



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 26 – nº 3

Julho – Setembro 2022

## ARTIGOS

### **Capital social e felicidade individual no Brasil**

Laís de Sousa Abreu Soares, Filipe Mendes Dalboni, Evandro  
Camargos Teixeira

### **Programa BR do Mar e seus efeitos sobre a matriz de transporte e rotas inter-regionais no Brasil**

Márcio N. Barbosa, André F. Z. de Azevedo, Angélica Massuquetti,  
Angelo C. Gurgel

### **Oferta e demanda de exportação da carne bovina brasileira para a Ásia no período de 2002 a 2019**

Marina de Paula Vilela, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros,  
Andréia Cristina de Oliveira Adami

### **Mensurando e avaliando os efeitos de um choque de incerteza da política econômica sobre a economia brasileira**

Pierre Hítalo Nascimento Silva, Cássio da Nóbrega Besarria, Maria  
Daniella de Oliveira Pereira da Silva

### **Diferença de renda entre mulheres empreendedoras e assalariadas**

Samanda Silva da Rosa, Vívian dos Santos Queiroz Orellana,  
Gabrielito Rauter Menezes

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 3 Julho – Setembro 2022

PAPERS

**Social capital and happiness in Brazil**

Laís de Sousa Abreu Soares, Filipe Mendes Dalboni, Evandro  
Camargos Teixeira

**BR do Mar Program and its effects on the transport matrix and  
interregional routes in Brazil**

Márcio N. Barbosa, André F. Z. de Azevedo, Angélica Massuquetti,  
Angelo C. Gurgel

**Supply and demand for Brazilian beef exports to Asia from 2002 to  
2019**

Marina de Paula Vilela, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros,  
Andréia Cristina de Oliveira Adami

**Measuring and evaluating the effects of an economic policy  
uncertainty shock on the Brazilian economy**

Pierre Hítalo Nascimento Silva, Cássio da Nóbrega Besarria, Maria  
Daniella de Oliveira Pereira da Silva

**Income difference between female entrepreneurs and employees**

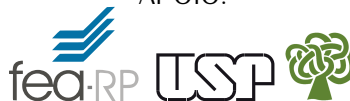
Samanda Silva da Rosa, Vívian dos Santos Queiroz Orellana,  
Gabrielito Rauter Menezes

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:





# ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 3

Julho – Setembro 2022

## Editor

Eliezer Martins Diniz

## Editores Associados

Edson Zambon Monte  
Fernando Antonio de Barros Júnior  
Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz  
Reynaldo Fernandes

## Conselho Editorial

<b>Affonso Celso Pastore</b> USP	<b>Carlos Roberto Azzoni</b> USP
<b>Cássio E. Camargo Rolim</b> UFPR	<b>Cláudio Monteiro Considera</b> UFF
<b>Clélio Campolina Diniz</b> CEDEPLAR	<b>Denisard C. de Oliveira Alves</b> USP
<b>Eleuério F. S. Prado</b> USP	<b>Fernando de Holanda Barbosa</b> FGV/RJ, UFF
<b>Francisco Anuatti Neto</b> USP/RP	<b>Geoffrey J. D. Hewings</b> University of Illinois
<b>Geraldo Sant'ana de Camargo Barros</b> ESALQ/USP	<b>Gustavo Maia Gomes</b> IPEA
<b>José Marcelino da Costa</b> NAEA/PA	<b>José A. Scheinkman</b> Princeton University
<b>Lízia de Figueirêdo</b> UFMG	<b>Marcelo Portugal</b> UFRGS
<b>Maria José Willumsen</b> Florida International University	<b>Márcio Gomes Pinto Garcia</b> PUC/ RJ
<b>Mário Luiz Possas</b> UFRJ	<b>Paulo César Coutinho</b> UnB
<b>Paulo Nogueira Batista Júnior</b> FGV/SP	<b>Pedro Cesar Dutra Fonseca</b> UFRGS
<b>Pedro Luiz Valls Pereira</b> FGV/SP	<b>Pierre Perron</b> Boston University
<b>Ricardo R. Araújo Lima</b> UnB	<b>Roberto Smith</b> UFCE
<b>Rodolfo Hoffmann</b> ESALQ/USP	<b>Rogério Studart</b> UFRJ
<b>Russell E. Smith</b> Washburn University	<b>Sérgio Werlang</b> FGV/RJ
<b>Tomás Málaga</b> FGV/SP	<b>Victor Bulmer-Thomas</b> University of London
<b>Wilson Suzigan</b> 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) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Esta revista na versão on-line possui vários indexadores, cuja lista atualizada encontra-se no site da revista no Portal Revistas USP.

Secretária: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Beatriz Porfirio 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. 26 – nº 3

Julho – Setembro 2022

---

## ARTIGOS

- 247 **Capital social e felicidade individual no Brasil**  
Laís de Sousa Abreu Soares , Filipe Mendes Dalboni , Evandro Camargos  
Teixeira
- 275 **Programa BR do Mar e seus efeitos sobre a matriz de transporte e  
rotas inter-regionais no Brasil**  
Márcio N. Barbosa , André F. Z. de Azevedo , Angélica Massuquetti ,  
Angelo C. Gurgel
- 305 **Oferta e demanda de exportação da carne bovina brasileira para a  
Ásia no período de 2002 a 2019**  
Marina de Paula Vilela , Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros , Andréia  
Cristina de Oliveira Adami
- 335 **Mensurando e avaliando os efeitos de um choque de incerteza da po-  
lítica econômica sobre a economia brasileira**  
Pierre Hítalo Nascimento Silva , Cássio da Nóbrega Besarria , Maria Da-  
niella de Oliveira Pereira da Silva
- 375 **Diferença de renda entre mulheres empreendedoras e assalariadas**  
Samantha Silva da Rosa , Vívian dos Santos Queiroz Orellana , Gabrielito  
Rauter Menezes





## CAPITAL SOCIAL E FELICIDADE INDIVIDUAL NO BRASIL

LAÍS DE SOUSA ABREU SOARES \*  
FILIPE MENDES DALBONI †  
EVANDRO CAMARGOS TEIXEIRA ‡

### Resumo

A Economia da Felicidade é uma área interdisciplinar e em ascensão, que introduz conceitos subjetivos à análise econômica. Uma questão explorada na literatura empírica refere-se à relação entre felicidade e capital social. No entanto, estudos relacionados ao tema apresentam-se de forma heterogênea em razão da dificuldade de se definir um conceito universal para capital social. Assim, o presente estudo analisa a referida relação, incluindo três dimensões de capital social: confiança, normas e redes interpessoais. A partir de dados da *World Values Survey* e da estimação de um modelo Probit Ordenado, encontrou-se relação positiva entre capital social e bem-estar subjetivo.

**Palavras-chave:** felicidade; capital social; confiança; normas; redes interpessoais.

### Abstract

The Economics of Happiness is an interdisciplinary and growing area that introduces subjective concepts to economic analysis. A question explored in the empirical literature refers to the relationship between happiness and social capital. However, studies related to the theme are heterogeneous due to the difficulty of defining a universal concept for social capital. Thus, the present study analyse this relationship, including three dimensions of social capital: trust, norms and interpersonal networks. Based on data from the *World Values Survey* and the estimation of an Ordered Probit model, a positive relationship was found between social capital and subjective well-being.

**Keywords:** happiness; social capital; trust; norms; interpersonal networks.

**JEL classification:** A13; C25; I31.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea170055>

\* Mestranda no Departamento de Economia (DEE) na Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: laais.abreu@gmail.com

† Mestrando do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional CEDEPLAR na Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). E-mail: fildalboni@gmail.com

‡ Professor Associado I ao Departamento de Economia (DEE) e Coordenador do Curso de Ciências Econômicas na Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: evandro.teixeira@ufv.br

## 1 Introdução

Durante muito tempo, a felicidade foi objeto de estudo exclusivo de teólogos e filósofos. No entanto, em paralelo com avanços na Psicologia e Medicina, cientistas sociais em geral e economistas, em particular, têm se tornado cada vez mais envolvidos nas pesquisas relativas ao tema (RODRÍGUEZ POSE; BERLEPSCH, 2013).

Ng (1997) aponta que o estabelecimento da felicidade como temática na Economia passou por três momentos distintos. Antes de 1930, os economistas neoclássicos utilizavam diversos conceitos subjetivos em suas análises, como por exemplo, o nível de satisfação com a vida. No entanto, a partir dessa década, com o início da utilização das curvas de indiferença, estudiosos da área econômica passaram a adotar conceitos mais objetivos, como preferência e escolha. Segundo o autor, essa mudança de abordagem permitiu a ocorrência de avanços metodológicos através de uma aproximação simples, mais próxima da realidade.

Apesar dos avanços alcançados, a busca excessiva pela objetividade passou a ser questionada por alguns autores a partir da década de 1970, uma vez que essa não permite que muitos problemas importantes sejam analisados adequadamente. Nasce, dessa forma, a Economia da Felicidade, que se posiciona como alternativa de estudo em relação à teoria econômica padrão e que retoma a utilização de conceitos subjetivos presentes na análise econômica pré-1930 (NG, 1997; STUTZER; FREY, 2004).

Segundo Lima (2007), enquanto a ortodoxia tradicional tem influência da Psicologia Behaviorista de Watson e Pavlov, que por sua vez prevê que as análises só podem ser realizadas através do comportamento concreto do indivíduo, a Economia da Felicidade tem influência da Psicologia Cognitiva, que permite o estudo de emoções e auto sinalização, entre outras análises não objetivistas.

Graham (2005) afirma que a Economia da Felicidade é apropriada em áreas nas quais as preferências reveladas provêm informações limitadas e investiga fatores inerentes ao bem-estar subjetivo, utilizando não apenas conceitos e ferramentas da Economia, mas também das demais áreas das Ciências Sociais.

Para Corbi e Menezes Filho (2006), a importância da Economia da Felicidade se encontra em três fatores principais. Primeiro, descobrir o que torna as pessoas mais felizes permite a atuação de políticas públicas na promoção do bem-estar. Além disso, políticas podem implicar em custos para alguns indivíduos e a Economia da Felicidade ajuda a encontrar os efeitos líquidos delas, bem como a melhor forma de atuação. Por fim, o estudo da felicidade permite a resolução de paradoxos, como o motivo pelo qual nem sempre o aumento da renda se traduz em elevação da satisfação dos indivíduos por exemplo.

Nesse sentido, nas últimas quatro décadas, a felicidade foi analisada como objeto de diversas pesquisas no campo econômico. Segundo Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), os principais resultados dos estudos internacionais referentes ao tema mostram que a felicidade individual é moldada por: (1) fatores micro e macroeconômicos, como emprego, inflação e renda (EASTERLIN, 1974; CLARK; OSWALD, 1994; BLANCHFLOWER *et al.*, 2014; WOLFERS, 2003; LUTTMER, 2005); (2) fatores pessoais e demográficos, como gênero, idade, estado civil, educação e saúde (BLANCHFLOWER; OSWALD, 2008; STUTZER; FREY, 2004; PEIRÓ, 2006; FREY; STUTZER, 2002); e (3) fatores institucionais, como o nível de descentralização política (FREY; STUTZER, 2000).

No que se refere aos estudos nacionais sobre o tema, estes ainda são limitados e, em sua maioria, tratam da análise das determinantes da felicidade no país. É o caso dos trabalhos de [Corbi e Menezes Filho \(2006\)](#), [Lima \(2007\)](#), [Campetti \(2015\)](#) e [Ribeiro \(2015\)](#).

Nesse âmbito, um aspecto explorado tanto na literatura internacional quanto na nacional é a relação entre a felicidade e o capital social, sendo que os estudos relacionados ao tema se apresentam de forma heterogênea. Um dos motivos para tal é a inexistência de um conceito universalmente aceito para o capital social e, conseqüentemente, a dificuldade de se definir uma ou mais variáveis que o representem. De acordo com [Pistore e Paim \(2013\)](#), é possível traçar três principais autores das Ciências Sociais que se empenharam na definição de capital social: Pierre Bourdieu, James Coleman e Robert Putnam.

[Bourdieu \(1986\)](#) define capital social como a soma de recursos angariados pela participação em redes de relações, institucionalizadas ou não, de autocohecimento e autorreconhecimento. Para o autor, esses recursos são utilizados como estratégia de crescimento dentro da hierarquia social.

Já para [Coleman \(1988\)](#), o capital social é definido por sua função. Não é uma entidade individual, mas uma gama de entidades que possuem dois elementos em comum: consistem em algum aspecto das estruturas sociais e facilitam ações dos atores dentro da sua estrutura. Mais especificamente, [Coleman \(1988, p. 95\)](#) define capital social como “(...) a habilidade das pessoas trabalharem juntas em grupos ou organizações para atingir objetivos comuns”.

O autor de maior influência no debate sobre o capital social é [Putnam \(1993\)](#). Em seu livro “*Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*”, [Putnam \(1993\)](#) procura demonstrar evidência empírica da importância de uma “comunidade cívica” tanto para um bom funcionamento do governo quanto para a prosperidade econômica ([COSTA; COSTA, 2007](#)).

Uma comunidade cívica, segundo o autor, é definida pela participação ativa dos cidadãos, o que cria um ambiente de cooperação mútua, vital nas redes sociais e na igualdade das relações políticas. Também é caracterizada pela solidariedade, confiança e tolerância nas relações uns com os outros. Dessa forma, [Putnam \(1993\)](#) define que as formas de capital social são, em geral, recursos morais que podem ser divididos em três componentes principais: confiança; normas e obrigações; e redes sociais de atividades dos cidadãos.

A confiança é baseada na credibilidade do ambiente social. Confiar na sociedade, em geral, e nas instituições cria laços e facilita a cooperação e a eficiência ([RODRÍGUEZ POSE; BERLEPSCH, 2013](#)). Normas e sanções efetivas reduzem os incentivos para ação criminosa, reduzem a incerteza e facilitam aos atores a previsão do comportamento mútuo ([COSTA; COSTA, 2007](#)). Por sua vez, as redes interpessoais aumentam a velocidade da difusão da informação, servem como fonte de conhecimento e tendem a gerar confiança e cooperação ([RODRÍGUEZ POSE; BERLEPSCH, 2013](#)).

Segundo [Pistore e Paim \(2013\)](#), apesar da falta de consenso conceitual sobre capital social, há uma convergência dos estudiosos quanto à sua importância como promotor de desenvolvimento econômico e social, já que é capaz de gerar externalidades positivas, que incluem cooperação, estabilidade, confiança, transmissão de informações e eficiência governamental.

O desenvolvimento econômico e social promovido pelo capital social tem efeito positivo direto na felicidade, ou bem-estar, dos indivíduos. De acordo com [Rodríguez Pose e Berlepsch \(2013\)](#), o capital social tem impacto direto

em fatores como saúde (física e mental), riqueza, crescimento econômico e sentimento de pertencimento por parte dos indivíduos, impactando, dessa forma, na satisfação individual com a vida.

Diversos estudos empíricos encontram forte influência do capital social na satisfação geral com a vida em nível individual. Para [Rodríguez Pose e Berlepsch \(2013\)](#), no entanto, os estudos tendem a se concentrar em aspectos específicos do capital social em detrimento do seu espectro total. Em razão disso, os trabalhos existentes possuem grande variedade de forma de representação do capital social. Logo, os resultados sempre dependem da dimensão escolhida e consequentemente das *proxies* utilizadas.

Levando tudo o que foi mencionado em consideração, o presente estudo propõe-se a analisar a relação entre capital social e felicidade individual no Brasil, apoiando-se na teoria de [Coleman \(1988\)](#) e considerando as três dimensões do capital social apontadas por [Putnam \(1993\)](#): confiança; normas e efetividade das sanções; e redes interpessoais. Para tal, são utilizados dados da *World Values Survey* de 2014, que serão analisados estatisticamente.

O tema é pouco explorado para a realidade brasileira e os estudos empíricos, no geral, são limitados. Além disso, como já apontado, estudos com foco na felicidade possibilitam a descoberta de áreas de atuação de políticas para promoção do bem-estar.

Após esta introdução, a próxima seção reúne e resume brevemente os principais estudos empíricos relacionados ao tema. Em seguida, apresenta-se a metodologia utilizada no presente estudo e, posteriormente, os resultados são discutidos. Por fim, são apresentadas as considerações finais do trabalho.

