emprego: a existência de algum débito financeiro com seu empregador (aluguel, alimentação, instrumentos e transportes). Essas informações tiveram por objetivo levantar aspectos que se contrapõem ao trabalho decente, além de circunstâncias que indiquem nuances de trabalho forçado ou análogo à escravidão.

Encontramos que maior autonomia e liberdade no ambiente de trabalho estão associadas a uma maior satisfação laboral porque os trabalhadores têm mais independência para determinar seu próprio esforço e sua produtividade. Nessa perspectiva, nossos indícios convergem aos encontrados por Clark (2005).

5 Considerações Finais

Este artigo explora o grau de satisfação dos trabalhadores brasileiros com as dimensões que caracterizam o trabalho decente. As discussões acerca das medidas de bem-estar e do progresso da sociedade destacam a satisfação com vários domínios da vida. Como uma parte fundamental da realização humana é o trabalho, a questão de o que faz um bom trabalho tornou-se parte integrante da questão mais ampla de quão bem nossas sociedades estão progredindo. Qualquer política para melhorar a qualidade do emprego requer informações sobre o quanto os diferentes aspectos laborais são importantes para os trabalhadores, desde salários e segurança no emprego até o interesse intrínseco do trabalho.

Se a satisfação do trabalho fosse uma transformação monotônica da renda total e, portanto, uma verdadeira medida de utilidade, seria extremamente interessante para uso em comparações de bem-estar. Lamentavelmente, não é esse o caso. Apesar dessa limitação, a forma como os trabalhadores percebem seu trabalho afeta os resultados econômicos.

Um trabalhador mais satisfeito, mesmo aquele cuja situação econômica não pareça ser melhor do que a de seus pares, tem menor chance de deixar o emprego voluntariamente (CARD *et al.*, 2012). Dependendo da satisfação no emprego atual, um trabalhador terá mais ou menos probabilidade de investir em capital humano específico da empresa, o que aumentará seu compromisso com o empregador. Embora o grau de satisfação com o trabalho seja um conceito subjetivo e, como tal, exposto a críticas fundamentais, essa variável tem se mostrado significativa e complementar aos indicadores objetivos de bem-estar (FREY; STUTZER, 2002; KAHNEMAN; KRUEGER, 2006).

As respostas às perguntas sobre como as pessoas se sentem em relação ao seu emprego não são desprovidas de relevância. Há importantes razões para os economistas se debruçarem sobre a temática de *job satisfaction*. Muitas vezes é difícil fazer uma proposta de política pública, porque uma ação social acarreta custos para muitas pessoas. Portanto, é necessária uma avaliação dos efeitos líquidos, em termos de utilidade individual, sobre a satisfação dos agentes com a implementação de tal política (NORDHAUS, 1998; DI TELLA; MACCULLOCH; OSWALD, 2001; ALESINA; GLAESER; SACERDOTE, 2005).

De modo semelhante, o efeito das condições institucionais sobre a satisfação individual, expandindo a compreensão sobre a formação do bem-estar subjetivo. Isso lança uma nova luz sobre a possibilidade de se verificar se as autoavaliações são consistentes (KAHNEMAN; KRUEGER, 2006; CLARK, 2018).

As descobertas do presente artigo são importantes ao apresentar e procurar entender a percepção dos trabalhadores acerca das condições de trabalho a que estão expostos e seus desdobramentos.

Em primeiro lugar, a estruturação desse tema a partir de *mixture models* permitiu decompor o processo decisório em seus componentes fundamentais. Especificamente, a abordagem dos modelos CUB identificou que o chamado efeito *shelter*, responsável por um viés de preferência, tem uma importância considerável na expressão do *rating* final por meio de uma distribuição degenerada. Desse modo, foi possível identificar e mensurar o viés de desejabilidade social, o que implica que os trabalhadores admitem características e comportamentos socialmente desejáveis e negam os socialmente indesejáveis.

Em segundo lugar, a modelagem do componente de heterogeneidade – estritamente relacionada à decisão humana e às circunstâncias em que é tomada – é cada vez mais reconhecida como um objetivo pertinente para um método estatístico. Negligenciar esse aspecto implica adicionar um ruído subjacente ao modelo e, do ponto de vista estatístico, essa omissão aumentaria o viés e reduziria a eficiência das estimativas. De fato, a escolha da distribuição uniforme pode parecer sobremaneira simplista, mas é livre de parâmetros (o número de categorias é conhecido *a priori*) e abrange o pior cenário de escolhas aleatórias (*non-contingent response style*), permitindo assim uma avaliação preliminar da heterogeneidade presente no modelo.

Em terceiro lugar, as probabilidades de transição entre os pontos da escala para os diversos itens estudados revelaram a influência consistentemente significativa de variáveis não pecuniárias na satisfação auto-relatada. Isso não significa que fatores econômicos, como o salário, não sejam importantes, mas sugere que o interesse recente em questões como flexibilidade de horários e capacitação profissional merecem um estudo aprofundado. Tais incentivos são uma parte necessária para induzir o trabalhador a ser mais produtivo por meio do aumento de sua satisfação. Isto é, o trabalho representa muito mais do que simplesmente ganhar uma renda: para muitas pessoas, o trabalho é uma fonte de significado. E esses incentivos dão perspectiva a esse sentimento.

Em quarto lugar, paralelamente à ampla evidência de mulheres com salários mais baixos, condições de trabalho piores, situações de discriminação e limitação de oportunidades de promoção, as trabalhadoras frequentemente apresentam níveis iguais ou superiores de satisfação do trabalho do que os homens. Após inúmeras confirmações desse resultado, essa evidência empírica – o paradoxo gênero-satisfação do trabalho – também é corroborada pelo estudo desenvolvido aqui.

Em quinto lugar, encontramos que o estudo dos fatores psicológicos que afetam o processo decisório é particularmente interessante para questões relacionadas com atitudes pessoais, como no caso da satisfação do trabalho, e os modelos CUB têm-se mostrado particularmente úteis a este respeito. Com efeito, os modelos estimados mostraram a presença de heterogeneidade no processo de resposta em relação à satisfação do trabalho, principalmente impulsionada pelo estado de espírito dos entrevistados.

Os *insights* obtidos com a pesquisa sobre *job satisfaction* lançam uma nova luz sobre questões relevantes investigadas na economia. Mais importante, eles ampliam o escopo da pesquisa empírica. A análise sobre a avaliação da satisfação do trabalho pode permitir a discriminação entre explicações concorrentes para resultados empíricos no comportamento dos agentes.

Referências

- AKERLOF, George A. *et al.* Job Switching and Job Satisfaction in the US Labor Market. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1988, n. 2, p. 495–594, 1988.
- ALESINA, Alberto; GLAESER, Edward; SACERDOTE, Bruce. Work and Leisure in the United States and Europe: Why so Different? *NBER Macroeconomics Annual*, v. 20, p. 1–64, 2005.
- ARNOLD, Hugh J.; FELDMAN, Daniel C.; PURBHOO, Mary. The Role of Social-Desirability Response Bias in Turnover Research. *Academy of Management Journal*, v. 28, n. 4, p. 955–966, 1985.
- BARMBY, Tim; BRYSON, Alex; EBERTH, Barbara. Human Capital, Matching and Job Satisfaction. *Economics Letters*, v. 117, n. 3, p. 548–551, 2012.
- BELLI, Robert F.; CONRAD, Frederick G.; WRIGHT, Daniel B. Cognitive Psychology and Survey Methodology: Nurturing the Continuing Dialogue Between Disciplines. *Applied Cognitive Psychology*, v. 21, n. 2, p. 141–144, 2007.
- BENDER, Keith A.; DONOHUE, Susan M.; HEYWOOD, John S. Job Satisfaction and Gender Segregation. *Oxford Economic Papers*, v. 57, n. 3, p. 479–496, 2005.
- BIANCOTTI, Claudia; D’ALESSIO, Giovanni; NERI, Andrea. Measurement Error in the Bank of Italy’s Survey of Household Income and Wealth. *Review of Income and Wealth*, v. 54, n. 3, p. 466–493, 2008.
- BOGAERT, Inge *et al.* Associations Between Different Types of Physical Activity and Teachers’ Perceived Mental, Physical, and Work-Related Health. *BMC Public Health*, v. 14, n. 1, p. 1–9, 2014.
- BOND, Timothy N.; LANG, Kevin. The Sad Truth About Happiness Scales. *Journal of Political Economy*, v. 127, n. 4, p. 1629–1640, 2019.
- BOOTH, Alison; VAN OURS, Jan C. Job Satisfaction and Family Happiness: The Part-Time Work Puzzle. *Economic Journal*, v. 118, n. 526, f77–f99, 2008.
- BORJAS, George J. Job Satisfaction, Wages, and Unions. *Journal of Human Resources*, v. 14, n. 1, p. 21–40, 1979.
- CAPECCHI, Stefania; PICCOLO, Domenico. Investigating the Determinants of Job Satisfaction of Italian Graduates: A Model-Based Approach. *Journal of Applied Statistics*, v. 43, n. 1, p. 169–179, 2016.
- CAPLIN, Andrew; DEAN, Mark; MARTIN, Daniel. Search and Satisficing. *American Economic Review*, v. 101, n. 7, p. 2899–2922, 2011.
- CARD, David *et al.* Inequality at Work: The Effect of Peer Salaries on Job Satisfaction. *American Economic Review*, v. 102, n. 6, p. 2981–3003, 2012.