## 2 Evidências Empíricas

Segundo [Putnam \(1993\)](#), uma sociedade cuja cultura pratica e valoriza a confiança interpessoal é mais propícia a produzir o bem comum. A cooperação voluntária, por sua vez, só é possível em sociedades com regras de reciprocidade e com sistemas de participação cívica. Dessa forma, fica clara a existência das três dimensões do capital social: confiança, normas e redes interpessoais.

Como anteriormente apontado, muitos dos trabalhos empíricos existentes que tratam da relação entre capital social e bem-estar subjetivo focam sua análise em dimensões específicas do capital social, em detrimento de seu espectro total.

Esse é o caso, por exemplo, do estudo realizado por [Tokuda, Fujii e Inoguchi \(2010\)](#), que analisa empiricamente o efeito da confiança social na felicidade em países asiáticos. A confiança é medida através de um índice baseado em dados da *Asia Barometer Survey*, pesquisa que inclui perguntas sobre confiança e bem-estar subjetivo. Os principais resultados demonstram que a confiança social, tanto em nível individual quanto agregado, é positivamente relacionada à felicidade das pessoas. Estudos semelhantes foram produzidos por [Kuroki \(2011\)](#), sobre o [Yip et al. \(2007\)](#), sobre a China.

Ainda sobre a dimensão da confiança, além dos estudos sobre a confiança social, existem trabalhos que analisam o efeito da confiança institucional no bem-estar subjetivo. [Paxton \(1999\)](#) sugere que a confiança se divide em dois aspectos principais: confiança em indivíduos e confiança em instituições. Nesse sentido, o trabalho de [Hudson \(2006\)](#) encontra, entre países europeus, evidências de relações positivas entre o bem-estar individual e a confiança em

instituições, incluindo o Banco Central Europeu, a União Europeia, os governos nacionais, as leis e a ONU.

Os estudos supracitados analisam, portanto, a relação, focando-se apenas a confiança. A segunda dimensão a ser considerada são as redes interpessoais, denominadas canais de informação na concepção de Coleman (1988). O autor sugeriu que esses canais envolviam o processo dos indivíduos obterem mais informações por conhecerem mais pessoas e desenvolverem laços mais fortes uns com os outros. Segundo Leung *et al.* (2011), a literatura sugere que há dois tipos de canais de informação: relações sociais através de contatos com familiares e amigos (POWDTHAVEE, 2008) e engajamento civil (PUTNAM, 2000).

Com o referido conhecimento prévio, é possível reconhecer os estudos que analisam a relação entre bem-estar subjetivo e capital social focados na dimensão de redes interpessoais. Gundelach e Kreiner (2004), por exemplo, encontraram correlação positiva entre participação em organizações voluntárias e felicidade auto reportada em países europeus. Já Helliwell e Putnam (2004), através de dados da *World Values Survey*, *European Values Survey* e *Social Capital Survey*, através de em estudo que incluiu diversos países, concluíram que casamento e família, laços de amizade, de vizinhança e no trabalho, além de engajamento civil, são positivamente relacionados à felicidade e à satisfação com a vida.

O estudo nacional de Ribeiro (2015) também enfatiza a dimensão das redes interpessoais. O autor estimou um modelo de determinantes da felicidade no país, que contam com aspectos econômicos, demográficos e contextuais, incluindo o capital social. Ribeiro (2015) encontrou resultados que demonstram que pessoas casadas, ou que possuem um companheiro, além de laços familiares, de amizade, de vizinhança e de trabalho mais fortes, tendem a se sentir mais felizes.

A terceira e última dimensão do capital social refere-se às normas sociais e efetividade das sanções. De acordo com Coleman (1988), as normas dão sentido à sociedade, orientam as ações e tornam previsíveis determinados comportamentos. A relação entre essa dimensão do capital social e o bem-estar subjetivo foi analisada por Cheng e Smyth (2015). Os autores apontaram que indivíduos chineses já vitimizados por crimes se sentem menos felizes, assim como aqueles que sentem mais medo de serem vitimizados, ou seja, que se sentem menos seguros. Nesse caso, a criminalidade e a insegurança foram usadas como *proxies* para representar a ausência de normas sociais e menor efetividade das sanções.

Todavia, existem trabalhos que se aproximam do objetivo do presente estudo ao incluir as três dimensões do capital social na análise da sua relação com a felicidade. Esse é o caso do estudo de Leung *et al.* (2011), aplicado ao Canadá, que identificou blocos de variáveis que descrevem cada uma das três dimensões e testou o efeito dessas na felicidade. Os resultados demonstraram que a confiança na família, na polícia, no sistema de saúde, em bancos e em empresários torna os indivíduos mais felizes. Além disso, possuir uma forte rede de amizades e ter familiares próximos também foram fatores positivamente relacionados a felicidade. O envolvimento em atividades políticas, por sua vez, mostrou efeito negativo. Finalmente, sentir-se mais seguro em casa também afetou positivamente o bem-estar subjetivo das pessoas.

Analogamente, Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) exploraram a relação entre felicidade e capital social em suas três dimensões, sendo que cada dimensão foi representada por uma série de variáveis. Utilizando dados da

*World Values Survey* de países europeus e um modelo Logit Ordenado, os autores encontraram que confiar nas pessoas, no sistema legal, no sistema da saúde e educacional se correlaciona positivamente com a felicidade. Contatos mais frequentes com familiares e amigos, maior participação em eventos religiosos, realização de trabalho voluntário, participação em associações políticas e profissionais, e se sentir seguro no local onde mora também são fatores que afetam a felicidade de forma positiva. Portanto, o capital social importa para a felicidade através das suas três dimensões consideradas.

O estudo nacional de Ribeiro e Araujo (2018) incluiu duas dimensões do capital social para analisar sua relação com a pobreza no Brasil: inclusão e participação em organizações e associações e confiança nas pessoas. Os resultados demonstraram que o capital social contribui positivamente com a renda. No tocante à relação entre capital social em suas três dimensões e felicidade, no entanto, os estudos nacionais são limitados.

Dessa forma, o presente estudo, assim como Leung *et al.* (2011) e Rodriguez Pose e Berlepsch (2013), pretende analisar a relação entre capital social e felicidade levando em conta as três dimensões apontadas por Coleman (1988) e Putnam (1993), de forma a definir *proxies* que representam cada dimensão e suas especificidades: confiança (geral e institucional), redes interpessoais (relações familiares, de amizades, engajamento civil não político e engajamento civil político), e normas (insegurança e criminalidade).

Portando, apoiando-se teoricamente em Coleman (1988) e Putnam (1993), pretende-se analisar o efeito do capital social na probabilidade do indivíduo se considerar feliz. A seção a seguir explicita a metodologia utilizada para atingir tal objetivo, além dos dados e suas fontes.

### 3 Metodologia

Para realização da análise empírica, este estudo utiliza a *World Values Survey* (WVS) ou Pesquisa Mundial de Valores, que entrevistou 1486 brasileiros aleatoriamente selecionados em sua sexta onda de pesquisa, de 2010 a 2014.

A WVS é uma rede mundial de cientistas sociais que estuda valores e seus impactos na vida social e política, consistindo numa pesquisa representativa conduzida em quase cem países. A principal pretensão da WVS é ajudar na compreensão de mudanças em crenças, valores e motivações de pessoas em todo mundo. Ela possui dados demográficos, socioeconômicos e, o mais importante para o presente estudo, auto sinalização de bem-estar por parte dos entrevistados.

A auto sinalização de bem-estar é medida através de duas variáveis: a felicidade e a satisfação com a vida. A pergunta sobre felicidade no questionário da WVS permite ao entrevistado indicar sua autopercepção de felicidade em uma das quatro categorias: este pode se considerar *infeliz*, *não muito feliz*, *feliz* e *muito feliz*. A felicidade varia, então, de 1 a 4, sendo 1 o menor nível de felicidade auto reportado e 4 o maior.

Já a satisfação com a vida é medida numa escala de 1 a 10, onde 1 quer dizer “completamente insatisfeito” e 10 quer dizer “completamente satisfeito”. Nesse ponto, duas importantes questões precisam ser evidenciadas.

Primeiro, como verificado na seção anterior, que apresentou uma revisão dos estudos já realizados, a grande maioria utiliza dados provenientes de *surveys* (como a WVS), ou seja, dados provenientes de entrevistas nas quais os

próprios indivíduos reportam seu bem-estar, seja pelo nível de satisfação com a vida ou pelo status de felicidade. Segundo Corbi e Menezes Filho (2006), a forma como o bem-estar subjetivo vem sendo medido, ou seja, através da autossinalização dos indivíduos, levanta dúvidas metodológicas válidas. As principais preocupações se referem ao fato de que as repostas dos indivíduos podem ser influenciadas por emoções ou aspirações momentâneas (NERY, P. F., 2014).

Frey (2008), no entanto, afirma que ser uma tradição da teoria econômica confiar no discernimento das pessoas, sendo natural mensurar o bem-estar subjetivo pela autopercepção das próprias. Para Corbi e Menezes Filho (2006), a maioria das pessoas tende a ter boa noção sobre seu bem-estar geral. Portanto, a forma como o bem-estar subjetivo é mensurado tende a ser validada pelos autores estudiosos do tema.

Além disso, é importante destacar a diferença entre felicidade e satisfação com a vida. Para Helliwell e Putnam (2004), respostas sobre “felicidade” tendem a refletir mais situações de curto prazo e dependem mais das expressões de humor. Já respostas sobre “satisfação” representam avaliações de maior prazo.

No entanto, segundo os autores, ambas as *proxies* produzem resultados semelhantes e consistentes, não havendo grandes diferenças em se considerar uma ou outra. O próprio estudo de Helliwell e Putnam (2004) encontra determinantes semelhantes correlacionados robustamente com a felicidade e satisfação com a vida. Dessa forma, o presente estudo considera como variável dependente a felicidade, utilizada como *proxy* do bem-estar subjetivo.

Para atingir o objetivo central do estudo, que é o de verificar a relação entre capital social e nível de felicidade individual no Brasil, utiliza-se uma adaptação do modelo proposto por Blanchflower e Oswald (2004). Os autores assumem a existência de uma função geral de bem-estar que se apresenta como:

$$r_i = h_i(u_i(\text{carac.sociodemográficas e econômicas}_i, \text{capital social}_i)) + e_i \quad (1)$$

Onde  $r_i$  é a autodeclaração de felicidade do indivíduo  $i$ . A função  $u_i$  denota o bem-estar verdadeiro do indivíduo, característica não observável. Já  $h_i$  é uma função contínua que estabelece a conexão entre a felicidade real e a felicidade reportada ou auto sinalizada. Se o bem-estar verdadeiro do indivíduo ( $u_i$ ) se eleva,  $h_i$  também aumenta.

Como é possível perceber através da Equação (1), o bem-estar subjetivo depende do vetor de variáveis de características sociodemográficas e econômicas individuais, além daquelas que representam o capital social. Como anteriormente explicitado, a felicidade individual representa o bem-estar subjetivo. Dessa forma, (1) pode ser reescrita como:

$$\text{felicidade reportada}_i = h_i(\text{felicidade verdadeira}_i(\text{carac.sociodemográficas e econômicas}_i, \text{capital social}_i)) + e_i \quad (2)$$

Levando-se em consideração que a felicidade verdadeira muda em determinada direção, a felicidade reportada varia na mesma direção. Assim, (2) pode ser simplificada como:

$$\text{felicidade}_i = f(\text{carac.sociodemográficas e econômicas}_i, \text{capital social}_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

Tendo em vista a natureza ordenada da variável explicada, a saber, a felicidade subjetiva, que varia de 1 a 4 discretamente, é necessária a realização do ajustamento a tal condição não linear. Todavia, por uma decisão metodológica, a felicidade será representada por três categorias e não quatro. Levando em consideração que apenas 13 entrevistados reportaram estarem “infelizes”, estes foram agregados à categoria “não muito feliz”. Dessa forma, a felicidade varia de 1 a 3, sendo 1 os indivíduos que se dizem “infelizes” ou “não muito felizes”; 2 os que se dizem “felizes” e 3 os que se dizem “muito felizes”.

Para Cameron e Trivedi (2005), o modelo Probit Ordenado parece ser satisfatório para a estimação da felicidade subjetiva. No modelo apresentado, parte-se de um modelo multinomial simples sem intercepto:

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i \quad (4)$$

Onde  $y_i^*$  representa a felicidade subjetiva não observada,  $x_i'$  é um vetor de características individuais, sendo estas socioeconômicas, demográficas e relacionadas ao capital social e  $u_i$  é o termo de erro.

Na condição multinomial, caso  $y_i^*$  superasse determinado ponto de corte, ele seria enquadrado em uma ordem superior, por exemplo de  $\alpha_1$  para  $\alpha_2$ . No entanto, considera-se a variável do presente estudo já em ordem, sendo 1 o menor valor e 3 o maior valor. Portanto, o modelo geral utiliza uma função probabilística nas seguintes condições:

$$y_i = j \quad \text{Se } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j \quad (5)$$

Ou seja, o valor considerado na estimação  $y_i$  será igual à ordem encontrada em  $\alpha_j$ . Tem-se a resposta à felicidade subjetiva como sendo: 1- Não muito feliz ou infeliz, este considerado como o valor encontrado  $y_i^*$  e igual ao valor ordenado  $\alpha_1 = 1$ . Dessa forma, garante-se a correta utilização dos dados e um resultado bem ajustado à variável dependente.

Em seguida, tem-se a estimação propriamente dita por meio da função densidade acumulada do erro, dada como se segue:

$$\begin{aligned} Pr[y_i = j] &= Pr[\alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j] \\ &= Pr[\alpha_{j-1} < x_i' \beta + u \leq \alpha_j] \\ &= Pr[\alpha_{j-1} - x_i' \beta < u \leq \alpha_j - x_i' \beta] \\ &= F(\alpha_{j-1} - x_i' \beta) - F(\alpha_j - x_i' \beta) \end{aligned} \quad (6)$$

Onde  $F(\cdot)$  é a função densidade acumulada,  $x_i'$  corresponde ao vetor de variáveis explicativas e  $u$  são erros em distribuição normal. Por fim, o efeito marginal mede a sensibilidade da variável dependente à variação das variáveis explicativas:

$$\frac{\partial Pr[y_i = j]}{\partial x_i} = \{F'(\alpha_{j-1} - x_i' \beta) - F'(\alpha_j - x_i' \beta)\} \beta \quad (7)$$

Onde  $F'$  é a derivada da função densidade acumulada. Dessa forma, a análise empírica que utiliza uma regressão Probit Ordenada controla as limitações da variável dependente, de modo que:

$$\begin{aligned} \text{felicidade}_i^* &= f(\text{carac.sociodemográficas} \\ &\quad \text{e econômicas}_i, \text{capital social}_i) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8)$$



Onde  $felicidade_i^*$  é o resultado contínuo correspondente ao nível de felicidade individual reportado, que varia entre 1 e 3. Dessa forma, tem-se que:

$$felicidade = \begin{cases} 1, & \text{se } felicidade^* \leq 0 \\ 2, & \text{se } 0 < felicidade^* \leq \mu_1 \\ 3, & \text{se } felicidade > \mu_1 \end{cases} \quad (9)$$

Onde  $\mu_1$  é um parâmetro desconhecido a ser estimado. Levando em conta a discussão teórica a respeito da definição de capital social, é possível representá-lo como função de três componentes, como demonstrado na equação (10) abaixo:

$$capital\ social_i = c(\text{confiança}_i, \text{redes interpessoais}_i; \text{normas}_i) + \varepsilon_i \quad (10)$$

Dessa forma, pode-se reescrever (3) como:

$$felicidade_i = f(\text{carac. sociodemográficas e econômicas}, c(\text{confiança}_i, \text{redes interpessoais}_i; \text{normas}_i)) + \varepsilon_i \quad (11)$$

Em (11) cada componente da função é representado por um bloco de variáveis: aquelas representativas das características sociodemográficas e econômicas do entrevistado; as referentes à confiança; as referentes às redes interpessoais e as relacionadas as normas. As variáveis utilizadas no modelo são descritas na Tabela 1, abaixo. A supracitada Tabela incluiu também, na quarta coluna, trabalhos que incluíram as referidas variáveis na determinação da felicidade.

Para a análise da relação entre capital social e felicidade, foram incluídas, como discutido, as três dimensões do capital social. Cada dimensão foi representada por uma série de variáveis de acordo com a literatura que abrange o tema. A confiança foi dividida em confiança geral e confiança institucional, como em Paxton (1999). A confiança geral foi medida pela *dummy* que assume valor igual a 1 caso o indivíduo tenha respondido afirmativamente que pode confiar na maioria das pessoas.

Em relação à confiança institucional, foi criado um índice a partir da Análise de Componentes Principais (APC), com a inclusão de 19 componentes que representam a confiança em diferentes instituições. São 19 *dummies* que assumem valores iguais a 1 caso o indivíduo confie totalmente em determinada instituição e 0, caso contrário. As referidas instituições incluem igrejas, forças armadas, imprensa, televisão, sindicatos, polícia, justiça, governo federal, partidos políticos, congresso nacional, serviço público, universidades, grandes empresas, bancos, organizações do meio ambiente, organizações de mulheres, organizações humanitárias ou de caridade, Mercosul e a ONU.

Para avaliar se o índice criado pela APC é adequado, ou seja, para avaliar se as variáveis são correlacionadas suficientemente, foi realizado o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). O teste KMO apresenta valores entre 0 e 1, sendo que se estes estão entre 0,5 e 1, o PCA é apropriado; abaixo de 0,5, o PCA não é adequado e, portanto, este não deve ser utilizado. Nesse sentido, o resultado do teste de KMO do índice de confiança institucional criado foi de 0,802 e, portanto, demonstra ser apropriado.

Em relação às redes interpessoais ou canais de informação foram incluídas variáveis representativas das relações sociais através de contato com família e

**Tabela 1:** Variáveis utilizadas na estimação do modelo Probit Ordenado.

Categoria	Variável	Descrição	Referência
Variável explicada	Felicidade	Variável ordenada que assume valor igual a 1 se o entrevistado se considera infeliz ou não muito feliz, 2 se feliz, 3 se muito feliz.	Corbi e Menezes Filho (2006) e Rodríguez Pose e Berlepsch (2013)
Sexo	Homem	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo é do sexo masculino, e 0 se é do sexo feminino.	Corbi e Menezes Filho (2006)
Saúde	Saúde Muito Boa	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reporta sua saúde como muito boa, e 0 caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) e Ribeiro (2015)
	Saúde Boa	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reporta sua saúde como boa, e 0 caso contrário	
	Saúde Razoável	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reporta sua saúde como razoável, e 0 caso contrário.	
	Saúde Ruim	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reporta sua saúde como ruim, e 0 caso contrário.	
Ocupação	Empregado	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo é empregado, e 0 caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), Corbi e Menezes Filho (2006) e Ribeiro e Marinho (2017)
Escolaridade	Sem instrução	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo não possui instrução formal, e 0 caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), Ribeiro (2015), Corbi e Menezes Filho (2006) e Ribeiro e Marinho (2017)
	Fundamental Incompleto	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental incompleto, e 0 caso contrário.	
	Fundamental Completo	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental completo, e 0 caso contrário.	
	Médio Incompleto	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino médio incompleto, e 0 caso contrário.	
	Médio Completo	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino médio completo, e 0 caso contrário.	

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 1:** Variáveis utilizadas na estimação do modelo Probit Ordenado. (*continuação*)

Categoria	Variável	Descrição	Referência
Escolaridade	Superior Incompleto	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino superior incompleto, e 0 caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), Ribeiro (2015), Corbi e Menezes Filho (2006) e Ribeiro e Marinho (2017)
	Superior Completo	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo possui ensino superior completo, e 0 caso contrário.	
Classe de acordo com a renda	Classe 1	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo pertence à classe baixa, de acordo com sua renda, e 0 caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013)
	Classe 2	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo pertence à classe média baixa, de acordo com sua renda, e 0 caso contrário.	
	Classe 3	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo pertence a classe média, de acordo com sua renda, e 0 caso contrário.	
	Classe 4	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo pertence a classe média alta, de acordo com sua renda, e 0 caso contrário.	
	Classe 5	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo pertence a classe alta, de acordo com sua renda, e 0 caso contrário.	
Idade	Idade	Idade do indivíduo.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), Corbi e Menezes Filho (2006) e Ribeiro e Marinho (2017)
	Idade <sup>2</sup>	Idade do indivíduo elevada ao quadrado.	
Região de residência	Norte	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reside na região Norte, e 0 caso contrário.	Lima (2007)
	Sul	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reside na região Sul, e 0 caso contrário.	

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 1:** Variáveis utilizadas na estimação do modelo Probit Ordenado. (*continuação*)

Categoria	Variável	Descrição	Referência
Região de residência	Centro Oeste	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reside na região Centro-Oeste, e 0 caso contrário.	Lima (2007)
	Nordeste	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reside na região Nordeste, e 0 caso contrário.	
	Sudeste	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo reside na região Sudeste, e 0 caso contrário.	
Confiança	Confiança Geral	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se o indivíduo respondeu que pode confiar na maioria das pessoas e 0, caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) e Tokuda, Fujii e Inoguchi (2010)
	Confiança institucional	Índice criado através da Análise de Componentes Principais (APC) <sup>1</sup> , incluindo dummies de confiança em uma série de instituições.	Kuroki (2011)
Redes interpessoais (relações familiares e de amizade)	Importância da família	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado considera a família muito importante e 0, caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013), Helliwell e Putnam (2004), Ribeiro (2015) e Leung <i>et al.</i> (2011)
	Importância dos amigos	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado considera os amigos muito importantes e 0, caso contrário.	
	Casado	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado é casado e 0, caso contrário.	
	Filhos	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado tem filho e 0, caso contrário.	
Redes interpessoais (engajamento civil)	Organizações voluntárias do tipo 1	<i>Dummy</i> igual a 1 caso o entrevistado pertença a pelo menos uma dessas organizações voluntárias: igreja ou organização/grupo de religião; organização/associação esportiva ou recreativa; organização/associação artística, musical ou educacional; organização/associação humanitária ou de caridade; grupo de autoajuda ou ajuda mútua.	Helliwell e Putnam (2004) e Ribeiro e Araujo (2018)

Fonte: Elaboração própria.

<sup>1</sup> O índice é criado através da Análise de Componentes Principais (ACP), uma técnica de redução dos dados, que realiza tal tarefa capturando a variação que é comum às variáveis originais. A técnica consiste em encontrar uma combinação linear de pesos que abranja a maior parte de variação da matriz de variância e covariância.

**Tabela 1:** Variáveis utilizadas na estimação do modelo Probit Ordenado. (continuação)

Categoria	Variável	Descrição	Referência
Redes interpessoais (engajamento civil)	Organizações voluntárias do tipo 2	<i>Dummy</i> igual a 1 caso o entrevistado pertença a pelo menos uma dessas organizações voluntárias: sindicato; partido político; associação profissional; organização/associação de consumidores.	Leung <i>et al.</i> (2011) e Ribeiro e Araujo (2018)
	Atuação política	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado já realizou pelo menos uma das formas de atuação política a seguir: assinar abaixo assinado; participar de boicotes; participar de manifestações pacíficas; participar de greves.	Leung <i>et al.</i> (2011) e Rodríguez Pose e Berlepsch (2013)
Normas (sensação de insegurança)	Preferiu não sair à noite.	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado, por questões de segurança, preferiu não sair à noite e 0, caso contrário.	Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) e Cheng e Smyth (2015)
	Andou armado	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado, por questões de segurança, andou armado e 0, caso contrário.	
	Inseguro	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado respondeu se sentir muito inseguro no seu bairro ou comunidade e 0, caso contrário.	
Normas (vitimização)	Vítima de crime	<i>Dummy</i> igual a 1 se o entrevistado foi vítima de crime no último ano e 0, caso contrário.	

Fonte: Elaboração própria.

amigos e engajamento civil, como em Leung *et al.* (2011). Além dessa divisão, Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) apontam duas diferentes abordagens ao engajamento civil: a de Putnam (2000) e Olson (1982).

Putnam (2000) foca no valor adicionado positivo das redes interpessoais, tanto formais quanto informais. Ou seja: para o autor, o engajamento civil e as redes sociais são benéficas para a sociedade em razão das externalidades geradas. Já Olson (1982) considera que nem todas as associações sociais possuem efeito positivo no bem-estar comunitário. Aquelas que pretendem atender o interesse de determinados grupos não são benéficas à sociedade, uma vez que causam conflitos de interesse que podem romper a rede de cooperações entre os indivíduos.

Dessa forma, o engajamento civil foi representado pela participação em dois tipos de instituições: aquelas que atendem ao interesse de um grupo (sindicato, partido político, associação profissional, associação de consumidores) e aquelas que não atendem (igrejas; organizações artísticas, recreativas, esportivas ou educacionais; organizações de caridade e organizações de ajuda mútua). Adicionalmente, uma *dummy* representativa da atuação política foi incluída na categoria de engajamento civil, semelhante ao estudo de Rodríguez Pose e Berlepsch (2013).

Por fim, no que tange à dimensão das normas, assim como em Rodríguez

Pose e Berlepsch (2013) e Leung *et al.* (2011), foram incluídas variáveis que representam o sentimento de insegurança dos indivíduos, bem como a ocorrência de vitimização por crimes.

Além das variáveis representativas do capital social, foram incluídas variáveis de controle a partir de características econômicas, sociais e demográficas dos indivíduos. Nesse sentido, vários estudos atestam correlação positiva entre renda e felicidade, como por exemplo o trabalho de Clark, Frijters e Shields (2008). De acordo com Corbi e Menezes Filho (2006), as pessoas que possuem um nível mais elevado de renda, em geral, possuem mais meios e oportunidades de alcançar o que desejam e mais segurança, sendo dessa forma, mas felizes.

Essa afirmação, no entanto, é verdadeira somente até determinado ponto. Helliwell e Putnam (2004) atestam que os retornos da renda relativa na felicidade diminuem em níveis acima do médio, demonstrando que a partir de um certo nível de renda, maiores ganhos podem não resultar necessariamente em níveis mais elevados de bem-estar. A renda foi incluída no estudo a partir de *dummies* de classe social, que se baseiam no questionamento sobre qual classe o indivíduo se considera pertencente: classe alta, classe média alta, classe média, classe média-baixa ou classe baixa. Conforme Ribeiro (2015), o status de felicidade varia com a percepção subjetiva dos indivíduos sobre sua renda, ou seja, pessoas satisfeitas com a renda tendem a estar mais satisfeitas com a vida, independentemente do fato de a renda real ser alta, média ou baixa.

O desemprego é outro fator apontado na literatura como de grande influência na felicidade. Segundo P F Nery (2014), o efeito negativo do desemprego no bem-estar subjetivo, encontrado em muitos estudos, vai além da perda de fonte de renda, refletindo em fatores sociais e psicológicos. No presente estudo, inclui-se uma *dummy* que assume valor igual a 1 caso o indivíduo esteja empregado, e igual a 0 caso contrário, ou seja, caso o indivíduo não tenha emprego.

P F Nery (2014) aponta a saúde como importante determinante da felicidade dos indivíduos, tanto física quanto mental. Problemas de saúde podem impossibilitar indivíduos de realizar atividades sociais e econômicas e, conseqüentemente, reduzir a qualidade de vida. Utiliza-se no presente trabalho a autopercepção de saúde, como em Helliwell e Putnam (2004) e Rodríguez Pose e Berlepsch (2013).

Já a literatura que relaciona idade e felicidade é recente. Uma das hipóteses mais estudadas é a de que a relação entre esses dois fatores tem a forma de U, ou seja, a felicidade é menor nas faixas medianas de idade e maior no começo e fim da vida (BLANCHFLOWER; OSWALD, 2008). De acordo com Schwandt (2016), uma possível explicação para esse resultado é o fato de que expectativas não cumpridas são fortemente percebidas no meio da vida. Para testar a hipótese da relação em forma de U entre idade e bem-estar foram incluídas no modelo duas variáveis: idade e idade ao quadrado.

Com relação à escolaridade, Dockery (2010) define que geralmente aceita-se que a educação formal é capaz de inserir os indivíduos nas melhores carreiras, além de afetar positivamente fatores como saúde e relacionamentos. O autor, no entanto, cita a possibilidade de que níveis mais elevados de educação formal possam aumentar as expectativas ou aspirações dos indivíduos, resultando em uma insatisfação com as circunstâncias presentes.

O efeito do sexo na felicidade também apresenta elevada variabilidade, dependendo muitas vezes das normas e aspectos culturais de cada localidade.

O estudo de [Graham e Chattopadhyay \(2013\)](#) concluiu, no entanto, em análise realizada com base em diversos países, que mulheres possuem níveis de bem-estar subjetivos mais elevados que homens. [Inglehart \(2002\)](#) atribui esse fato ao relativo sucesso do movimento pela igualdade de gênero promovido pelas mulheres, o que coloca as realizações das mesmas em níveis mais elevados que suas aspirações.

Já as *dummies* representativas das regiões de residência também pretendem capturar diferenças, principalmente culturais, que não são observadas nas demais variáveis. Apresentados o modelo, as variáveis e suas fontes, além dos sinais esperados, a seção seguinte traz os resultados.

## 4 Resultados

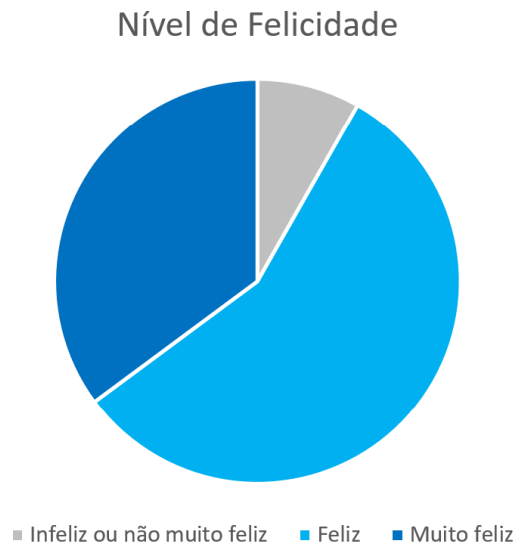
### 4.1 Análise Descritiva

Antes de discutir os resultados da estimação do modelo econométrico é importante analisar estatisticamente as variáveis consideradas, de forma que se possa ter ideia dos possíveis e prováveis resultados a serem encontrados.

Nesse sentido, inicialmente, analisa-se a distribuição das respostas dos entrevistados em relação ao status de felicidade. Dos 1486 indivíduos, 8,2% se consideram infelizes ou não muito felizes, 56,59% se consideram felizes e 35,13% se consideram muito felizes. Tendo em vista que a felicidade foi medida em uma escala de 1 a 3, onde 1 representa o indivíduo menos feliz e 3 o mais feliz, a média de felicidade do brasileiro foi de 2,26.

A distribuição dos entrevistados pela *World Values Survey* nas categorias de felicidade também foi representada visualmente na [Figura 1](#), que demonstra a predominância dos indivíduos felizes e muito felizes em comparação aos indivíduos não muito felizes e infelizes.

**Figura 1:** Distribuição dos indivíduos por categorias de felicidade



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da [WVS \(2014\)](#).