- CASSAR, Lea; MEIER, Stephan. Nonmonetary Incentives and the Implications of Work as a Source of Meaning. *Journal of Economic Perspectives*, v. 32, n. 3, p. 215–238, 2018.
- CHAUDHURI, Kausik; REILLY, Kevin T.; SPENCER, David A. Job Satisfaction, Age and Tenure: A Generalized Dynamic Random Effects Model. *Economics Letters*, v. 130, p. 13–16, 2015.
- CLARK, Andrew E. Four Decades of the Economics of Happiness: Where Next? *Review of Income and Wealth*, v. 64, n. 2, p. 245–269, 2018.
- CLARK, Andrew E. Job Satisfaction and Gender: Why Are Women so Happy at Work? *Labour Economics*, v. 4, n. 4, p. 341–372, 1997.
- CLARK, Andrew E. Job Satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, v. 34, n. 2, p. 189–217, 1996.
- CLARK, Andrew E. What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data. *Labour Economics*, v. 8, n. 2, p. 223–242, 2001.
- CLARK, Andrew E. Your Money or Your Life: Changing Job Quality in OECD Countries. *British Journal of Industrial Relations*, v. 43, n. 3, p. 377–400, 2005.
- CLARK, Andrew E.; GEORGELLIS, Y.; SANFEY, P. Job Satisfaction, Wage Changes, and Quits. *Research in Labour Economics*, v. 17, n. 1, p. 95–121, 1998.
- CLARK, Andrew E.; KRISTENSEN, Nicolai; WESTERGÅRD-NIELSEN, Niels. Job Satisfaction and Co-Worker Wages: Status or Signal? *Economic Journal*, v. 119, n. 536, p. 430–447, 2009.
- CLARK, Andrew E.; OSWALD, Andrew J. Satisfaction and Comparison Income. *Journal of Public Economics*, v. 61, n. 3, p. 359–381, 1996.
- CONTI, Gabriella; PUDNEY, Stephen. Survey Design and the Analysis of Satisfaction. *Review of Economics and Statistics*, v. 93, n. 3, p. 1087–1093, 2011.
- D'ELIA, Angela; PICCOLO, Domenico. A Mixture Model for Preferences Data Analysis. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 49, n. 3, p. 917–934, 2005.
- DAVIS, Mark A. Understanding the Relationship Between Mood and Creativity: A Meta-Analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, v. 108, n. 1, p. 25–38, 2009.
- DI TELLA, Rafael; MACCULLOCH, Robert J.; OSWALD, Andrew J. Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *American Economic Review*, v. 91, n. 1, p. 335–341, 2001.

- DOWNWARD, Paul; RASCIUTE, Simona. Does Sport Make You Happy? An Analysis of the Well-Being Derived from Sports Participation. *International Review of Applied Economics*, v. 25, n. 3, p. 331–348, 2011.
- FLEMING, Christopher M.; KLER, Parvinder. I'm Too Clever for This Job: A Bivariate Probit Analysis on Overeducation and Job Satisfaction in Australia. *Applied Economics*, v. 40, n. 9, p. 1123–1138, 2008.
- FREEMAN, Richard B. Job Satisfaction as an Economic Variable. *American Economic Review*, v. 68, n. 6, p. 135–141, 1978.
- FREEMAN, Richard B.; KLEINER, Morris M. Who Benefits Most From Employee Involvement: Firms or Workers? *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 219–223, 2000.
- FREY, Bruno S.; STUTZER, Alois. What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, v. 40, n. 2, p. 402–435, 2002.
- GAMBACORTA, Romina; IANNARIO, Maria. Measuring Job Satisfaction With CUB Models. *Labour*, v. 27, n. 2, p. 198–224, 2013.
- GAZIOGLU, Saziye; TANSEL, Aysit. Job Satisfaction in Britain: Individual and Job Related Factors. *Applied Economics*, v. 38, n. 10, p. 1163–1171, 2006.
- GHAI, Dharam. *Decent Work: Universality and Diversity*. Geneva, 2006.
- GHINETTI, Paolo. The Public–Private Job Satisfaction Differential in Italy. *Labour*, v. 21, n. 2, p. 361–388, 2007.
- GOLDIN, Claudia. A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review*, v. 104, n. 4, p. 1091–1119, 2014.
- GOLDIN, Claudia; MITCHELL, Joshua. The New Life Cycle of Women's Employment: Disappearing Humps, Sagging Middles, Expanding Tops. *Journal of Economic Perspectives*, v. 31, n. 1, p. 161–82, 2017.
- HAMERMESH, Daniel S. Economic Aspects of Job Satisfaction. In: ASHENFELTER, O.; OATES, W. (ed.). *Essays in Labor Market Analysis*. New York: Wiley, 1977.
- HAMERMESH, Daniel S. The Changing Distribution of Job Satisfaction. *Journal of Human Resources*, v. 36, n. 1, p. 1–30, 2001.
- HINES, Alice M. Linking Qualitative and Quantitative Methods in Cross-Cultural Survey Research: Techniques from Cognitive Science. *American Journal of Community Psychology*, v. 21, n. 6, p. 729–746, 1993.
- HOLBROOK, Allyson L.; GREEN, Melanie C.; KROSNICK, Jon A. Telephone Versus Face-to-Face Interviewing of National Probability Samples With Long Questionnaires: Comparisons of Respondent Satisficing and Social Desirability Response Bias. *Public Opinion Quarterly*, v. 67, n. 1, p. 79–125, 2003.

- HUDOMIET, Péter *et al.* The Effects of Job Characteristics on Retirement. *Journal of Pension Economics and Finance*, v. 19, n. 1, p. 1–17, 2020.
- HUMPHREYS, Brad R.; MCLEOD, Logan; RUSESKI, Jane E. Physical Activity and Health Outcomes: Evidence from Canada. *Health Economics*, v. 23, n. 1, p. 33–54, 2014.
- IANNARIO, Maria. Modelling Shelter Choices in a Class of Mixture Models for Ordinal Responses. *Statistical Methods & Applications*, v. 21, n. 1, p. 1–22, 2012.
- IANNARIO, Maria. On the Identifiability of a Mixture Model for Ordinal Data. *Metron*, v. 68, n. 1, p. 87–94, 2010.
- IANNARIO, Maria; PICCOLO, Domenico. A Comprehensive Framework of Regression Models for Ordinal Data. *Metron*, v. 74, n. 2, p. 233–252, 2016.
- ICHNIOWSKI, Casey; SHAW, Kathryn. Beyond Incentive Pay: Insiders' Estimates of the Value of Complementary Human Resource Management Practices. *Journal of Economic Perspectives*, v. 17, n. 1, p. 155–180, 2003.
- ICHNIOWSKI, Casey; SHAW, Kathryn; PRENNUSHI, Giovanna. The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines. *American Economic Review*, v. 87, n. 3, p. 291–313, 1997.
- IDSON, Todd L. Establishment Size, Job Satisfaction and the Structure of Work. *Applied Economics*, v. 22, n. 8, p. 1007–1018, 1990.
- JONES, Melanie K. *et al.* Training, Job Satisfaction, and Workplace Performance in Britain: Evidence from WERS 2004. *Labour*, v. 23, S1, p. 139–175, 2009.
- KAHNEMAN, Daniel; KRUEGER, Alan B. Developments in the Measurement of Subjective Well-Being. *Journal of Economic Perspectives*, v. 20, n. 1, p. 3–24, 2006.
- KAPLAN, Greg; SCHULHOFER-WOHL, Sam. The Changing (Dis-) Utility of Work. *Journal of Economic Perspectives*, v. 32, n. 3, p. 239–258, 2018.
- KRISTENSEN, Nicolai; JOHANSSON, Edvard. New Evidence on Cross-Country Differences in Job Satisfaction Using Anchoring Vignettes. *Labour Economics*, v. 15, n. 1, p. 96–117, 2008.
- LAZEAR, Edward P. Compensation and Incentives in the Workplace. *Journal of Economic Perspectives*, v. 32, n. 3, p. 195–214, 2018.
- LECHNER, Michael. Long-Run Labour Market and Health Effects of Individual Sports Activities. *Journal of Health Economics*, v. 28, n. 4, p. 839–854, 2009.
- LECHNER, Michael; SARI, Nazmi. Labor Market Effects of Sports and Exercise: Evidence from Canadian Panel Data. *Labour Economics*, v. 35, p. 1–15, 2015.

- LÉVY-GARBOUA, Louis; MONTMARQUETTE, Claude. Reported Job Satisfaction: What Does it Mean? *Journal of Socio-Economics*, v. 33, n. 2, p. 135–151, 2004.
- LOCKE, Edwin A. The Nature and Causes of Job Satisfaction. In: DUNNETTE, Marvin D. (ed.). *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*. Chicago: Rand McNally, 1976. p. 1297–1349.
- LOCKE, Edwin A. Work Motivation. In: SPIELBERGER, Charles D. (ed.). *Encyclopedia of Applied Psychology*. New York: Elsevier, 2004. p. 709–713.
- MACHADO, Danielle Carusi; SILVA, Adriana Fontes da. Um Indicador de Não Satisfação no Trabalho e a Mobilidade do Mercado de Trabalho: Um Estudo para Homens e Mulheres. *Nova Economia*, v. 24, p. 123–140, 2014.
- MOLENBERGHS, Geert; VERBEKE, Geert. Likelihood Ratio, Score, and Wald Tests in a Constrained Parameter Space. *American Statistician*, v. 61, n. 1, p. 22–27, 2007.
- MONTE, Paulo Aguiar do. Gender Differences in Job Dissatisfaction in a Developing Country. *International Journal of Social Economics*, v. 46, n. 5, p. 686–703, 2019.
- MONTE, Paulo Aguiar do. Job Dissatisfaction and Labour Turnover: Evidence from Brazil. *International Journal of Human Resource Management*, v. 23, n. 8, p. 1717–1735, 2012.
- NORDHAUS, William D. Quality Change in Price Indexes. *Journal of Economic Perspectives*, v. 12, n. 1, p. 59–68, 1998.
- OSWALD, Andrew J.; POWDTHAVEE, Nattavudh. Does Happiness Adapt? A Longitudinal Study of Disability With Implications for Economists and Judges. *Journal of Public Economics*, v. 92, n. 5-6, p. 1061–1077, 2008.
- OSWALD, Andrew J.; PROTO, Eugenio; SGROI, Daniel. Happiness and Productivity. *Journal of Labor Economics*, v. 33, n. 4, p. 789–822, 2015.
- PERUGINI, Cristiano; VLADISAVLJEVIĆ, Marko. Gender Inequality and the Gender-Job Satisfaction Paradox in Europe. *Labour Economics*, v. 60, p. 129–147, 2019.
- PUNZO, Gennaro; CASTELLANO, Rosalia; BUONOCORE, Mirko. Job Satisfaction in the “Big Four” of Europe: Reasoning between Feeling and Uncertainty through CUB Models. *Social Indicators Research*, v. 139, n. 1, p. 205–236, 2018.
- RASCIUTE, Simona; DOWNWARD, Paul. Health or Happiness? What is the Impact of Physical Activity on the Individual? *Kyklos*, v. 63, n. 2, p. 256–270, 2010.
- ROOTH, Dan-Olof. Work Out or Out of Work – The Labor Market Return to Physical Fitness and Leisure Sports Activities. *Labour Economics*, v. 18, n. 3, p. 399–409, 2011.