Tabela 2: Média de felicidade por características individuais

Grupo	Categorias	Média
Sexo	Homem	2,28
	Mulher	2,25
Saúde	Saúde Muito Boa	2,56
	Saúde Boa	2,23
	Saúde Razoável	2,11
	Saúde Ruim	2,76
Ocupação	Empregado	2,30
	Não empregado	2,22
Classe Socioeconômica	Classe 1	2,11
	Classe 2	2,27
	Classe 3	2,37
	Classe 4	2,33
	Classe 5	2,14
Escolaridade	Sem instrução formal	2,33
	Ensino fundamental incompleto	2,23
	Ensino fundamental completo	2,20
	Ensino médio incompleto	2,28
	Ensino médio completo	2,26
	Ensino superior incompleto	2,38
	Ensino Superior completo	2,34
Região	Norte	2,30
	Nordeste	2,25
	Centro Oeste	2,33
	Sudeste	2,26
	Sul	2,24
Idade	Menos de 40 anos	2,30
	Entre 40 e 70 anos	2,21
	Mais de 70 anos	2,37
Confiança Geral	Confia nas pessoas	2,38
	Não Confia nas pessoas	2,25
Confiança Institucional	Confia na justiça	2,30
	Não confia na justiça	2,23
Importância da família	Muito importante	2,29
	Não muito importante	2,04
Importância dos amigos	Muito importante	2,34
	Não muito importante	2,22
Estado Civil	Casado	2,32
	Solteiro	2,17
Filhos	Tem filho	2,28
	Não tem filho	2,26

Elaboração própria com base nos dados da WVS (2014).



**Tabela 2:** Média de felicidade por características individuais (*continuação*)

Grupo	Categorias	Média
Organizações Voluntárias 1	Pertence a pelo menos 1	2,28
	Não pertence	2,21
Organizações Voluntárias 2	Pertence a pelo menos 1	2,28
	Não pertence	2,21
Atuação política	Atua politicamente	2,29
	Não atua	2,23
Preferiu não sair à noite	Sim	2,26
	Não	2,26
Andou armado	Sim	2,20
	Não	2,26
Inseguro no bairro	Sim	2,25
	Não	2,26
Vítima de crime	Sim	2,18
	Não	2,27

Elaboração própria com base nos dados da [WVS \(2014\)](#).

Portanto, a maioria dos indivíduos na amostra se considera feliz ou muito feliz e a média de felicidade dos brasileiros é relativamente elevada. Segundo Relatório Mundial de Felicidade de 2017, em pesquisa realizada referente aos anos de 2014 a 2016, O Brasil foi considerado o vigésimo segundo país mais feliz do mundo. O Relatório Mundial de Felicidade, promovido pela ONU, é o resultado de um ranking global que depende da avaliação individual das pessoas e pode assumir valores de 0 a 10. Na sua versão de 2017, a média global de felicidade foi de 5,3, enquanto o Brasil atingiu 6,63 ([HELIWELL; LAYARD; SACHS, 2017](#)).

A Tabela 2 apresenta a média de felicidade por diferentes características individuais. Como a felicidade é medida em uma escala de 1 a 3, as médias calculadas se encontram dentro desse intervalo. Cada grupo representa as características dos indivíduos consideradas no modelo a ser estimado, sendo estas comparadas. No grupo de sexo, por exemplo, calcula-se a média de felicidade entre homens e mulheres e, dessa forma, é possível comparar quem, entre essas duas categorias, é mais feliz, em média.

Em relação às variáveis representativas do capital social, é possível perceber que, na média, indivíduos que confiam nas outras pessoas, em instituições (a justiça foi usada como exemplo), que participam de organizações voluntárias (tanto as que atendem ao interesse de certos grupos quanto as que não atendem), que atuam politicamente, que se sentem mais seguros e que não foram vítimas de crime são mais felizes.

A comparação da média de felicidade entre as variáveis dá indícios do possível efeito de cada uma delas no nível de felicidade. No entanto, esta não é uma análise conclusiva. Para tal, foi realizada a estimação do modelo Probit Ordenado, que determina quais fatores afetam positivamente ou negativamente a probabilidade do indivíduo se declarar mais ou menos feliz. A

subseção a seguir analisa os resultados dessa estimação.

## 4.2 Resultados Econométricos

Com o objetivo de analisar o efeito do capital social na felicidade individual no Brasil, foi estimado um modelo Probit Ordenado com seus respectivos efeitos marginais (probabilidade de a felicidade auto reportada ser igual a 3), e os resultados se encontram na Tabela 3, a seguir.

Os resultados serão discutidos em duas subseções: primeiro, analisa-se o efeito de cada dimensão do capital social sobre a felicidade auto reportada individual; em seguida, discute-se brevemente os resultados das demais variáveis de controle.

### Capital Social

Como definido por Putnam (1993), o capital social é o conjunto de três principais dimensões: confiança, redes interpessoais e normas. De modo a incluir as três dimensões no presente estudo e entender sua relação com o bem-estar subjetivo, foram definidas uma série de variáveis que captam as especificidades de cada dimensão, para tornar a análise a mais completa possível.

A primeira dimensão a ser analisada é a confiança. Desde os primeiros pensadores da economia, a importância da confiança é reconhecida. A confiança, no entanto, não é vista como importante apenas para o funcionamento do sistema econômico, mas como tendo também uma série de implicações, inclusive no bem-estar subjetivo. Confiar nas pessoas e nas instituições permite que a sociedade interaja entre si, que as transações ocorram de forma mais previsível e que o ambiente seja mais seguro, fazendo com que as pessoas sejam mais felizes.

Contudo, o resultado econométrico do presente estudo aponta para uma não significância tanto da confiança geral quanto da confiança institucional na determinação da felicidade no Brasil entre os anos de 2010 e 2014. Segundo Baquero, Castro e Ranincheski (2016), o mau funcionamento das instituições engendra uma cultura de descrédito generalizado e esse resultado é, portanto, um indício da ineficiência histórica institucional brasileira e da desigualdade nas relações sociais.

No caso do Brasil, a análise descritiva confirma tal cenário. Dentre os 1486 entrevistados, apenas 97 responderam afirmativamente quando perguntados se acreditavam que podem confiar na maioria das pessoas. No caso das instituições, apenas 16 pessoas responderam confiar completamente nos partidos políticos; 17 responderam confiar completamente no Congresso Nacional (Câmara e Senado); 94 confiam completamente na polícia e 102 confiam completamente na imprensa. Percebe-se assim uma desconfiança geral, tanto em âmbito social quanto institucional.

Em relação às redes interpessoais, as relações familiares e de amizade apresentaram efeito significativo positivo na felicidade. Segundo os resultados, o indivíduo que considera a família muito importante tem 10,2% mais chances de se considerar muito feliz em relação ao que não considera a família como muito importante. Já os que consideram os amigos muito importantes têm probabilidade 5,3% maior de serem muito felizes em comparação aos que não consideram. Casados apresentaram probabilidade 10,7% mais elevada de se-

**Tabela 3:** Efeito do capital social sobre a felicidade subjetiva individual.

Variável	Coefficientes	Efeito Marginal (Probabilidade de a felicidade auto reportada ser igual a 3)
Homem	-0,027 (0,068)	-0,009 (0,022)
Saúde Boa	-0,692*** (0,080)	-0,228*** (0,025)
Saúde Razoável	-0,912*** (0,099)	-0,300*** (0,030)
Saúde Ruim	-1,463*** (0,200)	-0,482*** (0,064)
Empregado	0,148** (0,069)	0,049** (0,023)
Fundamental Incompleto	-1,06*** (0,317)	-0,350*** (0,104)
Fundamental Completo	-1,22*** (0,324)	-0,402*** (0,106)
Médio Incompleto	-1,145*** (0,331)	-0,377*** (0,108)
Médio Completo	-1,279*** (0,321)	-0,421*** (0,105)
Superior Incompleto	-1,111*** (0,344)	-0,366*** (0,113)
Superior Completo	-1,336*** (0,331)	-0,439*** (0,108)
Classe 2	0,218*** (0,084)	0,072*** (0,028)
Classe 3	0,392*** (0,086)	0,129*** (0,028)
Classe 4	0,392** (0,200)	0,129** (0,066)
Classe 5	0,017 (0,487)	0,005 (0,160)
Idade	-0,027** (0,011)	-0,009** (0,004)
Idade <sup>2</sup>	0,0003*** (0,0001)	0,0001*** (0,00003)
Norte	0,154 (0,125)	0,051 (0,041)
Sul	-0,083 (0,094)	-0,027 (0,031)
Centro Oeste	0,139 (0,122)	0,046 (0,040)
Nordeste	0,174** (0,080)	0,057** (0,026)

Elaboração própria. Os valores em parênteses representam os desvios padrão.

\*\*\*  $p < 0,001$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

**Tabela 3:** Efeito do capital social sobre a felicidade subjetiva individual. (continuação)

Variável	Coefficientes	Efeito Marginal (Probabilidade de a felicidade auto reportada ser igual a 3)
Confiança Geral	0,168 (0,127)	0,055 (0,042)
Confiança institucional	0,009 (0,015)	0,003 (0,005)
Importância da família	0,309*** (0,097)	0,102*** (0,032)
Importância dos amigos	0,162** (0,072)	0,053** (0,024)
Casado	0,326*** (0,071)	0,107*** (0,023)
Filhos	-0,007 (0,086)	-0,002 (0,028)
Organizações voluntárias do tipo 1	0,175** (0,072)	0,058*** (0,024)
Organizações voluntárias do tipo 2	-0,015 (0,081)	-0,005 (0,027)
Atuação política	0,059 (0,067)	0,019 (0,022)
Preferiu não sair à noite	-0,045 (0,064)	-0,015 (0,021)
Andou armado	-0,197* (0,114)	-0,065* (0,037)
Inseguro	0,135 (0,091)	0,044 (0,030)
Vítima de crime	-0,146* (0,090)	-0,048* (0,029)

Elaboração própria. Os valores em parênteses representam os desvios padrão.

\*\*\*  $p < 0,001$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

rem muito felizes em relação a indivíduos não casados. Por sua vez, a única variável que não apresentou significância foi a presença de filhos.

Esse resultado corrobora o estudo de [Powdthavee \(2008\)](#), que mensurou que um aumento no nível de envolvimento social equivale a um acréscimo de 85 mil euros de renda, em termos de satisfação com a vida na Inglaterra. Segundo [Putnam \(2000\)](#), interações com família, amigos e colegas leva a uma maior inclusão social do indivíduo e a um forte sentimento de pertencimento e integração. Para [Pichler \(2006\)](#), esse tipo de rede social leva os indivíduos a encontrarem seu lugar na sociedade. Consequentemente, esse tipo de rede informal se correlaciona positivamente com o bem-estar.

Além disso, [Ribeiro \(2015\)](#) aponta que relações sociais, como amizade e casamento, são centrais no aumento da probabilidade de felicidade individual, e que quanto mais intensas são essas relações, maior é tal probabilidade. Dessa forma, indivíduos que apontam elevada importância da família e amigos são mais prováveis de se auto reportarem felizes.

De acordo com [Stack e Eshlman \(1998\)](#), o casamento, além do fator da integração, também representa para o indivíduo a combinação de rendas (possibilitando que estes tenham padrão de vida mais elevado); diminuição da

probabilidade de comportamentos de risco, como fumo; aumento das chances de diagnóstico precoce de doenças e maior suporte emocional. A presença de filhos, apesar de também aumentar as redes interpessoais dos indivíduos, também representa redução da renda e aumento de preocupações.

Em relação ao engajamento civil, a análise foi realizada em duas partes. Primeiro, foi incluída uma *dummy* que representa o pertencimento a pelo menos uma das organizações voluntárias que não atendem ao interesse de determinado grupo. Pertencer a esse tipo de organização resultou em um aumento de 5,8% na probabilidade de o indivíduo se considerar muito feliz em relação àquele que não pertence a nenhuma organização desse tipo. Esse resultado vai ao encontro do resultado determinado por [Rodríguez Pose e Berlepsch \(2013\)](#).

Dessa forma, assim como apontado por [Putnam \(2000\)](#), a participação em atividades religiosas, artísticas, recreativas e esportivas, de ajuda ao próximo ou mútua, representa o nível comunitário de valor agregado positivo do capital social. Assim como as relações familiares e de amizades, o engajamento civil formal nesse tipo de organização contribui para o sentimento de pertencimento dos indivíduos e gera externalidades positivas que contribuem para o bem-estar, como a cooperação e confiança.

Já o segundo tipo organização é composto por associações que atendem ao interesse de determinados grupos: sindicatos, partidos políticos, organizações profissionais e organizações do consumidor. A participação em tais organizações voluntárias, tal qual a atuação política, foram fatores que não apresentaram correlação significativa com a felicidade reportada. Segundo [Olson \(1982\)](#), esse tipo de associação não tem como objetivo o benefício geral, e sim a transferência de benefícios de um grupo para outro conforme o interesse próprio. Eventualmente, os membros de um grupo podem ser beneficiados em detrimento de outros. No entanto, conflitos de interesse enfraquecem a estabilidade econômica e das relações sociais, gerando custos para sociedade.

Dessa forma, em relação às redes interpessoais, enquanto as relações informais e o engajamento civil não político tiveram efeito positivo na felicidade subjetiva, o engajamento civil político não teve efeito no bem-estar.

Na dimensão das normas e efetividade das sanções foram incluídas *dummies* que sinalizam o sentimento de insegurança por parte dos indivíduos, assim como a vitimização por crime. As únicas variáveis significativas foram o fato de o indivíduo andar armado por questão de segurança e a vitimização.

O indivíduo que se sentiu tão inseguro a ponto de andar armado obteve probabilidade 6,5% menor de se considerar muito feliz em relação àquele que nunca andou armado. Já as pessoas que foram vítimas de crime apresentaram chance 4,8% menor de serem muito felizes em relação àquelas não vitimizadas. Para [Cheng e Smyth \(2015\)](#), indivíduos que se sentem muito inseguros possuem maior probabilidade de apresentarem distúrbios de ansiedade e depressão. Além disso, se engajam menos em atividades ao ar livre, reduzindo o contato com outras pessoas e a prática de exercícios, o que repercute negativamente na saúde física e mental.

Assim, é possível compreender como cada dimensão do capital social é capaz de afetar o bem-estar subjetivo. No geral, os resultados do presente estudo confirmam a importância do capital social para determinação da felicidade. Nesse sentido, o capital social gera externalidades que afetam positivamente o bem-estar. Esse tipo específico de capital é associado à redução em taxas de crime ([BUONANNO; MONTOLIO; VANIN, 2009](#)); ao bem-estar infantil mais elevado ([JACK; JORDAN, 1999](#)); à melhor performance do governo ([PUTNAM, 1993](#));

a redução da corrupção (GRAEFF; SVENDSEN, 2013); e à criação do senso de comunidade (POOLEY; COHEN; PIKE, 2005).

Em conjunto, portanto, as dimensões do capital social criam um ambiente mais propício à cooperação, solidariedade e reciprocidade, e consequentemente têm efeitos em fatores socioeconômicos essenciais na definição do bem-estar individual.

No caso específico do Brasil, as relações familiares e de amizades, o engajamento civil não político e a insegurança foram os principais fatores na determinação do bem-estar subjetivo relacionados ao capital social. No entanto, a desigualdade nas relações sociais e a ineficiência das instituições reduzem a capacidade da confiança em produzir externalidades positivas que poderiam elevar a probabilidade de um indivíduo se considerar feliz.

#### Demais Variáveis de Controle

A felicidade auto reportada também se mostrou significativamente e positivamente relacionada a saúde. Em relação aos indivíduos com autopercepção de saúde muito boa, os que consideraram sua saúde como boa obtiveram probabilidade 22,8% menor de serem muito felizes; os que consideraram sua saúde como razoável obtiveram probabilidade 30% menor de serem muito felizes e, por fim, os que consideraram sua saúde como ruim obtiveram probabilidade 48,2% menor de serem muito felizes. Esse resultado também foi encontrado por Rodríguez Pose e Berlepsch (2013) e Ribeiro (2015).

Assim como no caso do estado de saúde, indivíduos pertencentes a classes de renda mais elevadas apresentaram maior probabilidade de se considerarem muito felizes. Esse resultado está de acordo com aquele encontrado por Rodríguez Pose e Berlepsch (2013). Os indivíduos da classe média baixa têm probabilidade 7,2% maior de se considerarem muito felizes em relação aos indivíduos de classe baixa. Essa proporção é igual a 12,9% para os indivíduos de classe média e 12,9% para os de classe média alta.

Percebe-se, como apontado por Helliwell e Putnam (2004), que os retornos da renda se estabilizam ou diminuem em níveis acima do médio. Ou seja, a partir de certo nível de renda, o aumento desta não representa aumento da probabilidade de felicidade auto reportada. A *dummy* de classe alta não foi significativa, uma vez que o número de indivíduos os quais se consideram de classe alta, na amostra, foi muito pequeno (apenas 7 dos 1486 entrevistados).