- SARSONS, Heather *et al.* Gender Differences in Recognition for Group Work. *Journal of Political Economy*, v. 129, n. 1, p. 101–147, 2021.
- SELF, Steven G.; LIANG, Kung-Yee. Asymptotic Properties of Maximum Likelihood Estimators and Likelihood Ratio Tests under Nonstandard Conditions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 82, n. 398, p. 605–610, 1987.
- SELL, Lea; CLEAL, Bryan. Job Satisfaction, Work Environment, and Rewards: Motivational Theory Revisited. *Labour*, v. 25, n. 1, p. 1–23, 2011.
- SENIK, Claudia. Gender Gaps in Subjective Wellbeing: A New Paradox to Explore. *Review of Behavioral Economics*, v. 4, n. 4, p. 349–369, 2017.
- SHIELDS, Michael A.; PRICE, Stephen Wheatley. Racial Harassment, Job Satisfaction and Intentions to Quit: Evidence from the British Nursing Profession. *Economica*, v. 69, n. 274, p. 295–326, 2002.
- SKROK, Łukasz *et al.* Impact of Sports Activity on Polish Adults: Self-Reported Health, Social Capital & Attitudes. *PloS One*, v. 14, n. 12, e0226812, 2019.
- SOUSA-POZA, Alfonso; SOUSA-POZA, Andrés A. Gender Differences in Job Satisfaction in Great Britain, 1991–2000: Permanent or Transitory? *Applied Economics Letters*, v. 10, n. 11, p. 691–694, 2003.
- SOUSA-POZA, Alfonso; SOUSA-POZA, Andrés A. Taking Another Look at the Gender/Job-Satisfaction Paradox. *Kyklos*, v. 53, n. 2, p. 135–152, 2000a.
- SOUSA-POZA, Alfonso; SOUSA-POZA, Andrés A. Well-Being at Work: A Cross-National Analysis of the Levels and Determinants of Job Satisfaction. *Journal of Socio-Economics*, v. 29, n. 6, p. 517–538, 2000b.
- SPECTOR, Paul E. *Job Satisfaction: Application, Assessment, Causes, and Consequences*. Califórnia: Sage, 1997. v. 3.
- STEVENSON, Betsey; WOLFERS, Justin. The Paradox of Declining Female Happiness. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 1, n. 2, p. 190–225, 2009.
- TOURANGEAU, Roger; RIPS, Lance J.; RASINSKI, Kenneth. *The Psychology of Survey Response*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- VAN DER MAAS, Han L. J. *et al.* Cognitive Psychology Meets Psychometric Theory: On the Relation Between Process Models for Decision Making and Latent Variable Models for Individual Differences. *Psychological Review*, v. 118, n. 2, p. 339, 2011.
- VU, H. T. V.; ZHOU, S. Generalization of Likelihood Ratio Tests under Nonstandard Conditions. *Annals of Statistics*, v. 25, n. 2, p. 897–916, 1997.

- WARD, Melanie E.; SLOANE, Peter J. Non-Pecuniary Advantages Versus Pecuniary Disadvantages: Job Satisfaction Among Male and Female Academics in Scottish Universities. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 47, n. 3, p. 273–303, 2000.
- WILLIS, G. Cognitive Aspects of Survey Methodology (CASM). In: LAVRAKAS, Paul J. (ed.). *Encyclopedia of Survey Research Methods*. Thousand Oaks: Sage, 2008. cap. 10, p. 104–107.

OS CICLOS ECONÔMICOS DO PARAGUAI E A EFICIÊNCIA TÉCNICA DA *ADMINISTRACIÓN NACIONAL DE ELETRICIDAD* (ANDE) NO PERÍODO 1990 A 2018

ANIBAL DAVID CUENCA LÓPEZ *

ALINE LOPES DE AQUINO †

ADRIANO PROVEZANO GOMES ‡

Resumo

Esta pesquisa teve por objetivo avaliar o impacto dos ciclos econômicos do Paraguai na eficiência técnica da *Administración Nacional de Eletricidad* (ANDE) no período de 1990 a 2018. Para isso utilizou-se uma análise em dois estágios. O primeiro consistiu em calcular a eficiência da empresa através do método DEA. E no segundo estágio foi estimado um modelo Tobit com *Bootstrap* para avaliar a influência de fatores externos. Os principais resultados mostraram que durante o período analisado, a ANDE apresentou eficiência média elevada de 0,90 e a eficiência foi igual a 1 nos anos de 1994, 1995, 2011, 2014 e 2018.

Palavras-chave: Paraguai; ANDE; análise de eficiência; dois estágios.

Abstract

This research aimed to evaluate the impact of Paraguay's economic cycles on the technical efficiency of *Administración Nacional de Eletricidad* (ANDE) in the period from 1990 to 2018. For this purpose, a two-stage analysis was used. The first stage calculates the efficiency of the company using *Data Envelopment Analysis* (DEA). In the second stage, a Tobit model with *Bootstrap* was estimated to evaluate the influence of external factors. The main results showed that during the analyzed period, ANDE had high average efficiency of 0.90 and the efficiency was equal to 1 in the years 1994, 1995, 2011, 2014 and 2018.

Keywords: Paraguay; ANDE; efficiency analysis; two stages.

JEL classification: D61, E32, C24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea180547>

* Universidade Federal de Viçosa (UFV)

† Universidade Federal de Viçosa (UFV)

‡ Universidade Federal de Viçosa (UFV)

1 Introdução

Alguns setores da economia podem apresentar falhas de mercado. Essas falhas podem ocorrer devido às barreiras de entrada, assimetrias de informação, custos de transação e a presença de economias de escala, que impedem o setor de operar em um mercado de concorrência. Este tipo de mercado é definido como monopólio natural (ASSUNÇÃO, 2018; NASCIMENTO, 2013). Um exemplo é o setor de energia elétrica, onde as etapas transmissão e distribuição de eletricidade são consideradas monopólios naturais (PESSANHA *et al.*, 2010; SOLLERO; LINS, 2004).

O setor elétrico é essencial para a economia de um país. O crescimento da indústria, o desenvolvimento de novas tecnologias e o aumento no padrão de vida em determinada sociedade pode ser observado com a evolução do consumo de energia através do aumento dos recursos energéticos (SIMABUKULO *et al.*, 2006). Segundo Silva Filho (2003), o “tamanho da economia” de um país, ou seja, a sua riqueza pode ser observada através do seu respectivo consumo de energia.

Nesse sentido, o setor elétrico do Paraguai se caracteriza pela existência de uma única empresa distribuidora de energia e de propriedade do Estado, a *Administración Nacional de Eletricidad* (ANDE). Por ser a única empresa nesse setor, ela possui o monopólio da transmissão e distribuição de energia elétrica, embora possa haver livre mercado nos segmentos de produção e comercialização. Em 2018, a sua cobertura elétrica, a nível nacional, foi mais de 99% da população total do país, incluindo residências, indústrias e o Governo (VICEMINISTERIO DE MINAS Y ENERGÍA, 2019). Dessa forma, é possível perceber a importância da ANDE para o desempenho de toda a economia do Paraguai e o bem-estar da população.

Diante da importância do setor elétrico para o país como um todo é necessário que o setor cresça, se desenvolva e aumente a sua produtividade. Para que haja crescimento é necessário que o país apresente certa estabilidade econômica. Segundo Spiegel (2007), as empresas tomam as suas decisões de investimento em função do ambiente macroeconômico do país.

Deste modo, cabe salientar, que a economia do Paraguai passou por diversas mudanças nos últimos 30 anos. A década de 1990 e o início dos anos 2000 foram marcados pela recessão econômica. Nesse período, o país apresentou baixa produtividade, fraco crescimento do PIB (de apenas 1,5%), redução das receitas fiscais, queda das reservas monetárias internacionais e consequentemente um crescimento do déficit orçamentário, além do aumento das taxas de pobreza (MASI; BORDA, 2011). Finalizada a crise no ano de 2003, a taxa de crescimento anual do PIB real foi de 4,6% até o ano 2012. Embora no ano seguinte tenha apresentado uma desaceleração econômica, o crescimento do PIB foi de 4% em 2016. Este sucesso deveu-se a diversos fatores externos e internos como o aumento do preço das matérias primas, as políticas de metas de inflação, a Lei de Responsabilidade Orçamentária, entre outros (OCDE, 2018).

Por outro lado, para que o setor opere com alta produtividade e evite desperdícios de recursos públicos, ele precisa ser eficiente. Uma das técnicas mais utilizadas nas últimas décadas para medir a eficiência das distribuidoras de energia elétrica nos países é a de *Data Envelopment Analysis* (DEA). Esse método permite avaliar a eficiência relativa da empresa, seja em relação a ela mesma ao longo do tempo ou a um grupo de empresas semelhantes, sendo o último modo o mais utilizado. Este tipo de estudo, para o setor elétrico, já foi

feito amplamente desenvolvido em diversos países (AGRELL; BOGETOFT; TIND, 2005; AROCENA, 2008; DANIEL; GOMES, 2013; PACUDAN; GUZMAN, 2002; DOGAN; TUGCU, 2015).

Neste contexto, dado que a distribuição de energia elétrica no Paraguai é feita por uma empresa Estatal, que vigora em um mercado de monopólio natural e, portanto, não possui concorrência, é imprescindível analisar se a ANDE tem sido tecnicamente eficiente ao longo de sua gestão. Para isso, é necessário que essa análise seja feita levando em consideração o contexto macroeconômico do Paraguai, devido às grandes mudanças econômicas que aconteceram a partir da década de 1990. Desse modo, o objetivo da presente pesquisa é analisar o impacto dos ciclos econômicos do Paraguai na eficiência técnica da *Administración Nacional de Eletricidad* no período de 1990 a 2018.

O presente artigo foi estruturado em cinco seções, sendo a introdução a primeira. A segunda faz uma revisão das evidências teóricas e empíricas da aplicação do modelo DEA na análise do setor elétrico no mundo e na América Latina. Em seguida é descrito os métodos utilizados para a realização da pesquisa e a base de dados. Na quarta seção, os principais resultados são apresentados e discutidos. Por fim, na última seção são apontadas as considerações finais.

2 Evidências Teóricas Empíricas

A análise da eficiência relativa do setor elétrico através do método de estimação não paramétrico DEA é um tema amplamente discutido na literatura internacional devido à sua importância na determinação da eficiência das distribuidoras de energia elétrica a fim de fornecer serviços de qualidade aos usuários, maior crescimento econômico e melhora do bem-estar da população. Além disso, diversos órgãos reguladores do setor elétrico utilizam essa metodologia para o processo de revisão das tarifas de energia elétrica, a fim de auxiliar na determinação dos custos operacionais da entidade de energia elétrica. (CHEN, 2002; KITTELSEN, 1993; VON HIRSCHHAUSEN; CULLMANN; KAPPELER, 2006; YUNOS; HAWDON, 1997; ZHANG; BARTELS, 1998).

Diversos autores analisaram a eficiência do setor elétrico em diferentes países da América Latina. Por exemplo, o trabalho de Navarro e Torres (2006), que avaliaram por meio do modelo DEA os níveis de pura eficiência técnica, eficiência de escala e eficiência técnica global das treze divisões de distribuição de energia que compõem a Comissão Federal de Eletricidade do México no período de 1990 a 2013. Os autores estimaram um modelo com orientação produto e utilizaram as seguintes variáveis como *inputs*: linhas de distribuição; capacidade das subestações; capacidade dos transformadores; e força de trabalho. Os *outputs* foram: número de usuários e venda de energia. Os principais resultados indicam que nenhuma das divisões do setor elétrico apresentou eficiência técnica global. Além disso, a principal causa de ineficiência técnica global consiste na ineficiência de escala.

Nessa mesma linha, Navarro, Delfin e Díaz (2019) calcularam os rendimentos constantes e variáveis de escala do setor elétrico do México, para o período de 2008 a 2015. Os autores usaram um modelo DEA, com orientação produto, e a técnica de *Bootstrap*. Foram considerados como *inputs* a capacidade da planta, as linhas de transmissão e o número de subestações; e como *outputs*, a energia gerada e a energia distribuída. Os resultados mostram que,

durante o período de análise, a região Leste e Norte apresentaram níveis mais elevados de eficiência. Por outro lado, o Sudeste teve o nível mais baixo de eficiência.

Tolosa (2013), por sua vez, analisou a eficiência do setor elétrico na Colômbia. O autor utilizou a metodologia DEA para avaliar a eficiência técnica de 18 empresas distribuidoras de energia elétrica em 2010. Foram calculados os retornos constantes à escala (CCR) e retornos variáveis de escala (BCC). As variáveis utilizadas foram: número total de usuários, vendas totais de energia, comprimento de rede, número de empregados, perdas na rede e número de transformadores. A análise indica que mais de 50% das empresas avaliadas são ineficientes, independentemente do modelo utilizado. Na prática, isso significa que mais de 2,5 milhões de usuários de eletricidade não têm acesso a um serviço de qualidade.

No Brasil, Martins *et al.* (2017) analisaram a eficiência técnica relativa de 18 companhias de distribuição de energia elétrica, através da técnica DEA com retornos constantes e variáveis de escala e com orientação produto. As variáveis utilizadas como insumos foram: ativo total, ativos fixos, e total de empregados; e as variáveis utilizadas como produto foram: utilidade, utilidade líquida, e EBITDA por cliente. Os resultados mostram que 38,8% das distribuidoras analisadas foram eficientes, ou seja, 7 empresas apresentaram eficiência igual a 1. Além disso, as variáveis que mais contribuíram para a eficiência das companhias de eletricidade foram o ativo total e a utilidade líquida.

Moreno *et al.* (2015) abordaram a análise de eficiência do setor elétrico através de um modelo Network DEA em duas etapas com entradas compartilhadas (*Shared inputs*). Sendo o custo operacional (OPEX) uma entrada compartilhada, e a extensão da rede de distribuição (km) é considerado um produto intermédio. Já as *outputs* foram: o número de consumidores e o consumo total (Mwh). Os autores avaliaram a eficiência de 20 distribuidoras de energia elétrica do Brasil, através de retornos constantes e variáveis de escala. Além disso, estabeleceram um limite inferior ($\alpha = 0,1$) e superior ($\alpha = 0,3$) da variável OPEX. Segundo os resultados, nenhuma das empresas apresentou eficiência de valor igual a 1. Portanto, nenhuma distribuidora foi eficiente nas duas etapas, o que significa que todas as empresas poderiam melhorar seu nível de eficiência.

Outros autores no mundo e na América Latina também analisaram a eficiência das empresas do setor elétrico por meio de uma análise em dois estágios. O primeiro estágio estima a eficiência das DMUs através da técnica DEA e o segundo estágio consiste em aplicar variáveis ambientais para determinar os fatores externos à empresa que poderiam afetar a eficiência relativa das mesmas, através da estimação de modelos paramétricos (ASSUNÇÃO, 2018; BOBDE; TANAKA, 2018; PÉREZ-REYES, 2016).

Utilizando o método em dois estágios, Çelen (2013) verificou a eficiência de 21 empresas turcas distribuidoras de eletricidade, durante o período de 2002 a 2009. No primeiro estágio através da técnica DEA o autor calculou a eficiência técnica, a pura eficiência e a eficiência de escala, e na segunda etapa utilizou um modelo Tobit para determinar quais variáveis ambientais afetam a eficiência das companhias. As variáveis ambientais utilizadas foram: densidade de clientes, estrutura do cliente, *dummy* para reestruturação, *dummy* para propriedade e taxa de perda/roubo. Os resultados mostram que a densidade de clientes da região e a propriedade privada afetam positivamente as

eficiências.

A análise em dois estágios também já foi realizada no Brasil. [Fernandes e Resende Filho \(2018\)](#) analisaram a eficiência dos custos operacionais (OPEX) das companhias distribuidoras de energia elétrica brasileiras em dois estágios. Na primeira etapa aplicaram o método DEA para obter a eficiência das empresas e na segunda etapa estimaram o efeito das variáveis ambientais sobre os escores de eficiência das companhias do setor elétrico através do modelo Tobit. As variáveis ambientais adotadas foram: *dummy* de propriedade pública ou privada; perdas não técnicas; densidade da rede (km/km²); densidade dos consumidores (pessoas/km²); descargas; vegetação; e *dummy* de tamanho da companhia. Os autores concluem que as empresas privadas são mais eficientes que as públicas. Além disso, as empresas poderiam melhorar ainda mais a eficiência.

Entretanto, até o momento, não foram realizadas pesquisas que analisam a eficiência de uma distribuidora de energia através da metodologia DEA no Paraguai, e que relacionam os resultados com o ambiente econômico do país em que ela se encontra. Sendo esses dois fatores, a eficiência e o ambiente econômico, decisivos para o crescimento e desenvolvimento de uma empresa, a presente pesquisa se faz importante pelo fato de contribuir com um avanço no campo das análises de eficiência ao relacionar esses dois fatores.

3 Metodologia

O modelo foi estimado em dois estágios. No primeiro, utilizou-se o método *Data Envelopment Analysis* para calcular a eficiência da empresa em questão. No segundo estágio, através de uma regressão censurada Tobit com *Bootstrap*, verificou-se a influência de variáveis ambientais sobre a eficiência da ANDE.

Para calcular a evolução do desempenho da ANDE ao longo do período de 1990 - 2018, cada ano da amostra foi considerado como uma DMU (*Decision Making Unit*) diferente, assim foi possível verificar em qual ou quais períodos a empresa foi mais eficiente. Posteriormente, o segundo estágio verificou se a eficiência em determinado período está correlacionada com fatores ambientais ocorridos no mesmo período da análise.

3.1 Primeiro Estágio: *Data Envelopment Analysis*

O conceito de *Data Envelopment Analysis* foi introduzido formalmente na literatura por meio do trabalho de [Charnes, Cooper e Rhodes \(1978\)](#). Por ser uma técnica não-paramétrica, a DEA utiliza-se da programação matemática para analisar a eficiência relativa de unidades produtoras, conhecidas como DMUs. Uma DMU é considerada como eficiente relativamente aos seus pares, se ela produz mais para um dado nível de insumos ou se utiliza menos insumos, dado um nível de produção. A seguir é descrito o modelo utilizado para a presente pesquisa.

Foram estimados dois modelos DEA, o primeiro com retornos constantes à escala (CRS) e o segundo com retornos variáveis à escala (VRS). Os dois modelos possuem orientação insumo. Através dos retornos constantes é possível identificar em quais períodos a ANDE apresentou ineficiência de escala, ou seja, quando ela operou fora da planta de produção ótima. Os retornos variáveis permitem analisar a pura eficiência técnica, isto é, se a ineficiência provém do uso incorreto das quantidades de insumos. A orientação insumo tem por

objetivo minimizar a quantidade de *input* mantendo fixa a produção. Assim, o Problema de Programação Linear (PPL), para os dois modelos, é resolvido para cada DMU $i = 1, \dots, n$, e pode ser representado por meio das seguintes equações:

Tabela 1: Modelos DEA na formulação envelope e com orientação ao insumo

Modelo CRS			Modelo VRS		
$MIN_{\theta, \lambda}$	θ	(1)	$MIN_{\theta, \lambda}$	θ	(2)
Sujeito a:			Sujeito a:		
	$-y_i + Y\lambda \geq 0$			$-y_i + Y\lambda \geq 0$	
	$\theta x_i - X\lambda \geq 0$			$\theta x_i - X\lambda \geq 0$	
	$\lambda \geq 0$			$N_1' \lambda = 1$	
				$\lambda \geq 0$	

Fonte: elaboração própria pelos autores.