A influência negativa do desemprego ressaltada por Frey (2008) no bem-estar subjetivo é atestada no estudo. Logo, indivíduos empregados têm maior probabilidade (4,9%) de se auto reportarem mais felizes em relação a pessoas desempregadas. Como definido por P F Nery (2014), o desemprego envolve custos que incluem perda de status social, autoestima, relações pessoais e rotina associada ao local de trabalho. Além disso, Goldsmith, Veum e Darity (1996) apontaram o desemprego como possível causa de problemas de depressão, ansiedade e outros transtornos.

Da mesma forma como aponta um crescente corpo da literatura (CLARK; OSWALD, 1996; DOCKERY, 2010), a educação formal obteve efeito negativo na felicidade. Indivíduos com maior nível educacional alcançado apresentam menor probabilidade de se considerarem mais felizes. Uma possível explicação, segundo Clark e Oswald (1996), é que a educação formal torna as pessoas mais ambiciosas, o que possivelmente reduz o nível de felicidade, uma vez que expectativas mais elevadas são mais difíceis de serem cumpridas.

Foi comprovada também a hipótese de Blanchflower e Oswald (2008) da relação em forma de U entre idade e felicidade. Segundo Schwandt (2016), a explicação se encontra na relação entre aspirações e realidade. Pessoas mais jovens possuem elevadas expectativas que, se não cumpridas, são sentidas no meio da vida. Esse fenômeno diminui as expectativas de indivíduos em idades medianas e, dessa forma, as expectativas são menores em idades avançadas, sendo dessa forma o bem-estar subjetivo mais elevado.

Assim como em Lima (2007) e Corbi e Menezes Filho (2006), que analisaram as determinantes da felicidade no Brasil, o sexo não apresentou significância. Enquanto a maioria dos estudos demonstram que mulheres são, em geral, mais felizes, recentemente a literatura tem apontado para uma redução da felicidade das mesmas, uma vez que elas estão cada vez mais pressionadas a manter fortes laços tanto no lar quanto no trabalho. Assim, enquanto as expectativas familiares não diminuíram, as expectativas de trabalho das mulheres aumentaram, resultando numa possível sobrecarga.

Utilizando a região Sudeste como referência, a única região que apresentou diferença significativa em termos de felicidade auto reportada pelos indivíduos foi a Nordeste. Segundo as estimativas, o indivíduo residente na referida região tem 5,7% mais chances de se considerar feliz em relação ao residente no Sudeste.

Esse resultado vai ao encontro da pesquisa realizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que aponta o Nordeste como região “mais feliz” do Brasil. Segundo M C Nery (2019), uma possível explicação é que embora seja a região mais pobre do país, o Nordeste vem apresentando taxas de crescimento de renda superiores às de outras regiões. Nesse sentido, entre 2002 e 2012, a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) nordestino foi muito superior à da região Sudeste.

## 5 Considerações Finais

A Economia da Felicidade é um campo de estudo que permite a análise de fatores conectados ao bem-estar subjetivo dos indivíduos, medido pela felicidade. Dentre tais fatores, encontra-se o capital social, ativo intangível gerado a partir das relações existentes entre membros de uma comunidade ou região.

O capital social é composto por três dimensões: confiança, normas e redes interpessoais. A confiança provê suporte emocional e facilita relações; as normas reduzem incertezas e comportamento criminoso; e as redes interpessoais servem como fontes de informações, além de criarem mecanismos de suporte e elevarem o sentimento de pertencimento por parte dos indivíduos.

Dessa forma, o presente estudo analisou o efeito do capital social na felicidade individual auto reportada para o caso brasileiro, considerando suas três dimensões assinaladas. Com a utilização de dados da sexta onda da pesquisa da *World Values Survey*, realizada entre 2010 e 2014, foi realizada a estimativa de um modelo Probit Ordenado.

A análise econométrica realizada demonstrou que, no caso do Brasil, o capital social influencia positivamente a felicidade auto reportada, particularmente nas suas dimensões de redes interpessoais e normas e efetividade das sanções. Os indivíduos os que consideram família e amigos como muito importantes, que participam de organizações voluntárias que não atendem o interesse de determinado grupo e que se sentem seguros são, na média, mais

felizes. Portanto, as relações sociais informais, o engajamento civil não político e a sensação de segurança foram os fatores relacionados ao capital social capazes de influenciar o bem-estar individual.

Em relação à dimensão da confiança, os resultados apontam para uma desconfiança tanto geral quanto institucional. O mau funcionamento das instituições de forma geral, bem como a desigualdade nas relações sociais, resulta em um nível de confiança muito baixo, o que impossibilita que esta influencie o bem-estar de forma significativa.

De uma perspectiva prática, ou seja, em termos de políticas públicas, esse resultado indica a importância da priorização de iniciativas que elevem a segurança comunitária, facilitem a participação cívica e aumentem a eficiência das instituições, de modo a elevar a confiança. Dessa forma, pode-se construir uma sociedade baseada na cooperação e solidariedade, que objetiva o bem-estar social e consequente desenvolvimento socioeconômico.

## Referências

- BAQUERO, M; CASTRO, H C; RANINCHESKI, S M. (Des)confiança nas instituições e partidos políticos na constituição de uma democracia inercial no Brasil: o caso das eleições de 2014. *Política & Sociedade*, v. 15, n. 32, 2016.
- BLANCHFLOWER, D G *et al.* The happiness trade-off between unemployment and inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 46, n. 2, p. 117–141, 2014.
- BLANCHFLOWER, D G; OSWALD, A J. Is well-being U-shaped over the life cycle? *Social Science & Medicine*, v. 66, n. 8, p. 1733–1749, 2008.
- BLANCHFLOWER, D G; OSWALD, A J. Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*, v. 88, p. 1359–1386, 2004.
- BOURDIEU, P. The forms of capital. In: RICHARDSON, J. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood, 1986. p. 241–258.
- BUNNANO, P; MONTOLIO, D; VANIN, P. Does Social Capital Reduce Crime? *Journal of Law and Economics*, v. 52, n. 1, p. 145–170, 2009.
- CAMERON, A C; TRIVEDI, P. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- CAMPETTI, P H M. Economia da Felicidade: estudo empírico sobre os determinantes da felicidade em países selecionados da América Latina. *Revista Pesquisa e Debate*, v. 26, n. 1, p. 99–123, 2015.
- CHENG, Z; SMYTH, R. Crime Victimization, Neighbourhood Safety and Happiness in China. *Economic Modelling*, v. 51, p. 424–435, 2015.
- CLARK, A E; FRIJTERS, P; SHIELDS, M A. Relative Income, Happiness, and Utility: an Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*, v. 46, n. 1, p. 95–144, 2008.



- CLARK, A E; OSWALD, A J. Satisfaction & Comparison Income. *Journal of Public Economics*, v. 61, n. 3, p. 359–381, 1996.
- CLARK, A E; OSWALD, A J. Unhappiness and Unemployment. *The Economic Journal*, v. 104, n. 424, p. 648–659, 1994.
- COLEMAN, J S. Capital in the Creation of Human Capital. *The American Journal of Sociology*, v. 94, p. 95–120, 1988.
- CORBI, R B; MENEZES FILHO, N A. Os determinantes empíricos da felicidade no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 4, p. 518–536, 2006.
- COSTA, A B; COSTA, B M. Cooperação e Capital Social em Arranjos Produtivos Locais. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 9, n. 15, p. 51–60, 2007.
- DOCKERY, A M. Education and happiness in the school-to-work transition. *Longitudinal Surveys of Australia Youth – Research Reports*, v. 56, n. 1, 2010.
- EASTERLIN, R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. *Nations and Households in Economic Growth*, p. 89–125, 1974.
- FREY, B S. *Happiness Research in Economics – A Revolution?* Cambridge: The MIT Press, 2008.
- FREY, B S; STUTZER, A. Happiness, Economy and Institutions. *The Economic Journal*, v. 110, n. 466, p. 918–938, 2000.
- FREY, B S; STUTZER, A. What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, v. 40, n. 2, p. 402–435, 2002.
- GOLDSMITH, A H; VEUM, J R; DARITY, W. The psychological impact of unemployment and joblessness. *The Journal of Socio-Economics*, v. 25, n. 3, p. 333–358, 1996.
- GRAEFF, P; SVENDSEN, G T. Trust and corruption: the influence of positive and negative social capital on the economic Development in the European Union. *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, v. 47, n. 5, p. 2929–2846, 2013.
- GRAHAM, C. The Economics of Happiness: insights of globalization from a novel approach. *World Economics Journal*, v. 6, n. 3, p. 41–55, 2005.
- GRAHAM, C L; CHATTOPADHYAY, S. Gender and well-being around the world. *International Journal of Happiness and Development*, v. 1, n. 2, p. 212–232, 2013.
- GUNDELACH, P; KREINER, S. Happiness and Life Satisfaction in Advanced European Countries. *Cross-Cultural Research*, v. 38, n. 4, p. 359–386, 2004.
- HELIWELL, J; LAYARD, R; SACHS, J. *World Happiness Report*. New York: Earth Institute (Eds.), 2017.

- HELLIWELL, J F; PUTNAM, R D. The social context of well-being. *Philosophical Transactions of The Royal Society B Biological Sciences*, v. 359, n. 1449, p. 1435–1446, 2004.
- HUDSON, J. Institutional Trust and Subjective Well-Being across the EU. *International Review of Social Sciences*, v. 59, n. 1, p. 43–62, 2006.
- INGLEHART, R. Gender, Aging, and Subjective Well-Being. *International Journal of Comparative Sociology*, v. 43, n. 3, p. 391–408, 2002.
- JACK, G; JORDAN, B. Social capital and child welfare. *Children & Society*, v. 13, n. 4, p. 242–256, 1999.
- KUROKI, M. Does Social Trust Increase Individual Happiness in Japan? *The Japanese Economic Review*, v. 62, n. 4, p. 444–459, 2011.
- LEUNG, A *et al.* Searching for Happiness: the Importance of Social Capital. *Journal of Happiness Studies*, v. 12, n. 3, p. 443–462, 2011.
- LIMA, S V. *Economia e felicidade: um estudo empírico dos determinantes da felicidade no Brasil*. 2007. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto-SP. Disponível em: [www.teses.usp.br/teses/disponiveis/9/6/96131/tde-15052007-142028/publico/SabrinaVieiraLima.pdf](http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/9/6/96131/tde-15052007-142028/publico/SabrinaVieiraLima.pdf). Acesso em: maio 2020.
- LUTTMER, E F P. Neighbors as Negatives: relative Earnings and Well-Being. *Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 3, p. 963–1002, 2005.
- NERY, M C. Como vai a vida? Entendendo a economia da felicidade. *FGV Social*, 36 p., mar. 2019.
- NERY, P F. *Economia da Felicidade: Implicações para Políticas Públicas*. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado (Texto para Discussão nº 156), 2014. Disponível em: [www.senado.leg.br/estudos](http://www.senado.leg.br/estudos). Acesso em: abr. 2020.
- NG, Y K. A case for Happiness, Cardinalism, and Interpersonal Comparability. *The Economic Journal*, v. 107, n. 445, p. 1848–1858, 1997.
- OLSON, M. *The rise and decline of nations – economic growth, stagflation, and social rigidities*. New Haven e London: Yale University Press, 1982.
- PAXTON, P. Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment. *American Journal of Sociology*, v. 105, n. 1, p. 88–127, 1999.
- PEIRÓ, A. Happiness, satisfaction and socio-economic conditions: some international evidence. *The Journal of Socio-Economics*, v. 35, n. 2, p. 348–265, 2006.

- PICHLER, F. Subjective Quality of Life of Young Europeans. Feeling Happy but who knows why? *Social Indicators Research*, v. 75, n. 3, p. 419–444, 2006.
- PISTORE, A; PAIM, J C. Genealogia Conceitual do Capital Social nas Perspectivas de Bourdieu, Coleman e Putnam. *Revista Global Manager*, v. 13, n. 1, p. 44–55, 2013.
- POOLEY, J A; COHEN, L; PIKE, L T. Can sense of community inform social capital? *The Social Science Journal*, v. 42, n. 1, p. 71–79, 2005.
- POWTHAVEE, N. Putting a price tag on friends, relatives, and neighbours: using surveys of life satisfaction to value social relationships. *The Journal of Socio-Economics*, v. 37, n. 4, p. 1459–1480, 2008.
- PUTNAM, R D. *Bowling alone: the collapse and revival of American community*. New York: Simon e Schuster, 2000.
- PUTNAM, R D. *Making Democracy Work: civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- RIBEIRO, C A C. Renda, Relações Sociais e Felicidade no Brasil. *Dados*, v. 58, n. 1, p. 37–78, 2015.
- RIBEIRO, L L; ARAUJO, J A. Capital social e pobreza no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 38, n. 4, p. 749–465, 2018.
- RIBEIRO, L L; MARINHO, E L L. Gross National Happiness in Brazil: an analysis of its determinants. *Revista Economia da ANPEC*, v. 18, p. 156–167, 2017.
- RODRÍGUEZ POSE, A; BERLEPSCH, V. Social Capital and Individual Happiness in Europe. *Journal of Happiness Studies*, v. 15, n. 2, p. 357–386, 2013.
- SCHWANDT, H. Unmet Aspirations as na Explanation for the age U-shape in Well-Being. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, v. 122, p. 75–87, 2016.
- STACK, S; ESHLMAN, E J. Marital status and happiness: a 17-nation study. *Journal of Marriage and Family*, v. 60, n. 2, p. 527–536, 1998.
- STUTZER, A; FREY, B S. Reported Subjective Well-Being: a Challenge for Economic Theory and Economic Policy. *Schmollers Jahrbuch*, v. 124, n. 2, p. 191–231, 2004.
- TOKUDA, Y; FUJII, S; INOBUCHI, T. Individual and Country-Level Effects of Social Trust on Happiness: the Asia Barometer Survey. *Journal of Applied Social Psychology*, v. 40, n. 10, p. 2574–2593, 2010.
- WOLFERS, J. Is Business Cycle Volatility Costly? Evidence from Surveys of Subjective Well-Being. *International Finance*, v. 6, n. 1, p. 1–26, 2003.

WORLD VALUES SURVEY — wvs. *WVS Wave 6: database*. 2014. Disponível em:  
<https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>.

YIP, w *et al.* Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China. *Social Science & Medicine*, v. 64, n. 1, p. 35–49, 2007.

## PROGRAMA BR DO MAR E SEUS EFEITOS SOBRE A MATRIZ DE TRANSPORTE E ROTAS INTER-REGIONAIS NO BRASIL

MÁRCIO N. BARBOSA \*  
ANDRÉ F. Z. DE AZEVEDO †  
ANGÉLICA MASSUQUETTI ‡  
ANGELO C. GURGEL §

### Resumo

Este artigo investiga os efeitos que o Programa BR do Mar, incentivo à cabotagem, poderá exercer sobre a matriz de transportes de cargas e nas rotas inter-regionais do país. Para tanto, foi desenvolvido um Modelo de Equilíbrio Geral Computável, denominado PAEG-TLOG, com base no GTAP em sua versão 10. Os resultados indicam que a matriz de transporte inter-regional obtém um crescimento da participação da cabotagem, representando uma redução de, aproximadamente, 410 mil caminhões nas estradas em longas distâncias, reduzindo os acidentes, os custos com roubos e avarias e gerando menores níveis de poluição.

**Palavras-chave:** cabotagem; Programa BR do Mar; PAEG-TLOG.

### Abstract

This paper aims to investigate the effects that the BR do Mar Project may have on the cargo transportation matrix in the country, as well as the analysis of the impacts on interregional routes. To achieve the proposed objective, a Computable General Equilibrium model was adopted, based on the PAEG-TLOG model, which is developed based on the GTAP in version 10. The results revealed that the interregional transportation matrix showed more participation in cabotage, representing around 410 thousand trucks less on roads over long distances, reducing accidents, theft costs and generating lower levels of pollution.