Onde:

θ é um escalar que fornece a medida de eficiência da i -ésima DMU, e $0 < \theta \leq 1$. Quanto mais próximo de 1, mais eficiente será a DMU e se $\theta = 1$, ela será considerada eficiente;

y_i é um vetor ($m \times 1$) de quantidades de produto da i -ésima DMU;

x_i é um vetor ($k \times 1$) de quantidades de insumo da i -ésima DMU;

Y é uma matriz ($n \times m$) de produtos das n DMUs;

X é uma matriz ($n \times k$) de insumos das n DMUs;

N_1 é um vetor linha ($1 \times n$) de algarismos unitários ($1, \dots, 1$); e

λ é um vetor ($n \times 1$) de pesos que fornece a intensidade na qual os *inputs* e *outputs* devem ser usados para que as DMUs sejam eficientes.

3.2 Segundo Estágio: Modelo Tobit com *Bootstrap*

A fim de verificar se fatores ambientais influenciam na eficiência da ANDE foi utilizado um modelo paramétrico de regressão Tobit com *Bootstrap*. O modelo Tobit é aplicado quando os resultados da variável dependente são censurados ou truncados em determinados valores (GREENE, 2008), como os resultados obtidos através do modelo DEA que variam entre 0 e 1. Uma generalização do modelo Tobit foi apresentada por Henningsen (2010) da seguinte forma:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i \begin{cases} a & \text{se } y_i^* \leq a \\ y_i^* & \text{se } a < y_i^* < b \\ b & \text{se } y_i^* \geq b \end{cases} \quad (3)$$

No qual a variável dependente (y_i^*) são os escores de eficiência calculados pelo método DEA com retornos variáveis à escala. As variáveis explicativas (x_i) são as variáveis ambientais. β são os parâmetros a serem estimados e ε_i é o termo de erro com $\varepsilon_i \approx N(0, \sigma^2)$.

Modelos não-paramétricos, assim como a técnica DEA, apresentam algumas dificuldades para fazer inferências estatísticas. A fim de corrigir essa limitação, o segundo estágio foi estimado com *Bootstrap*. Esse procedimento

cria intervalos de confiança (90% de probabilidade) que possibilitam averiguar as diferenças nas médias de eficiência técnica e de escala entre as DMUs, para isso utilizou-se 2000 iterações (FERREIRA, 2005).

3.3 Tratamento dos dados

Para que o modelo DEA mantenha uma boa discricionalidade, é importante que o número de variáveis não seja maior que o número de DMU, neste sentido alguns autores mencionam que o número de DMU deve ser pelo menos três vezes o número de fatores *inputs* e *outputs* (BASTOS *et al.*, 2020; PESSANHA *et al.*, 2010). Mas, nesta pesquisa será considerado 5 DMUs para cada variável. Assim, como o modelo apresenta 29 DMUs, optou-se por utilizar apenas um *input*, que engloba os principais gastos da empresa, e três variáveis como *outputs*. A seguir encontra-se as variáveis utilizadas para calcular a eficiência.

Input:

- Despesas operacionais¹. Essa variável inclui os gastos em guaraníes (G)² com: energia comprada, geração, transmissão, distribuição, consumidores, depreciação e administração e geral.

Outputs:

- Energia entregue (MWh). Corresponde à energia faturada (Total geral em MWh);

- Rede total (km). É a infraestrutura do sistema de distribuição (linhas de média tensão em km) e;

- Clientes totais faturados (consumidores atendidos).

Essas variáveis são proxys, respectivamente para: total de energia distribuída pela empresa; distribuição espacial dos consumidores dentro da área de concessão; e quantidade de serviços prestados (ÇELEN, 2013; REZENDE; PESSANHA; AMARAL, 2014; SOUZA; SOUZA; PESSANHA, 2010).

O banco de dados utilizado no primeiro estágio advém de uma compilação estatística realizada pelo Departamento de Estudos Estatísticos da *Administración Nacional de Eletricidad* do Paraguai. Os dados e informações são referentes à gestão técnica, comercial, financeira e administrativa da ANDE, e correspondem ao período 1990 - 2018.

No segundo estágio, para estimar o modelo Tobit, foram escolhidas variáveis ambientais que estão relacionadas com o desenvolvimento econômico e social do Paraguai. Assim, será possível observar qual foi o comportamento da eficiência da única distribuidora de energia elétrica do país em períodos de maior ou menor crescimento e estabilidade econômica, ou seja, se a eficiência em determinado período possui correlação com algum acontecimento dos ciclos econômicos. Na Tabela 2 tem-se a relação das variáveis utilizadas no segundo estágio.

O PIBr_{pc} é o produto interno bruto per capita em dólares (US\$) constantes de 2014; o Salário corresponde ao salário mínimo constante de 1980 em guaraníes (G); o IPC é o nível geral de índices de preços ao consumidor anuais de 2010; a Dívida é o saldo da dívida pública como percentagem do PIB do Governo Central; e Desemprego é taxa de desemprego total (% da participação total da força de trabalho no nível nacional).

¹ As despesas operacionais foram deflacionadas para permitir a comparação ao longo do tempo.

² G - O guaraní é a atual moeda com curso legal da República do Paraguai.

Tabela 2: Variáveis Ambientais

Variável	Fonte	Efeito Esperado
PIBrpc	Banco Central	(+)
Salário	Banco Central	(+)
IPC	Cepal	(-)
Dívida	Cepal	(-)
Desemprego	Banco Mundial	(-)

Fonte: elaboração própria pelos autores.

As variáveis PIBrpc e Salário foram obtidas do site do [BCP \(2020\)](#) no Informe Econômico do Anexo Estatístico. As variáveis Dívida, e IPC estão disponíveis no site da Comissão Econômica para América Latina e o Caribe (CEPAL) na seção [CEPALSTAT \(2020\)](#), e finalmente a variável de desemprego está disponível no site do Banco Mundial na seção [DATABANK](#). Espera-se que o sinal das duas primeiras variáveis seja positivo, pois um aumento nessas variáveis está associado a uma melhora na situação econômica do país, influenciando o investimento e, portanto, melhorando a eficiência da ANDE. As outras três variáveis apresentam sinal esperado negativo, pois um aumento na dívida externa, na inflação (medida pelo IPC) e no desemprego demonstram instabilidade econômica do país.

4 Resultados

4.1 Estatísticas descritivas

Analisando o comportamento das variáveis utilizadas no modelo DEA é possível observar que houve uma tendência de crescimento entre o período avaliado de 1990 a 2018. De acordo com a Tabela 3, observa-se que as médias das despesas operacionais é $\text{R}\$1\,815\,977$; energia entregue é de $\text{MWh}\,6\,052\,296$; da rede total é de $\text{km}\,31\,475$; e o número de clientes ou consumidores que pagam pelo serviço é de $1\,001\,386$. Além disso, em relação as variáveis do modelo Tobit observa-se que o PIB apresentou uma média de $\text{US}\$5034$, e seu desvio padrão foi de $\text{US}\$704$. A média do salário real foi de $\text{R}\$1\,044\,365$, atingindo um mínimo de $\text{R}\$207\,098$ e máximo de $\text{R}\$2\,076\,843$. A média do IPC foi de $71,54$, o valor mínimo e máximo atingiu $13,41$ e $139,96$, respectivamente. A dívida externa como porcentagem do PIB teve uma média de $11,77$ e desvio padrão de $6,30$. Por fim, o desemprego obteve uma média de $5,40$, cujos valores mínimo e máximo foram de $3,4$ e $9,39$, respectivamente.

Em relação ao desvio-padrão, os valores das variáveis, em geral, encontram-se entre os limites inferiores e superiores. Nesse sentido temos as variáveis despesas, energia, consumidores, rede, salário e IPC que estão abaixo do limite inferior nos primeiros anos de análise, e o mesmo acontece nos últimos anos, onde os valores estão acima do limite superior. Ademais, a variável PIBrpc apresentou valores maiores ao limite superior nos últimos anos da amostra. Além disso, a dívida apresenta uma maior dispersão entre os anos de 2000 a 2004. Por fim, o desemprego é a variável que apresentou uma maior dispersão entre os períodos de 1994 a 1997, e 2000 a 2003.

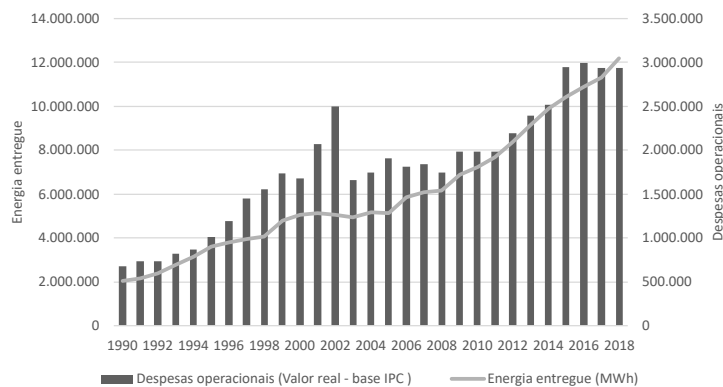
Através da Figura 1 é possível observar uma relação positiva entre as variáveis despesas operacionais e energia entregue. Durante o período analisado

Tabela 3: Estatísticas descritivas das variáveis do modelo DEA-Tobit com VRS

Variável	N	Média	Desvio-Padrão	Mín	Máx
Despesas	29	1 815 977	696 044	680 352	2 990 472
Energia	29	6 052 296	2 885 910	2 042 234	12 200 000
Consumidores	29	1 001 386	306 258	406 417	1 473 481
Rede	29	31 475	18 204	6 587	67 815
PIBrpc	29	5 034	704	4282	6 613
Salário	29	1 044 365	597 552	207 098	2 076 843
IPC	29	71,54	39,94	13,41	139,96
Dívida	29	11,77	6,30	5,5	30,5
Desemprego	29	5,40	1,29	3,4	9,39

Fonte: elaboração própria pelos autores.

Obs: N: número de observações, Mín: valor mínimo, Máx: valor máximo.

Figura 1: Comportamento das variáveis do modelo DEA

houve um grande aumento dessas variáveis, com uma variação percentual de 331% e 497%, respectivamente. Na maioria dos anos as duas variáveis tiveram um comportamento de crescimento muito próximo, porém em alguns anos a taxa de crescimento das despesas foi muito acima da taxa de crescimento da energia entregue. Por exemplo em 2002 onde a despesa cresceu 20,75% enquanto a energia entregue teve uma redução de 1,25%. Dessa forma, espera-se que nos anos onde o crescimento das despesas não foi acompanhado por um crescimento de mesma magnitude da energia entregue, a empresa apresente uma menor eficiência.

4.2 Resultados do primeiro estágio

Foram estimados os retornos constantes à escala para obter a medida de eficiência técnica para cada ano, e retornos variáveis à escala para diagnosticar a medida de eficiência técnica pura. Com essas medidas, foi possível calcular a eficiência de escala (ESCALA). A Tabela 4 apresenta os resultados dos escores de eficiência do modelo DEA para o setor elétrico do Paraguai no período 1990-2018.

De acordo com a Tabela 4, constata-se que a eficiência técnica média da ANDE, obtida pelo modelo CRS, durante o período analisado foi de 0,90. Isso significa que a ANDE poderia ter reduzido as suas despesas operacionais em

Tabela 4: Escores de eficiência nos modelos DEA: CRS, VRS, NIRS e ESCALA da *Administración Nacional de Electricidad* (ANDE) no período 1990-2018

DMUs	CRS	VRS	ESCALA	RETORNO
1990	0,83	1,00	0,83	IRS
1991	0,84	0,96	0,88	IRS
1992	0,92	1,00	0,92	IRS
1993	0,93	0,98	0,95	IRS
1994	1,00	1,00	1,00	CRS
1995	1,00	1,00	1,00	CRS
1996	0,96	0,97	0,99	DRS
1997	0,88	0,89	0,99	DRS
1998	0,87	0,88	0,99	DRS
1999	0,81	0,83	0,98	DRS
2000	0,84	0,85	0,99	DRS
2001	0,71	0,72	0,98	DRS
2002	0,59	0,60	0,98	DRS
2003	0,90	0,92	0,98	DRS
2004	0,88	0,90	0,98	DRS
2005	0,81	0,82	0,98	DRS
2006	0,89	0,91	0,97	DRS
2007	0,90	0,92	0,98	DRS
2008	0,97	1,00	0,97	DRS
2009	0,91	0,92	0,99	DRS
2010	0,95	0,96	0,99	DRS
2011	1,00	1,00	1,00	CRS
2012	0,97	0,99	0,98	DRS
2013	0,96	0,97	0,99	DRS
2014	1,00	1,00	1,00	CRS
2015	0,91	1,00	0,91	DRS
2016	0,92	1,00	0,92	DRS
2017	0,95	0,97	0,97	DRS
2018	1,00	1,00	1,00	CRS
Média	0,90	0,93	0,97	

Fonte: elaboração própria pelos autores.

Obs: A eficiência de escala da DMU é obtida pela razão CRS/VRS. Se a escala é igual a 1, a DMU opera com retornos constantes; caso contrário, a DMU opera com escala ineficiente. IRS significa retornos crescentes à escala e DRS retornos decrescentes à escala.

10%, sem alterar a quantidade produzida de energia elétrica. Essa redução poderia ser feita com base nos anos em que ela foi eficiente. Dos 29 anos (DMUs) observados, em 24 a empresa apresentou uma eficiência média elevada e em 5 a empresa foi eficiente.

A média da eficiência técnica pura foi de 0,93 no período analisado, assim as despesas operacionais poderiam ter sido reduzidas em aproximadamente 7%. Isto significa que parte da ineficiência é devido à escala de produção incorreta. Dos 29 anos analisados, em 10 a eficiência técnica pura foi igual a um, ou seja, nesses 10 anos a empresa operou sem desperdícios de insumos. Comparando com os resultados do modelo CRS, percebe-se que nos anos 1990, 1992, 2008, 2015 e 2016 ela foi eficiente na utilização dos insumos, porém apresentou ineficiência de escala. Os demais anos apresentaram ineficiência em relação à utilização inadequada de *inputs* e/ou problemas de escala incorreta de operação.

Em relação à eficiência de escala, os resultados indicam que somente nos anos 1994, 1995, 2011, 2014 e 2018 a empresa não apresentou problemas de escala, ou seja, operou com retornos constantes. Uma DMU apresenta ineficiência de escala quando opera acima ou abaixo da planta de produção ideal. Quando uma empresa opera com retornos crescentes à escala, significa que o aumento da produção se dará a custos médios decrescentes. Por outro lado, se ela opera com retornos decrescentes à escala, então a produção irá aumentar através de custos médios crescentes (DANIEL; GOMES, 2013).

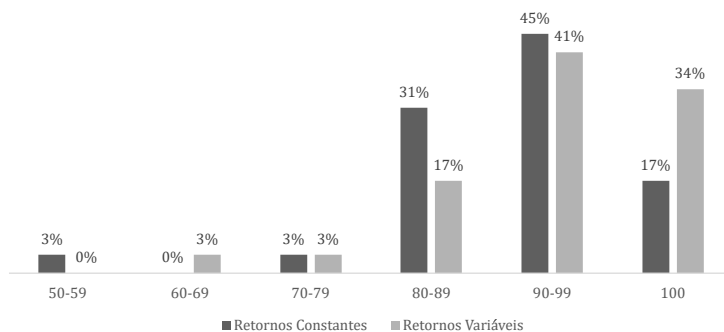
Nesse sentido, observa-se que, somente no início do período avaliado, o processo de expansão da empresa ocorreu através de retornos crescentes. Isso significa que a empresa conseguiu expandir seus produtos (energia, rede e clientes) a custos médios decrescentes e, portanto, se beneficiou de economias de escala. Por outro lado, na maioria dos anos seguintes, nos quais a empresa operou com retornos decrescentes, a expansão da ANDE ocorreu por meio de deseconomias de escala, ou seja, através de um aumento no custo médio por unidade produzida.

Para eliminar as ineficiências de escala seria necessário que nos de 1990 a 1993 a empresa aumentasse a produção, como ela fez nos dois anos seguintes, onde estava operando com retornos constantes. A partir de 1996 a ANDE passou a operar na maioria dos anos com retornos decrescentes. Nos 20 anos em que a empresa operou com retornos decrescentes, ela deveria diminuir a sua produção para voltar a operar com retornos constantes. Porém, como isso pode não ser viável, uma sugestão seria aumentar a produtividade dos fatores, operando com superutilização das plantas de produção, assim seria possível aumentar a produção sem precisar aumentar os insumos (DANIEL; GOMES, 2013).

A Figura 2 abaixo permite visualizar a distribuição percentual dos escores de eficiência técnica e eficiência técnica pura da ANDE no período 1990-2018. Note-se que 17% e 34% dos anos (DMUs) alcançaram 100% de eficiência nos modelos com retornos constantes e variáveis, respectivamente. Assim também, 45% (CRS) e 41% (VRS) dos anos apresentaram eficiência em torno de 90-99%. Somente 3% dos anos apresentaram eficiência mínima entre 50-59% no modelo com retornos constantes.

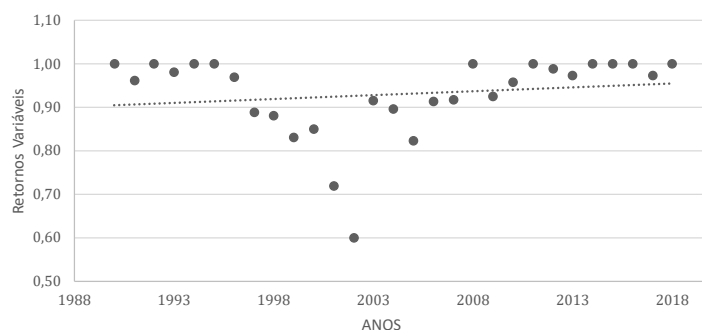
A Figura 3 mostra a evolução das eficiências com retornos variáveis da ANDE no período analisado. Observa-se que a partir de 1990 até 1995 a média da eficiência técnica pura foi superior a 99%. Posteriormente a eficiência se reduz, atingindo um mínimo no ano de 2002, onde a eficiência foi de 60%.

Figura 2: Distribuição percentual da medida de eficiência técnica, considerando-se retornos constantes (CRS) e variáveis (VRS) à escala da *Administración Nacional de Electricidad* (ANDE) no período 1990-2018



Fonte: elaboração própria pelos autores.

Figura 3: Evolução da eficiência técnica pura (VRS) da *Administración Nacional de Electricidad* (ANDE) no período 1990-2018



Fonte: elaboração própria pelos autores.

Considerando os ciclos econômicos do Paraguai ao longo do período de análise, a evolução da eficiência da ANDE poderia estar relacionado ao contexto econômico do país. No ano de 1989 iniciou-se à transição política econômica do Paraguai, com o fim da ditadura e o retorno da democracia e da liberalização econômica. A mudança teve efeitos favoráveis sobre as variáveis monetárias, porém o efeito não foi tão promissor sobre o investimento e aumento do PIB. Neste período, o país teve um balanço orçamentário satisfatório, a inflação desceu para um único dígito em 1996, o nível das reservas internacionais aumentou e a dívida externa diminuiu para 14% do PIB (STRAUB, 1998).