**Keywords:** cabotage; BR do Mar Project; PAEG-TLOG.

**JEL classification:** R42, R58, C68

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea182157>

---

\* Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: marcionorabarbosa@gmail.com

† Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS)

‡ Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS)

§ Fundação Getúlio Vargas (FGV EESP)

## 1 Introdução

O desenvolvimento econômico do Brasil possui obstáculos, como os custos para os negócios, que são relativamente altos e reduzem a competitividade dos produtos nacionais no âmbito internacional (HADDAD *et al.*, 2011). Este alto custo refere-se ao que é conhecido como “Custo Brasil”. Ele está associado a processos mais lentos, caros e ineficientes, causados pela burocracia e pela infraestrutura logística insuficiente, principalmente a portuária e a aeroportuária, aos custos de armazenagem acima da média internacional, aos impostos em cascata, assim como ao conjunto de regras tributárias que geram incertezas devido às mudanças repentinas, o que reduz a competitividade em uma economia globalizada (BARBIERI; SILVEIRA; SILVA, 2013; FALCÃO; CORREIA, 2012).

Segundo Schwab (2019), a oferta de infraestrutura é um dos principais problemas da competitividade brasileira. O Brasil aparece apenas na 71ª posição em termos de competitividade internacional em um *ranking* com 141 países, para o ano de 2019. Quando se compara a infraestrutura no mesmo grupo de países, passa a ocupar a 78ª posição e, ainda, quando analisado apenas o setor de transporte, em seus diferentes modais, suas colocações são: 86ª para as ferrovias; 85ª para transporte aéreo; 116ª para as rodovias; e 104ª para portos.

Conforme a Confederação Nacional de Transportes (CNT), o custo logístico nacional consome 12,7% do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, o equivalente, em 2016, a R\$749 bilhões. Deste montante, a maior parte do custo é formada pelo transporte, que equivale a 6,8% do PIB (R\$401 bilhões), seguido de estoque (4,5% do PIB ou R\$268 bilhões), armazenagem (0,9% do PIB ou R\$53 bilhões) e administrativo (0,5% do PIB ou R\$27 bilhões) (CNT, 2016). Este alto custo contribui com a ideia de uma infraestrutura de transporte insuficiente, tanto em sua forma doméstica, quanto aquela que está diretamente ligada ao comércio exterior na região portuária, e que afeta a competitividade da economia brasileira de maneira sistêmica (ASSIS; COSTA; HIRASSAKA, 2019; MONTES; REIS, 2011).

Em termos domésticos, a matriz de transporte brasileira contribui para a infraestrutura de transporte ineficiente e inadequada, justamente pelo fato de o modal rodoviário ser usado de forma muito concentrada. Isso gera ao país desvantagem em termos de custos totais com logística, devido ao transporte de longas distâncias e de cargas de grandes volumes e densidades, como a maioria das *commodities* produzidas no Brasil e que possuem uma participação importante na pauta exportadora nacional.

Medeiros *et al.* (2015) e Moura e Botter (2011) citam o modal aquaviário, em especial a cabotagem, como alternativa potencial para equilibrar a matriz de transporte brasileira aliada aos demais modais. O avanço da participação deste modal, segundo os autores, pode reduzir os custos logísticos nacionais, assim como mitigar as perdas e as avarias nas cargas, entre outros benefícios.

Há diversos estudos na literatura que analisam a infraestrutura de transportes e seus reflexos na economia por meio do Modelo de Equilíbrio Geral Computável (MEGC), tanto com foco na desoneração tributária, como Haddad *et al.* (2013), Betarelli Jr *et al.* (2013) e Almeida, Haddad e Hewings (2010), como na redução de custos e/ou investimentos no setor de transporte, como Donaldson (2018), Robson, Wijayarathna e Dixit (2018), Chen e Rose (2017), Kim, Hewings e Amir (2016), Barry (2014) e Shibasaki, Yonemoto e Watanabe

(2008). O MEGC foi escolhido justamente por permitir a criação de cenários em que ocorrem tanto a desoneração tributária como os ganhos de eficiência portuária, medidas contempladas no Programa BR do Mar do governo federal brasileiro.

Com o exposto, propõe-se, nesse estudo, o desenvolvimento do MEGC intitulado Projeto de Análise de Equilíbrio Geral da Economia Brasileira (PAEG-TLOG), que tem como base o *Global Trade Analysis Project* (GTAP), em sua versão 10, de forma a construir a matriz de transporte inter-regional de cargas, com os principais modais e rotas inter-regionais. O modelo possibilita a análise dos efeitos e das tendências que o Programa BR do Mar do governo federal brasileiro poderia exercer sobre a matriz de transporte de cargas e suas principais rotas inter-regionais, avaliando as propostas de desoneração fiscal e aumento de eficiência no modal de cabotagem.

Este estudo busca contribuir com a pesquisa empírica sobre os aprimoramentos em infraestrutura e seus impactos na economia, em particular sobre a matriz de transporte nacional, algo pouco explorado na literatura. Além disso, sua maior contribuição é o desenvolvimento do modelo PAEG-TLOG, o que viabiliza análises de políticas sobre os modais e/ou em rotas específicas e seus efeitos sobre a economia doméstica e externa brasileira.

Para tanto, este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados a logística e o setor de transportes nacional, com ênfase no modal de cabotagem e no Programa BR do Mar, assim como o elo entre as análises de infraestrutura de transportes por meio dos MEGC. Na terceira seção é apresentado o método proposto para atingir o objetivo do presente estudo, em que se busca apresentar o modelo PAEG-TLOG desenvolvido para esta análise e os cenários utilizados. A quarta seção exhibe os resultados gerados pelos cenários criados com as interações do modelo e os impactos na matriz de transporte e nas respectivas rotas inter-regionais. E, por fim, a quinta seção traz as considerações finais deste estudo, assim como suas contribuições para o tema abordado.

## 2 Infraestrutura de transportes

### 2.1 Logística e setor de transportes nacional

Ballou (2006) menciona que para a maioria das empresas, a atividade da logística mais importante é o transporte, principalmente porque absorve, em média, de um a dois terços dos custos logísticos. O setor de transportes é peça fundamental no desenvolvimento econômico de um país e se apresenta em diversos modais. O modal mais adequado depende das atividades da rede logística e é determinado de acordo com os custos, o tempo médio de entrega e as perdas e danos.

As características e a qualidade da logística nacional impactam diretamente a competitividade do comércio doméstico e exterior brasileiro. Alguns autores corroboram com esta visão, como Portugal-Perez e Wilson (2010), Djankov, Freund e Pham (2006), Levchenko (2004) e Limao e Venables (2001), e afirmam que para obter os benefícios da globalização, os países devem identificar os principais gargalos que influenciam o desempenho logístico. Além disso, os autores asseveram que uma boa infraestrutura e baixos custos de transportes nos negócios internacionais e qualidade institucional proporcio-

**Tabela 1:** Índice de Infraestrutura do Brasil no Global Competitiveness Index

Componente do Índice	Ranking/141
2º Pilar: Infraestrutura	78
Infraestrutura de Transportes	85
2.01 Conectividade do transporte rodoviário	69
2.02 Qualidade da infraestrutura rodoviária	116
2.03 Densidade Ferroviária	78
2.04 Eficiência dos serviços ferroviários	86
2.05 Conectividade do transporte aéreo	17
2.06 Eficiência dos transportes aéreos	85
2.07 Conectividade do transporte marítimo	48
2.08 Eficiência dos serviços portuários	104

Fonte: Elaborado com base nos dados do Schwab (2019).

nam impactos positivos no desempenho das exportações e na facilitação do comércio.

Porém, o Brasil caminha na contramão do destacado pelos autores, visto que os dados apontados pelo *The World Forum Economic* (WFE), por meio do *Global Competitiveness Index* (GCI)<sup>1</sup>, que avalia a competitividade dos países, indicam que o Brasil, no ano de 2019, está na posição 71 de um total de 141 países analisados. Ao analisar o componente Infraestrutura, um dos 12 componentes que fazem parte do relatório, o Brasil passa a 78ª posição, com destaque negativo para a “Qualidade da Infraestrutura Rodoviária” e a “Eficiência Portuária”, aparecendo no último terço do *ranking* e confirmando a ideia de que a infraestrutura brasileira de transporte é precária e ineficiente. A Tabela 1 traz em mais detalhes os subcomponentes de Infraestrutura de Transportes do GCI de 2019.

Esta infraestrutura elencada anteriormente é caracterizada por mais de 1,56 milhão de quilômetros de rodovias (95,1% estaduais e municipais e 4,9% federais), 30,6 mil quilômetros de ferrovias, 21 mil quilômetros de hidrovias economicamente navegáveis, 20 mil quilômetros de dutovias, 178 instalações portuárias e 109 aeroportos (MTPA, 2017). Conforme CNT (2019), a matriz de transportes de cargas brasileira é composta por: 61,1% pelo modal rodoviário; 20,7% pelo modal ferroviário; 13,6% pelo modal aquaviário; 4,2% pelo modal dutoviário; e 0,4% pelo modal aéreo. Isso mostra a concentração da movimentação e do escoamento dos produtos nacionais ao longo de todo território nacional por meio do transporte rodoviário.

Este desequilíbrio na matriz de transportes gera um impacto significativo no movimento de estradas, o que se torna um problema logístico e social, pelo fato de a infraestrutura atual do país não acompanhar o crescimento do fluxo de mercadorias ao longo do tempo. Além disso, há também riscos de dependência de um determinado tipo de transporte, tendo em vista a possibilidade constante de greve dos caminhoneiros, podendo ser semelhante àquela ocor-

<sup>1</sup> Este índice avalia a competitividade de economias e o desempenho dos mercados de forma detalhada e é parte integrante de relatório publicado anualmente pelo Fórum Econômico Mundial, desde 1979. Atualmente, o GCI conta com 12 pilares divididos em quatro blocos e um total de 98 indicadores, derivados de uma combinação de parâmetros concretos e resultados de uma pesquisa com executivos de empresas privadas e públicas (MINISTÉRIO DA ECONOMIA, 2020).



rida no ano de 2018. Conforme [Candido, Silva Santos e Tavares \(2019\)](#), a greve provocou um impacto negativo para a economia brasileira entre R\$75 e R\$100 bilhões, o que gera a incerteza de novas paralisações quando as condições econômicas elevarem os custos dos fretes rodoviários.

Esta dependência, ou o desbalanceamento da matriz de transporte, é tida por [Pacheco e Pereira Júnior \(2015\)](#), [Lima \(2015\)](#), [Kawano et al. \(2012\)](#), [Branco et al. \(2012\)](#) e [Keil e Young \(2008\)](#) como prejudicial ao serviço de transporte, pois o escoamento da produção para atingir os mercados consumidores pode afetar diretamente a vantagem comparativa e competitiva obtida em determinados produtos devido o modal rodoviário, em longas distâncias, ser menos eficiente e mais caro do que outros modais<sup>2</sup>. O predomínio da matriz de transporte de somente um modal é alvo de crítica de [Erhart e Palmeira \(2006\)](#) pela falta de investimentos e descaso em diferentes modais alternativos ao rodoviário.

Tais condições da infraestrutura logística no Brasil contribuem para os entraves à retomada do crescimento de forma sustentada. Para diversos estudos, como de [Schalch \(2016\)](#), [Aritua \(2016\)](#), [Lopes \(2015\)](#), [Kussano e Batalha \(2009\)](#), [Freitas, Mendonça e Lopes \(2011\)](#), [Capdeville \(2010\)](#), [Mitsutani \(2010\)](#), [Oliveira e Teixeira \(2009\)](#), [Castro \(2002\)](#) e [Fujita, Krugman e Venables \(2000\)](#), a baixa qualidade dos serviços de transportes transmite os seus efeitos por toda a economia, o que traz custos mais elevados, ineficiência e baixa competitividade. Isto desestimula o investimento e, assim, a geração de emprego e o crescimento.

## 2.2 Cabotagem no Brasil

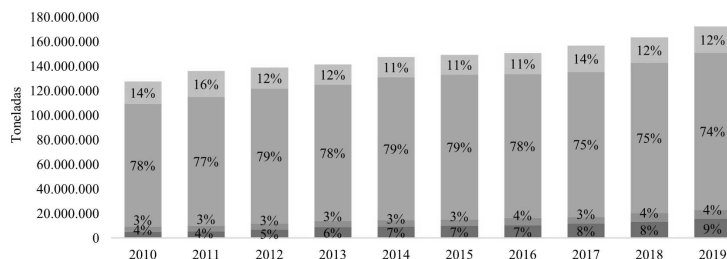
De acordo com [C A N Teixeira et al. \(2018\)](#), por mais que pareça natural que a utilização da navegação de cabotagem<sup>3</sup> tenha um papel importante nos transportes de cargas no Brasil, seja pelo contexto histórico, seja pela concentração da atividade econômica próxima à costa, não é isso que se observa. Pelo contrário, é comprovada a sua baixa participação na matriz de transportes brasileira.

As características geográficas e o processo de colonização do Brasil transformaram a navegação de cabotagem<sup>4</sup> em uma das primeiras atividades econômicas do país, assim como num dos principais meios de transportes de mercadorias desde o século XVI. No período entre o fim do século XIX e o início do século XX, ela despontou como o principal modal, ou seja, um sistema de transportes para atender a extensão do território e à grande dispersão entre os aglomerados populacionais. A navegação de cabotagem possibilitou o surgimento da exploração da borracha na região amazônica (transporte por

<sup>2</sup>Conforme [Vassallo \(2015\)](#) o transporte rodoviário é cerca de 2,5 a 5,7 vezes mais caro do que o modal ferroviário, cerca de 4 vezes mais caro do que o modal aquaviário, em torno de 5 vezes mais caro do que o dutoviário, e apenas mais baixo quando comparado ao modal aéreo.

<sup>3</sup>O transporte de cabotagem é definido conforme inciso IX, Artigo 2º, da Lei nº 9.432, de 8 de janeiro de 1997: a “navegação de cabotagem [é aquela] realizada entre portos ou pontos do território brasileiro, utilizando a via marítima ou esta e as vias navegáveis interiores”. E este modal de transporte é regulado conforme as normas da Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ), a Agência Nacional do Petróleo (ANP) e a Diretoria de Portos e Costas da Marinha do Brasil.

<sup>4</sup>Para maior detalhamento do contexto histórico do Transporte de Cabotagem, ver [C A N Teixeira et al. \(2018\)](#).

**Figura 1:** Movimentação via cabotagem por perfil de carga (2010-2019)

Fonte: Elaborado com base nos dados da [ANTAQ \(2020\)](#).

meio de navios a vapor) e, junto à ferrovia, disseminou a cultura do café pelo interior paulista ([TEIXEIRA, C. A. N. et al., 2018](#)).

Esse destaque da navegação de cabotagem começou a se modificar de forma abrupta no Governo Washington Luiz, o último da Primeira República (1926-1930), que tinha como lema “governar é construir estradas”, priorizando, assim, o transporte rodoviário – o que foi, mais tarde, nos anos de 1950, consolidado no Governo Juscelino Kubistchek (1956-1961), com a implantação da indústria automobilística no país. Porém, como destaca [C A N Teixeira et al. \(2018\)](#), mesmo o desenvolvimento da indústria naval no início dos anos 2000 não foi suficiente para a navegação de cabotagem retomar a sua participação de destaque no modal nacional.

No entanto, nos anos 2010, verifica-se um aumento das quantidades transportadas por esse modal que, conforme os dados do sistema estatístico da [ANTAQ \(2020\)](#), revelam um crescimento de 35% do total transportado entre os anos de 2010 e 2019. Isso pode ser observado por meio da Figura 1, a qual apresenta com maior detalhamento a evolução do movimento de cargas transportadas pelo modal de cabotagem e por perfil de cargas.

Quando observado em termos de perfil de cargas transportadas, nota-se o importante crescimento da participação das cargas containerizadas, que neste período chegou a 205%, enquanto os tipos de cargas geral, granel líquido e gasoso e granel sólido cresceram, respectivamente, 76%, 28% e 16%. Porém, mesmo com o incremento substancial das cargas transportadas por contêiner, o perfil de carga com maior expressão é o de cargas de granel líquido e gasoso, com média anual de 77% do volume transportado. Isto deve-se à grande participação da indústria de petróleo e gás, que dá suporte à cadeia de transporte do petróleo extraído em águas profundas e territoriais brasileiras ([MARTINS et al., 2019](#)). As cargas do tipo geral e granel sólido, em termos de participação no transporte total, mantiveram-se praticamente estáveis ao longo dos anos observados. A carga de granel sólido é o segundo tipo com maior participação, com média anual de 13%, enquanto os produtos de carga geral contam com a menor participação no transporte de cabotagem, com média anual de 4%.