Entretanto, a liberalização da economia não foi acompanhada por uma forte supervisão bancária. Somando-se a isso, a elevada informalidade do setor financeiro gerou uma crise bancária entre 1995 e 1998. Nesse período mais de 50% dos bancos e entidades financeiras quebraram, gerando custos elevados no sistema econômico de aproximadamente 10% do PIB, segundo estimativas de Carosini (2010). Em seguida, a crise financeira, juntamente com o déficit da balança comercial causado pelo excesso de importações de bens de consumo, teve efeitos recessivos em toda a economia (STRAUB, 1998).

Em geral, a década de 1990 e os primeiros anos da década de 2000 caracte-

rizam-se pela recessão econômica, em que o crescimento do PIB foi muito baixo, e a taxa de crescimento da produção de bens e serviços foi inferior à taxa de crescimento demográfico. Além disso, teve aumento das taxas de pobreza, crescimento do déficit orçamentário, diminuição das reservas monetárias internacionais e redução das receitas fiscais, o que provocou atraso nos pagamentos da dívida interna e externa do governo (CAROSINI, 2010).

Ao analisar essas informações é possível perceber a relação entre a situação econômica do país e a eficiência da ANDE. Por exemplo, segundo Masi e Borda (2011), depois da transição da democracia se iniciou um período de estagnação econômica (1996-2002) causados pelas crises mundiais e regionais. A crise financeira e a baixa produtividade da década de 1990 afetou negativamente o crescimento econômico, entre 1995 e 2000, nesse período o crescimento médio do PIB foi de 1,5%. Paralelamente, verifica-se que em 1994 e 1995 a eficiência da ANDE era igual a 1, e a partir de 1996 a eficiência começou a cair, chegando a ter uma eficiência de apenas 0,60 em 2002.

Logo após, nos anos de 2003-2005, iniciou-se uma etapa de recuperação econômica no Paraguai. Em geral, essa melhora possivelmente está relacionada ao plano de estabilização do Fundo Monetário Internacional (FMI) e à recuperação regional. Mais especificamente, em 2003, o país começou a se recuperar economicamente graças a diversas medidas adotadas, como: políticas voltadas para a redução do déficit orçamentário do governo; reformas na supervisão do sistema financeiro; maior desenvolvimento do modelo agroindustrial; e o investimento em infraestrutura que permitiu aumentar o crescimento econômico do Paraguai.

Novamente é possível observar a relação desse período com a eficiência da ANDE. Na Figura 3, a eficiência técnica começa a crescer em 2003 chegando até 92%. A partir de 2007 a eficiência técnica se manteve superior a 90% em todos os anos e atinge a eficiência igual a 1 nos anos 2008, 2011, 2014, 2015, 2016 e 2018. É importante observar que após a recuperação econômica de 2003, o PIB per capita do Paraguai mais do que triplicou até 2015 e a taxa de crescimento do PIB real se manteve em torno de 4,5% ao ano (OCDE, 2018). Ou seja, após a recuperação, a situação econômica do país se manteve estável, assim como a eficiência da ANDE.

Os principais fatores externos do desenvolvimento do Paraguai desde 2003 foram o aumento dos preços das exportações de soja e óleo de soja, bem como o aumento da carne bovina entre 2001 e o início da década de 2010. Entre os fatores internos, destaca-se a Lei de Responsabilidade Orçamentária de 2013 que limitou o déficit público a 1,5% do PIB. Além disso, em 2011 o Banco Central aplicou a política monetária de metas de inflação que permitiu atenuar a volatilidade dos preços.

Estima-se que a incidência da pobreza multidimensional diminuiu durante o período 2000-2015 a uma taxa média anual de 9,2%. A taxa de pobreza em 2000 era de 58% da população e caiu para 17% da população em 2015. A redução da pobreza deve-se principalmente a três fatores: o crescimento econômico durante esse período, as alterações estruturais do mercado de trabalho e o processo de urbanização das últimas décadas (ERVIN *et al.*, 2018).

4.3 Resultados do segundo estágio

Através do modelo DEA-Tobit estimou-se a relação das variáveis ambientais sobre os escores de eficiência calculados apenas no modelo DEA-VRS. A Tabela 5, mostra os resultados da estimação do modelo Tobit com *Bootstrap*.

Os resultados do modelo Tobit com *Bootstrap* indicam que somente duas variáveis ambientais foram significativas, além de apresentar os sinais esperados. Então, o PIBrpc e a Dívida foram significativos no nível de 10% e 5%, respectivamente. Isto significa que a ineficiência técnica pura da *Administración Nacional de Electricidad* pode não ser somente devido à má utilização do insumo ou problemas de escala, mas também a fatores externos. Portanto, se houvesse uma queda dos efeitos adversos das variáveis ambientais, possivelmente, a eficiência técnica da ANDE melhoraria, se aproximando mais da fronteira eficiente. Por outro lado, embora as demais variáveis ambientais tenham apresentado os sinais esperados (Desemprego, Salário e IPC), não foram significativas.

O valor dos coeficientes mostra o grau de influência das variáveis externas sobre os escores de eficiência da ANDE. Em geral, o PIBrpc mostra uma relação direta com a eficiência, apesar do impacto ser muito pequeno. Por exemplo, se o PIB aumentar em 1%, a eficiência técnica pura do setor elétrico paraguaio aumentaria 0,005%. Por outro lado, a dívida apresenta um impacto maior e uma relação inversa com a medida de eficiência da ANDE, ou seja, se a dívida externa diminuir em um ponto percentual, a eficiência técnica pura aumentaria em 0,01%.

Conforme as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 3, o PIBrpc não mudou muito durante o período de análise, alcançando um mínimo de US\$ 4282 e máximo de US\$ 6613. É importante observar considerando a evolução histórica do PIBrpc, que os períodos onde a ANDE atingiu eficiência igual a um, os valores do PIBrpc foram superiores à média, exceto na década de 1990, em que o PIBrpc foi inferior à média do período analisado. Assim também, observa-se que nos anos onde a ANDE apresentou menor eficiência, o PIBrpc esteve muito abaixo da média.

Além disso, considerando a evolução da dívida externa é possível observar, através da Tabela 3, que nos períodos onde a eficiência técnica pura foi igual a 1, a dívida pública esteve muito abaixo da média (11,76%) com exceção dos anos 2016 e 2018, cujo os valores atingiram 12% e 14%, respectivamente. Além disso, os períodos de menor eficiência do setor elétrico paraguaio estão relacionados com maiores taxas de dívida externa, por exemplo, no ano 2002 a eficiência com retornos variáveis atingiu seu mínimo de 60% e a dívida externa atingiu seu máximo de 30,5%. Essa mesma tendência segue nos anos que apresentaram menor eficiência.

Por fim, através dos resultados do segundo estágio, observou-se que as variáveis ambientais (PIBrpc e Dívida) podem influenciar o rendimento dos escores de eficiência técnica pura da empresa distribuidora de energia elétrica paraguaia, uma vez que a eficiência apresenta uma tendência de acordo com os ciclos econômicos do país. Assim, nos períodos de maior crescimento do PIBrpc, a eficiência da ANDE foi maior e vice-versa. E uma dívida maior está relacionada com uma menor eficiência e vice-versa. Além disso, a dívida pública possui uma maior influência sobre a eficiência, dado a magnitude do seu coeficiente.

Tabela 5: Resultados da estimação do modelo Tobit com *Bootstrap*

Variável	Coefficientes	Desvio-Padrão (<i>Bootstrap</i>)	Valor-P
PIB real per capita	0,000 05	0,000 03	0,0850
Dívida externa	-0,010 68	0,003 15	0,0010
IPC	-0,002 30	0,005 06	0,6490
Desemprego	-0,002 97	0,014 58	0,8380
Salário	0,000 00	0,000 00	0,6940
Constante	0,836 38	0,149 22	0,0000
Observações		29	
Repetições <i>Bootstrap</i>		2000	

Fonte: elaboração própria pelos autores.

5 Considerações finais

O setor elétrico do Paraguai caracteriza-se pela existência de uma única empresa encarregada da transmissão e distribuição da energia, bem como pela falta de concorrência nesse setor. Portanto, é importante conhecer qual foi o desempenho da empresa distribuidora de eletricidade no país ao longo dos anos, considerando tanto os fatores internos como externos dela. Nesse contexto, o presente trabalho teve como objetivo analisar o impacto dos ciclos econômicos do Paraguai na eficiência técnica da ANDE no período de 1990 a 2018.

Para este fim, foi empregada a análise em dois estágios. Cujo primeiro estágio consistiu em estimar os escores de eficiência da ANDE, através do método DEA com retornos constantes e variáveis, e orientação insumo. Posteriormente, no segundo estágio, foram estimados os efeitos das variáveis externas à gestão da distribuidora de eletricidade. Esta análise permitiu determinar em que medida as variáveis ambientais afetaram a eficiência da ANDE durante o período analisado. Observou-se que durante o período de análise somente 17% e 34% dos anos apresentaram eficiência técnica igual a um para os modelos com retornos constantes e variáveis, respectivamente. Isto significa que a ineficiência da ANDE se deve a escala de produção incorreta e/ou desperdícios de insumos.

Além disso, houve 5 anos em que a empresa não apresentou problemas de ineficiência de escala. Considerando os ciclos econômicos, os resultados indicam uma forte relação entre os períodos de maior eficiência e a estabilidade macroeconômica do país. É importante ressaltar que nos períodos onde a ANDE foi eficiente, não significa que ela não poderia melhorar ainda mais o seu desempenho. Principalmente devido ao fato de que a empresa está inserida em um mercado sem concorrência, no qual não há incentivos para ser cada vez mais eficiente. Em relação ao segundo estágio, o PIBrpc e a Dívida foram significativos e apresentaram o sinal esperado. Isto significa que o contexto econômico do país pode afetar o desempenho da empresa distribuidora de eletricidade.

De acordo com os resultados, seria interessante analisar se o modelo atual de exploração de energia elétrica no Paraguai é o mais viável para melhorar a eficiência no futuro. Neste sentido, poderiam ser implementadas políticas que incentivem a concorrência do setor elétrico através do capital privado no processo de geração, transmissão e distribuição com a finalidade de melhorar

a qualidade do serviço aos usuários.