Assim como a concentração do transporte de combustíveis minerais, visto anteriormente, quando analisadas as rotas e os fluxos da cabotagem no Brasil, observa-se a concentração na região Sudeste, tanto na origem como no destino das mercadorias. Conforme afirmado por [Martins et al. \(2019\)](#), com dados do anuário estatístico da Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ),

do ano de 2018, a região Sudeste é o destino de 53% de toda a movimentação e é ainda mais concentrado quando analisada a origem, já que esta mesma região representa 67% do total. A maior parte da participação do Sudeste se deve à movimentação intrarregião, ou seja, entre os seus próprios estados, tendo como principal produto, justamente, os combustíveis minerais.

A região Nordeste é a segunda com maior participação, sendo destino de 28% das mercadorias, assim como tem origem na região 20% do total movimentado pela cabotagem brasileira. A região Norte é destino de 6% das mercadorias e origina 10% das mercadorias movimentadas por esse modal. A região Sul apresenta a menor participação em termos de origem de mercadorias, sendo que o autor observa que apenas 3% das cargas movimentadas são originadas nesta região. No entanto, quando observado o destino das mercadorias, a região Sul representa 12% do total, com destaque para a rota Sudeste-Sul nesta participação.

### 2.3 Política de estímulo à cabotagem – Programa BR do Mar

A Política de Estímulo à Cabotagem, denominada BR do Mar, definida no Programa de Parcerias de Investimentos da Presidência da República por meio da Resolução nº 70, de 21 de agosto de 2019, possibilita que ações, projetos e empreendimentos que se realizarão no escopo da execução do Programa sejam considerados de relevante interesse público estrategicamente prioritário, para todos os fins legais. Conforme Brasil (2020), são determinadas diversas ações e diretrizes como medidas a serem adotadas no Programa BR do Mar com o intuito de desenvolver o transporte de cabotagem no país e destaca-se o seguinte item:

A política de estímulo à cabotagem consubstancia-se em um Programa denominado BR do Mar, que aprimorará o ordenamento do modal de aquaviário estabelecido pela Lei nº 9.432, de 8 de janeiro de 1997, em conformidade com os propósitos de desenvolvimento de uma matriz de transportes mais eficiente, a redução dos custos logísticos, otimização dos recursos públicos nos investimentos em infraestrutura e incremento da participação privada nos projetos de infraestrutura logística.

De acordo com MINFRA (2019), o Programa BR do Mar está dividido em seis eixos temáticos que propõe diversas ações<sup>5</sup> para o desenvolvimento do modal de cabotagem. A seguir, são apontados tais eixos temáticos com alguns itens relevantes em cada um deles:

- I. Frota: ampliação do afretamento de embarcações estrangeiras e importação de embarcações novas com suspensões de impostos;
- II. Indústria Naval: fomento à manutenção e reparos e construção;
- III. Custos: *Bunker* – equiparação à exportação em Lei, isenta ICMS, redução de tributos – PIS-PASEP/COFINS/IR;
- IV. Porto: agenda de modernização portuária SNPTA (terminais com uso pela cabotagem), novos investimentos em TUPs, ampliação de oferta para cabotagem em operações especiais;

<sup>5</sup>Para maiores detalhes sobre as ações de cada eixo temático ver MINFRA (2019).

- V. Praticagem: escopo técnico, transparência e arbitragem;
- VI. Estruturante: redução da alíquota do AFRMM para 10% no longo curso e facilitar a multimodalidade.

Estudo realizado pela [EPL \(2021\)](#) aponta que, se a tendência dos últimos anos for mantida, em 2021 a cabotagem deve crescer mais de 10% em relação a 2020, e com a implementação do Programa BR do Mar deve-se ampliar ainda mais o seu potencial de crescimento. Para isso, foi realizada a estimativa do Programa por meio das redes de transportes desenvolvidas pelos autores, com uma simulação de redução de 15% dos custos operacionais do setor de cabotagem. Os resultados apontados pelos autores é de que haveria a economia em fretes (de até R\$ 19 bilhões, quando comparado ao modo rodoviário, somente analisando o aumento da participação de cargas containerizadas), assim como se obteria a economia de até 5 milhões de toneladas de CO<sub>2</sub>.

Os autores apontam, ainda, que após a realização do cenário da implementação do Programa BR do Mar haveria um impacto positivo na participação da cabotagem na matriz de transportes brasileira, com ganhos aproximados de 1 ponto percentual. Um volume considerável de cargas seria advindo das rodovias que se desenvolvem na costa brasileira para os portos, utilizando-se, assim, do transporte de cabotagem.

Com o cenário exposto e a necessidade de aprimoramentos na logística brasileira, mais em específico na logística vinculada aos modais de transportes, de forma a readequar a matriz de transportes de cargas, convém avançar nos estudos sobre as possíveis alternativas e, principalmente, em propostas ou programas que visem esse horizonte de maior eficiência do transporte nacional. Dessa forma, o transporte aquaviário, por meio do modal de cabotagem, torna-se um importante aliado nesta reestruturação e o Programa BR do Mar, com seu propósito de estimular esse modal, torna-se alvo potencial para analisar quais os seus possíveis impactos e tendências na matriz de transportes de cargas e suas rotas regionais.

#### 2.4 Infraestrutura de transportes com aplicação de EGC

Na literatura existem diversos trabalhos que analisam a infraestrutura de transportes e seus reflexos na economia, e um dos métodos que possui as características para tal análise é o MEGC. Nessa seção, destacam-se alguns estudos com essa temática, que são analisados por meio desta abordagem, com direcionamento para problemas em âmbito nacional e internacional. Porém, destaca-se que estudos com direcionamento ao modal de cabotagem ainda são escassos.

Na literatura internacional encontram-se estudos, como de [Barry \(2014\)](#), [Donaldson \(2018\)](#), [Robson, Wijayaratna e Dixit \(2018\)](#), [Chen e Rose \(2017\)](#), [Kim, Hewings e Amir \(2016\)](#), [Shibasaki, Yonemoto e Watanabe \(2008\)](#) e [Francois et al. \(1996\)](#), voltados a analisar os efeitos de redução de custos e/ou investimentos no setor de transporte na economia de países e/ou regiões. As pesquisas, apesar de utilizarem experimentos com estruturação de modelos diferenciados de equilíbrio geral computável para avaliar a eficiência do setor ou os investimentos feitos na melhora da qualidade logística, indicam efeitos positivos sobre as economias das regiões analisadas.

No estudo de [Francois et al. \(1996\)](#) são analisadas as consequências econômicas das restrições existentes nos Estados Unidos da América (EUA) sobre os serviços de transporte de cabotagem. Para tanto, utilizam um MEGC para

os EUA e verificam os efeitos da *Jones Act*<sup>6</sup> no bem-estar, na produção, no comércio e no emprego em setores importantes da economia estadunidense. No modelo utilizado pelos autores, a produção é modelada usando funções de elasticidade de substituição constante (CES) e o transporte aquaviário é utilizado em conjunto com outros serviços de transporte em uma função do tipo Leontief, conforme determinado pelos dados de contabilidade social. O consumo das famílias é modelado com um sistema linear de gastos (LES) e a oferta total de capital e de trabalho são fixas. As demandas do governo são mantidas fixas em termos reais. O fechamento macroeconômico é alcançado usando o neoclássico, no qual existe uma taxa de poupança fixa e nenhuma equação de investimento independente. A taxa de câmbio real se ajusta para manter a posição da conta corrente.

Os autores, em seus resultados, encontraram aumentos absolutos na produção doméstica de petróleo (158 milhões), produtos químicos (US\$ 103 milhões), transporte aéreo (US\$ 91 milhões), plásticos (US\$ 40 milhões), madeira (US\$ 32 milhões) e aço (US\$ 50 milhões). No comércio exterior estadunidense, as importações diminuiriam ou permaneceriam praticamente inalteradas em todos os outros setores da economia, enquanto as exportações aumentariam em todos os outros setores, exceto na construção naval. Os autores concluíram que, sem tais restrições, haveria uma redução do custo do transporte de cabotagem e que tais restrições gerariam um ganho de bem-estar de cerca de US\$ 3 bilhões no ano de 1989.

Para o Brasil, há estudos que simulam aprimoramentos na infraestrutura de transportes a partir da redução de distâncias, do tempo de viagem, dos custos de fretes, do aumento de produtividade (eficiência) e da desoneração fiscal, utilizando MEGC com diferentes estruturas de mercados, fechamentos macroeconômicos e agregações setoriais e regionais. Destacam-se os estudos de Betarelli Jr, Domingues e Hewings (2020), Vassallo (2015), Haddad *et al.* (2013), Betarelli Jr *et al.* (2013), Almeida, Haddad e Hewings (2010), Almeida e Haddad (2003) e Haddad e Hewings (2001). Outros autores, como Pontes *et al.* (2022), Tardelli (2013) e Costa, Rosson e Costa (2007), analisaram os efeitos de melhorias na infraestrutura e maior eficiência dos transportes na economia brasileira e sua relação com o comércio internacional por meio da redução dos custos de transportes. Seus resultados são similares, obtendo efeitos positivos sobre a economia brasileira e refletindo em maiores níveis de PIB e bem-estar.

Dentre os estudos nacionais mencionados, o de Betarelli Jr *et al.* (2013) tem como tema o transporte de cabotagem, onde a desoneração fiscal é analisada sobre o transporte de cargas e identificam os efeitos econômicos de longo prazo nas operações domésticas de cabotagem (2013-2025). Os autores utilizaram um MEGC dinâmico, com retornos crescentes de escala e competição imperfeita e com dois fechamentos de cenário: um chamado de “economia heterogênea” e o outro de “economia quase-competitiva”. No primeiro fechamento, os 39 setores foram tratados como diferenciados: (I) uma tecnologia de retorno crescente de escala de produção, (O) uma regra de precificação de Lerner e (T) um mecanismo intertemporal de entrada e saída de firmas. Já no segundo fechamento, somente o setor ferroviário de carga foi considerado

<sup>6</sup>A *Jones Act* reserva o tráfego de cabotagem para navios registrados e construídos nos Estados Unidos e que são de propriedade e tripulados, predominantemente por cidadãos dos EUA. Geralmente, os navios que são protegidos pela *Jones Act* estão proibidos de receber os subsídios que são feitos para os navios de bandeira dos EUA que transportam exportações e importações dos EUA sob estatutos de carga preferencial (FRANCOIS *et al.*, 1996).

como diferenciado (IOT). Os demais setores, caracteristicamente homogêneos, passaram a exibir as hipóteses tradicionais de mercados competitivos.

Os autores, diante das diferentes características de fechamento, criaram cenários dos efeitos projetados pela redução homogênea de 10% sobre as tarifas do transporte de cabotagem para os usuários e os produtores, onde foi aplicada essa redução tarifária somente sobre os fluxos domésticos que utilizaram o transporte de cabotagem. Seus resultados revelaram que esta política tarifária promoveria efeitos positivos de longo prazo sobre a produção dos setores intensivos no uso deste modal de transporte e sobre o crescimento do PIB, das exportações e dos investimentos, mas afetaria negativamente a atividade de cabotagem.

Assim, o presente estudo diferencia-se dos estudos que analisaram o setor de cabotagem e a utilização de MEGC apresentados, principalmente, por apresentar um modelo inter-regional com as cinco grandes regiões brasileiras destacadas, que possibilita análises da participação do modal de cabotagem e demais modais de transportes na matriz de transporte inter-regional brasileira. Além da utilização de dados atualizados tanto da matriz de transportes nacionais, também foram empregados os dados do GTAP, em sua versão 10, possibilitando análises mais robustas no âmbito do comércio exterior brasileiro, contribuindo, assim, com a literatura voltada à infraestrutura de transportes, principalmente, aquela vinculada ao modal de cabotagem.

### 3 Método

#### 3.1 Modelo de equilíbrio geral computável: PAEG original

Para atender ao objetivo de analisar os efeitos do Programa BR do Mar sobre a matriz de transporte de cargas e nas rotas inter-regionais do Brasil, é proposto um modelo de equilíbrio geral multirregional, multisetorial e estático. Assim, é utilizado o PAEG-TLOG, versão desenvolvida para este estudo, que constrói a matriz de transporte inter-regional brasileira com quatro modais, no modelo elaborado originalmente por *E C Teixeira et al. (2008)*, chamado de PAEG, em sua versão 5.0.

O PAEG possui a estrutura básica do modelo *Global Trade Analysis Project (GTAP)*, elaborado, inicialmente, por *Hertel (1997)* e executado em *GTA-PinGAMS (RUTHERFORD, 2005; RUTHERFORD; PALTSEV, 2000)*. O modelo utiliza para a construção de seu código a sintaxe do algoritmo *Mathematical Programming System for General Equilibrium (MPSGE) (RUTHERFORD, 1999)*, em que por intermédio de blocos de funções de produção, de demanda e restrições específicas representam o modelo de equilíbrio geral. Assim, o MPSGE transforma as informações dos blocos de funções de produção, de demanda e de restrições específicas em equações algébricas, processadas pelo *GAMS (BROOK; KENDRICK; MEERAUS, 1988)*.

O modelo se baseia em um comportamento de otimização dos agentes econômicos, no qual as famílias buscam maximizar seu bem-estar, de acordo com a restrição orçamentária, e os níveis de investimento e a produção do setor público são mantidos fixos. Um conjunto de identidades que deve ser respeitado à execução do modelo está ligado aos lucros operacionais líquidos em todos os setores da economia. Porém, o PAEG segue as regras de competição perfeita e mantém retornos constantes à escala. Neste caso, o valor da produção deve ser igual aos custos com insumos intermediários e fatores de

produção, de modo que os lucros econômicos devem ser iguais a zero (PEREIRA; TEIXEIRA; GURGEL, 2014).

A base de dados do PAEG, versão 5.0, é compatível com a versão 10 do GTAP, que representa o cenário macroeconômico mundial para o ano de 2014, que possui dados para 121 países e 20 agregações regionais, 65 bens/setores produtivos e cinco fatores primários. Na agregação regional, o PAEG está separado nas cinco grandes regiões brasileiras, que são Norte (NOR), Nordeste (NDE), Centro-Oeste (CO), Sudeste (SDE) e Sul (SUL), assim como países parceiros do Brasil e demais regiões, que foram mantidos neste estudo, conforme agregação original do modelo PAEG em sua versão 5, como EUA, China (CHN), Canadá (CAN), México (MEX), Japão (JPN), Rússia (RUS), Índia (IND), Austrália e Nova Zelândia (ANZ), União Europeia (EUR), Resto do Mercosul (RMS), Resto das Américas (ROA) e Resto do Mundo (ROW), Ásia Desenvolvida (ASI), Resto da Ásia (RAS), África (AFR) e Meio Oeste (MES). Além da agregação regional, o modelo está agregado em 19 setores<sup>7</sup>, que compõe a desagregação utilizada na Matriz Insumo Produto (MIP) do modelo PAEG e que estão compatibilizados com a base do GTAP versão 10.

### 3.2 Modelo PAEG-TLOG

Conforme destacado anteriormente, o transporte de cargas é peça importante na economia do país. No entanto, o setor de transportes no modelo original do PAEG não é representado de forma separada. Porém, *Asai et al.* (2019) obteve um avanço importante na estruturação do modelo em relação ao transporte, em que o autor estruturou o PAEG Transportes (PAEG-T), sob a forma original do modelo PAEG versão 4, de modo a tratar o serviço de transportes inter-regionais como um setor desagregado no modelo de equilíbrio geral computável. Entretanto, o serviço de transporte é considerado único, não havendo distinções sobre os tipos ou modais de transportes no modelo desenvolvido.