Como sugestão para futuras pesquisas, além do cálculo da eficiência técnica, pode-se calcular a eficiência econômica e alocativa da ANDE durante o mesmo período de análise deste estudo. Para isso, seria necessário obter informações sobre os preços dos fatores de produção, com a finalidade de estimar as quantidades ótimas de insumos que minimizem o custo de produção ou maximizem sua receita.

Referências

- AGRELL, P. J.; BOGETOFT, P.; TIND, J. DEA and dynamic yardstick competition in Scandinavian electricity distribution. *Journal of Productivity Analysis*, v. 23, n. 2, p. 173–201, 2005.
- AROCENA, P. Cost and quality gains from diversification and vertical integration in the electricity industry: A DEA approach. *Energy Economics*, v. 30, n. 1, p. 39–58, 2008.
- ASSUNÇÃO, H. M. *Uma Análise da Eficiência de Custos Operacionais das Companhias de Distribuição Elétrica: uma Aplicação DEA e MDEA em Dois Estágios*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasil, 2018.
- BANCO CENTRAL DEL PARAGUAY — BCP. *Estadísticas Económicas*. 2020. Disponível em: <https://bcp.gov.py/estadisticas-economicas-i364>. Acesso em: 26 out. 2020.
- BASTOS, C. M. S. *et al.* A eficiência relativa das empresas brasileiras distribuidoras de energia elétrica. *Revista Ambiente Contábil*, v. 12, n. 1, p. 66–87, 2020.
- BOBDE, S. M.; TANAKA, M. Efficiency evaluation of electricity distribution utilities in India: A two-stage DEA with bootstrap estimation. *Journal of the Operational Research Society*, v. 69, n. 9, p. 1423–1434, 2018.
- CAROSINI, A. L. *La política económica en el Paraguay. Avances, logros y perspectivas. Antes y después de 1989. Antes y después de 1989*. 2010. Disponível em: https://www.eco.una.py/eco/pdf/Politica_Economica_FCE-UNA_Econ-Ana_L_Carosini_RD.pdf.
- ÇELEN, A. Efficiency and productivity (TFP) of the Turkish electricity distribution companies: An application of two-stage (DEA & Tobit) analysis. *Energy Policy*, v. 63, p. 300–310, 2013.
- CEPALSTAT. *Estadísticas e Indicadores*. Disponível em: https://estadisticas.cepal.org/cepalstat/web_cepalstat/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e. Acesso em: 26 out. 2020.

- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429–444, 1978.
- CHEN, T. An assessment of technical efficiency and cross-efficiency in Taiwan's electricity distribution sector. *European Journal of Operational Research*, v. 137, n. 2, p. 421–433, 2002.
- DANIEL, L. P.; GOMES, A. P. Um modelo para medir eficiência das concessionárias de distribuição de energia elétrica brasileiras. *P&D em Engenharia de Produção*, v. 11, n. 2, p. 74–89, 2013.
- DOGAN, N. O.; TUGCU, C. T. Energy Efficiency in Electricity Production: A Data Envelopment Analysis (DEA) Approach for the G-20 Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, v. 5, n. 1, p. 246–252, 2015.
- ERVIN, P. A. *et al.* Multidimensional Poverty in Paraguay: Trends from 2000 to 2015. *Social Indicators Research*, v. 140, n. 3, p. 1035–1076, 2018.
- FERNANDES, D. P.; RESENDE FILHO, M. A. Eficiência de custos operacionais das Companhias de Distribuição de Energia Elétrica (CDEES) no Brasil: uma aplicação (DEA & Tobit) em dois estágios. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 0, n. 51, 2018.
- FERREIRA, M. A. M. *Eficiência Técnica e de Escala de Cooperativas e Sociedades de Capital na Indústria de Laticínios do Brasil*. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 6. ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2008.
- HENNINGSEN, A. Estimating Censored Regression Models in R using the cens-Reg Package. *R package vignettes collection*, v. 5, n. 2, p. 12, 2010.
- KITTELSEN, S. *Stepwise DEA; Choosing Variables for Measuring Technical Efficiency in Norwegian Electricity Distribution*. [S. l.: s. n.], 1993.
- MARTINS, V. Q. *et al.* Evaluation of technical efficiency of Brazilian distribution companies of electrical energy through Data Envelopment Analysis (DEA). *Contaduría y Administración*, v. 63, n. 1, p. 1–18, 2017.
- MASI, F.; BORDA, D. *Estado y economía en Paraguay (1870-2010)*. Asunción: CA-DEP, 2011.
- MORENO, P. *et al.* Evaluation of Brazilian electricity distributors using a Network DEA model with shared inputs. *IEEE Latin America Transactions*, v. 13, n. 7, p. 2209–2216, 2015.
- NASCIMENTO, A. C. C. *Regulação no setor de distribuição de energia elétrica no Brasil: análise de metodologias alternativas para a definição dos custos operacionais eficientes*. Tese (Doutorado em Economia e Gerenciamento do Agronegócio;

Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2013.

NAVARRO, J.; DELFIN, O. V.; DÍAZ, A. La Eficiencia del Sector Eléctrico en México 2008-2015. *Análisis Económico*, v. XXXIV, p. 71–94, 2019.

NAVARRO, J.; TORRES, Z. Análisis de la eficiencia técnica global mediante la metodología DEA en la industria eléctrica mexicana en su fase de distribución, 1990 - 2003. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, v. I, n. 1, p. 9–28, 2006.

OCDE. *Estudio Multidimensional de Paraguay Volumen 1. Evaluación Inicial: Caminos de Desarrollo*. Paris Cedex, France: Organization for Economic Cooperation e Development (OECD), 2018. Disponível em: https://www.oecd-ilibrary.org/development/estudio-multidimensional-de-paraguay_24095010-es. Acesso em: 2 out. 2019.

PACUDAN, R.; GUZMAN, E. Impact of energy efficiency policy to productive efficiency of electricity distribution industry in the Phillipines. *Energy Economics*, v. 24, n. 1, p. 41–54, 2002.

PÉREZ-REYES, R. *Medición de la eficiencia y la productividad en la distribución de electricidad en Perú: 1996-2014*. Tesis (Doctorado en Economía) – Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, Las Palmas de Gran Canaria, 2016.

PESSANHA, J. F. M. *et al.* Avaliação dos custos operacionais eficientes das empresas de transmissão do setor elétrico brasileiro: Uma proposta de adaptação do modelo DEA adotado pela ANEEL. *Pesquisa Operacional*, v. 30, n. 3, p. 521–545, 2010.

REZENDE, S. M.; PESSANHA, J. F. M.; AMARAL, R. M. Avaliação cruzada das distribuidoras de energia elétrica. *Produção*, v. 24, n. 4, p. 820–832, 2014.

SILVA FILHO, D. *Dimensionamento de usinas hidroelétricas através de técnicas de otimização evolutiva*. Tese (Doutorado em Engenharia Elétrica) – Universidade de São Paulo, São Carlos, 2003.

SIMABUKULO, L. A. N. *et al.* *Energia, industrialização e modernidade: história social*. 2006. Trabalho de conclusão de disciplina (Graduação) – Universidade de São Paulo, São Paulo. Disponível em: <http://eletromemoria.fflch.usp.br/sites/eletromemoria.fflch>. Acesso em: 24 out. 2020.

SOLLERO, M. K. V.; LINS, M. P. E. Avaliação de eficiência de distribuidoras de energia elétrica através da análise envoltória de dados com restrições aos pesos. *Sociedade Brasileira de Pesquisa Operacional*, v. XXXVI, 2004.

SOUZA, M. V. P.; SOUZA, R. C.; PESSANHA, J. F. M. Custos operacionais eficientes das distribuidoras de energia elétrica: um estudo comparativo dos modelos DEA e SFA. *Gestão & Produção*, v. 17, n. 4, p. 653–667, 2010.

- SPIEGEL, S. *Políticas Macroeconómicas y de Crecimiento. Estrategias nacionales de desarrollo, Guía de orientación de políticas públicas*. 2007. Disponível em: https://contenidos.areandina.edu.co/repo/modulos/AE/126_macroekonomia%20/Publicar/referentes/recursos/eje2/recursos/Politiclas.pdf. Acesso em: 24 out. 2020.
- STRAUB, S. Evolución macroeconómica del Paraguay 1989-1997: Burbuja de consumo y crisis financiera. *Revista de la CEPAL*, n. 65, p. 119–132, 1998.
- TOLOSA, B. *Evaluación de eficiencia en el sector de distribución de energía eléctrica en Colombia empleando la metodología de análisis envolvente de datos - DEA*. Disertaciones (Maestría en Administración) – Universidad Nacional de Colombia, Manizales, Colombia, 2013.
- VICEMINISTERIO DE MINAS Y ENERGÍA. *Energía - Comercialización*. 2019. Disponível em: https://www.ssme.gov.py/vmme/index.php?option=com_content&view%20=article&id=1218&Itemid=605. Acesso em: 10 out. 2020.
- VON HIRSCHHAUSEN, C.; CULLMANN, A.; KAPPELER, A. Efficiency analysis of German electricity distribution utilities - Non-parametric and parametric tests. *Applied Economics*, v. 38, n. 21, p. 2553–2566, 2006.
- YUNOS, J. M.; HAWDON, D. The efficiency of the National Electricity Board in Malaysia: An intercountry comparison using DEA. *Energy Economics*, v. 19, n. 2, p. 255–269, 1997.
- ZHANG, Y.; BARTELS, R. The Effect of Sample Size on the Mean Efficiency in DEA with an Application to Electricity Distribution in Australia, Sweden and New Zealand. *Journal of Productivity Analysis*, v. 9, n. 3, p. 187–204, 1998.

Informações aos autores

Objetivo e escopo

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

Política editorial

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

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

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

Responsabilidade e Direitos Autorais

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

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

ISSN 1980-5330



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

Secretary: Juliana de Freitas Vitória.

Cover: Christof Gunkel.

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

Diagramming: Beatriz Porfirio Germin.

Mailing Address

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revecap@usp.br

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

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

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

Editorial Board

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