Este estudo propôs o desenvolvimento do modelo PAEG-TLOG, de forma a construir a matriz de transporte inter-regionais de cargas, com os principais modais e rotas inter-regionais, possibilitando análises de políticas destinadas aos modais de forma individualizada ou conjuntamente, verificando seus efeitos na matriz de transporte e nos demais setores da economia incorporada no modelo. Dessa forma, o desenvolvimento do modelo PAEG-TLOG ocorreu em duas etapas: a primeira envolveu a construção da matriz de transporte de cargas inter-regionais; e a segunda, a construção do modelo. Ambas são apresentadas a seguir.

#### Dados da matriz O/D de transporte de cargas no Brasil

Para a construção da matriz de transporte de cargas do Brasil, foi utilizada a base de dados composta da matriz de Origem/Destino (O/D) das viagens de transporte inter-regional, desenvolvida pela Empresa de Planejamento e Logística S.A. (EPL), vinculada ao Ministério da Infraestrutura com a parceria

<sup>7</sup>Os setores presentes no modelo PAEG são: arroz (pdr), milho e outros cereais (gro), soja e outras oleaginosas (osd), cana de açúcar, beterraba, indústria do açúcar (c\_d), carnes e animais vivos (oap), leite e derivados (rmk), outros produtos agropecuários (agr), produtos alimentares (foo), indústria têxtil (tex), vestuário e calçados (wap), madeira e mobiliário (lum), papel, celulose e indústria gráfica (ppp), químicos, indústria da borracha e plástico (crp), manufaturados (man), eletricidade, gás, distribuição de água (siu), construção (cns), comércio (trd), transporte (otp), serviços (adm).

**Tabela 2:** Matriz O/D de todos os grupos de mercadorias e modais agrupados por região geográfica (em mil toneladas)

Região	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Exterior
Norte	30 308,7	31 304,7	13 160,0	6 414,6	3 922,9	159 281,1
Nordeste	10 046,2	67 124,5	44 437,2	17 869,1	8 198,5	34 783,5
Sudeste	18 067,5	54 179,8	419 012,4	82 345,2	39 070,3	326 806,4
Sul	7 887,5	20 232,6	75 530,7	99 691,2	13 504,1	57 665,5
Centro-Oeste	8 240,1	13 030,4	40 286,6	20 412,4	26 536,9	45 189,7
Exterior	8 946,1	25 528,6	65 537,8	25 247,3	5 983,1	406,2

Fonte: Elaborado com base nos dados da [EPL \(2016\)](#).



do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e disponibilizada no estudo Panorama 2015<sup>8</sup>. A quantidade total transportada no país, apurada nas matrizes de O/D, é apresentada por meio da Tabela 2.

Os resultados da matriz de transporte agregada serviram de base para a matriz O/D definitiva do modelo PAEG-TLOG. Para a inserção no modelo foi realizada a desagregação dessas quantidades por tipo de modal de transporte<sup>9</sup>, sendo eles: Rodoviário, Ferroviário, Hidroviário e Cabotagem, sendo os dois últimos derivados do modal Aquaviário<sup>10</sup>. Além da distinção entre os modais, a EPL produziu informações quanto ao tipo de cargas, reunindo em quatro diferentes categorias: Granel Sólido Agrícola – GSA (farelo de soja, milho em grãos, soja em grãos); Granel Líquido – GL (combustíveis, petroquímico); Granel Sólido Não Agrícola – GSNA (carvão mineral, cimento, minério de ferro e outros minerais); Carga Geral – CG (alimentos e bebidas processados, celulose e papel, outros da lavoura e pecuária, produtos básicos de borracha, plásticos e não metálicos, produtos da exploração florestal e da silvicultura e manufaturados).

A partir da disposição dos dados da matriz O/D com os dados desagregados por modal de transportes e por tipo de carga, foi necessária a readequação das categorias, devido à agregação setorial existente na MIP do PAEG, de forma a ficar dividido em duas categorias – Granel Sólido Agrícola e Carga Geral (agregando os tipos de Carga Geral, Granel Sólido Não Agrícola e Granel Líquido).

#### Adições ao modelo original

Após a inserção das matrizes de O/D no banco de dados do PAEG, foi necessário o desenvolvimento do modelo, levando em consideração o setor de transportes desagregado em modais e rotas inter-regionais. Assim, a desagregação do serviço de transporte entre regiões do Brasil foi construída a partir de um novo bloco produtivo<sup>11</sup>, caracterizado pelo setor de  $ytbr(j)$ , derivado do bloco de serviços de transportes e se refere à oferta geral de serviço de transportes entre as macrorregiões brasileiras.

Este bloco de produção,  $ytbr(j)$ , determina a produção dos serviços de transportes para o Brasil, combinando insumos do setor  $j$  das diferentes regiões  $r$  e precificados por  $py(j,r)$ , tendo como valor inicial a variável  $vstbr(j,r)$ , que representa a oferta de serviços de transportes inter-regionais, e demonstrada na equação (1).

$$vstbr_{jr} = \sum_{is} vtwr_{jirs} \quad (1)$$

Onde

$vstbr_{jr}$  – Oferta regional dos serviços de transportes inter-regionais;

$\sum_{is} vtwr_{jirs}$  – Serviço demandado para o comércio bilateral de cada região,

<sup>8</sup>Para maiores detalhes sobre o Panorama 2015 e matrizes do transporte inter-regional de cargas, consultar Plano Nacional de Logística em (EPL, 2020).

<sup>9</sup>Os dados da participação de cada modal na matriz de O/D foram disponibilizados pela EPL.

<sup>10</sup>A matriz de O/D, disponibilizada pela EPL, traz os dados desagregados do modal aquaviário, em transportes Hidroviário e Cabotagem.

<sup>11</sup>Os blocos produtivos determinam as árvores tecnológicas, combinando os insumos, fatores intermediários, bens importados e bens de consumo; ao ler tais blocos, o MPSGE constrói as equações do modelo de equilíbrio geral durante a execução do mesmo no GAMS (GURGEL; PEREIRA; TEIXEIRA, 2019).

onde o transporte do bem  $i$  é realizado da região  $s$  para região  $r$  dentro do Brasil.

A oferta brasileira de serviços de transportes inter-regionais é precificada por  $ptbra(j)$ , cujo valor inicial é dado por  $vtwbr(j)$ , constante na base de dados e representada pela equação (2).

$$vtwbr_j = \sum_r vstbr_{jr} \quad (2)$$

Onde

$vtwbr_j$  – oferta brasileira dos serviços de transportes inter-regionais;

$\sum_r vstbr_{jr}$  – oferta regional dos serviços de transportes inter-regionais.

Os parâmetros  $vtwbr(j)$  e  $vstbr(j,r)$  só existem para o setor  $j$  de transportes. Importante ser destacado que somente as regiões brasileiras são componentes do conjunto  $r$  para o setor de transporte brasileiro (ASAI *et al.*, 2019; GURGEL; PEREIRA; TEIXEIRA, 2019).

A partir dessa etapa, este estudo se propôs a criar os setores e blocos de produção para representar os diferentes tipos de cargas e modais constantes na matriz O/D mencionada anteriormente. Para tanto, foi criado um setor denominado  $ytbrmd(j)$ , que distribui a oferta total de transportes inter-regionais em uma oferta de quatro modais diferentes: Rodoviário, Ferroviário, Hidroviário e Cabotagem por meio de uma função de elasticidade de transformação constante (*constant elasticity of transformation* – CET).

$$ytbrmd_j = vtwbr_{jmd} \quad (3)$$

Onde

$ytbrmd_j$  – oferta de transporte inter-regional em quatro modais diferentes;

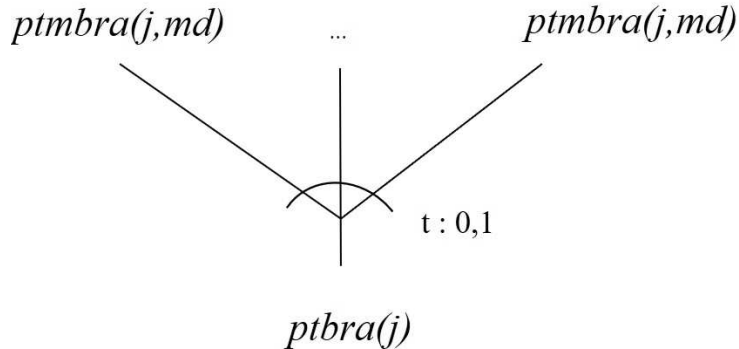
$vtwbr_{jmd}$  – margens de transportes dos modais (rodoviário, ferroviário, hidroviário e cabotagem).

Na literatura brasileira não foram encontrados estudos que tenham estimado a CET para uma função de transportes inter-regionais, ou dados históricos suficientes que permitam realizar a estimativa de tal elasticidade. Assim, adotou-se uma elasticidade de transformação igual a 0,1 nessa função, o que capta a rigidez e a dificuldade de empresas e agentes que fornecem serviços de transporte especializados em um dado modal alterarem seus serviços para outro tipo de modal diante de mudanças nos preços relativos dos serviços de transportes dos modais alternativos, algo muito próximo da realidade do serviço ofertado pelas transportadoras no Brasil. Posteriormente, foi criado o setor  $ytbrmdt(j,md)$ , que distribui a oferta de cada modal em duas categorias (GSA e CG), utilizando, novamente, uma função CET.

Para todo o bloco de produção criado no modelo, o MPSGE constrói uma árvore tecnológica, com o propósito de combinar os insumos intermediários na produção do bem ou serviço. Um exemplo é a representação gráfica da árvore tecnológica gerada de  $ytbrmd(j)$  e que pode ser observada na Figura 2.

Após a oferta ser desagregada em termos de modais e de tipos de cargas, foram construídos mais dois blocos de produção,  $ytbrmd\_gsa\_r(j,md)$  e  $ytbrmd\_cg\_r(j,md)$ , com o objetivo de desagregar a oferta do tipo de cargas GSA e CG, por origem e destino (região vendedora e compradora), possibilitando representar as diferentes rotas regionais. E para permitir alterar a eficiência e/ou impostos na oferta de serviços de transporte por tipo de carga (GSA e CG) em cada uma das rotas possíveis, foram desenvolvidos blocos de

**Figura 2:** Árvore Tecnológica da divisão do transporte inter-regional do Brasil em modais



Fonte: Elaborado pelos autores.

produção específicos para tal, denominados de  $ytbrmd\_gsa\_r(j,md,br,bbra)$  e  $ytbrmd\_cg\_r(j,md,br,bbra)$ . Dessa forma, é possível simular cenários com choques relacionados à questão fiscal, alterando impostos cobrados nos diferentes modais, quanto à questão de eficiência de um determinado modal de transporte. Os choques podem ser aplicados tanto a uma rota regional específica quanto a um dado modal. Os blocos descritos anteriormente permitem representar o lado da oferta de transportes por modais, tipo de carga e rotas inter-regionais.

Por fim, foram construídos blocos de produção que captam a possibilidade de substituição entre os serviços de transportes, por parte dos setores demandantes destes serviços, para cada rota inter-regional (blocos  $ytbr\_gsa\_r$  e  $ytbr\_cg\_r$ ), considerando região vendedora e região compradora. Essa estrutura significa, por exemplo, que os produtos do tipo GSA, que são transportados em uma determinada rota (exemplo: do Sul para o SDE) podem comprar serviços do setor  $ytbr\_gsa\_r$  (“sul”, “sde”) apenas, mas podem escolher entre os diferentes modais disponíveis. Ou seja, esta estrutura permite regionalizar os mercados de serviços de transportes para cada “rota” (origem-destino), e os diferentes modais que servem àquela rota competem entre si.

Para representar a substituição entre modais nas funções  $ytbr\_gsa\_r$  e  $ytbr\_cg\_r$ , foram utilizadas funções de elasticidade do tipo CES, as quais se basearam nas elasticidades calculadas por Vassallo (2015). Para a inserção no modelo, foi necessária a compatibilização dos setores utilizados pelos autores e a agregação setorial utilizada no presente artigo<sup>12</sup>.

### Simulação do Programa BR do Mar

Com o objetivo de verificar quais possíveis efeitos e tendências a execução do Programa BR do Mar exerceria sobre a matriz de transportes de cargas e nas rotas inter-regionais no Brasil, foram elaborados cenários baseados nas propostas do programa, apresentados na Tabela 3.

O experimento 1 baseia-se na desoneração tributária, proposta pelo programa, e como uma forma de redução de custos na operação do transporte

<sup>12</sup>As elasticidades de substituição utilizadas neste estudo estão demonstradas na Tabela A.1 no Apêndice A.

**Tabela 3:** Cenários simulados com base nas propostas do Programa BR do Mar

Cenários	Propostas BR do Mar (Eixos temáticos)	Variável de Choque	%
Experimento 1	CUSTOS <i>Bunker</i> (equiparação à exportação em Lei – isenta ICMS)	$tr\_tax(j, "cabot", bra, bbra)$	Redução de 18%
Experimento 2	FROTA PORTO Ampliação da frota Agenda de modernização portuária SNPTA (terminais com uso pela cabotagem) Implantação e Aditivos/novos investimento em TUP's Mapeamento Otimização de processos da cabotagem	$tr\_ef(j, "cabot", bra, bbra)$	Baixa — 5% Média — 10% Alta — 15%
Experimento 3	Unificação dos Experimentos (1+2)	$tr\_tax(j, "cabot", bra, bbra) + tr\_ef(j, "cabot", bra, bbra)$	Redução de 18% (ICMS) + eficiência 15%

Fonte: Elaborado pelos autores.

de cabotagem. Assim, de acordo com o modelo PAEG-TLOG, pode-se efetuar modificações no parâmetro *tr\_tax*, que reflete os impostos e taxas sobre os modais no transporte inter-regional, o que possibilita simular políticas de desonerações fiscais por meio de impostos e/ou taxas em cada tipo de modal e/ou em cada região brasileira do modelo. Dessa forma, buscou-se simular a desoneração de ICMS sobre o combustível (*Bunker*) na cabotagem, que compõe o eixo temático de Custos, equiparando ao executado a já existente isenção na exportação, o que refletiria em uma redução de 18%<sup>13</sup> em termos de impostos para o setor.

O Programa BR do Mar, além de propostas que visem reduzir diretamente os custos por meio das desonerações, busca reduzir os custos do transporte e torná-lo mais atrativo mediante um aumento de eficiência do modal. Com as medidas propostas para o aumento da frota e, em consequência, para um aumento da oferta do setor, assim como outras medidas para otimização dos processos e modernização dos terminais utilizados pela cabotagem, foi desenvolvido o experimento 2, o qual se utiliza do parâmetro *tr\_ef*, que reflete ganhos de eficiência nos modais do modelo, impactando diretamente em uma redução dos custos. Este experimento foi realizado em três níveis de eficiência<sup>14</sup> (Baixa, Média e Alta), simulando níveis de intensidade dos impactos das propostas do programa no modal. Por último, foi considerado um cenário mais otimista, no qual os experimentos 1 e 2 são realizados de forma concomitante, idealizando uma conclusão mais ativa das propostas do governo e havendo, assim, uma redução tributária para o setor de 18% e um aumento de eficiência de 15%.

## 4 Resultados

Nessa seção, são analisados os principais resultados referentes aos cenários desenvolvidos, com base nos experimentos no modal de cabotagem, como forma de verificar os efeitos e tendências da matriz de transporte de cargas e as rotas inter-regionais do Brasil, devido às propostas contidas no Programa BR do Mar.

Inicialmente, são apresentados os efeitos dos experimentos sobre o uso do modal de cabotagem nas rotas inter-regionais no transporte de cargas e, posteriormente, são apresentados os reflexos na cabotagem e nos demais modais de transporte por meio da matriz de transporte de cada região. Estas análises e discussão são apresentadas conforme a região<sup>15</sup> de origem das mercadorias e o tipo de carga transportada (CG e GSA).

### 4.1 Efeitos sobre as rotas inter-regionais

Nesta subseção são apresentados os resultados para os três experimentos realizados como forma de analisar os possíveis efeitos da aplicação do Pro-

<sup>13</sup>Para maiores detalhes, ver EPE (2019).

<sup>14</sup>No programa BR do Mar não há metas quanto ao número absoluto para o aumento de eficiência e, dessa forma, os níveis utilizados no experimento 2 basearam-se em outros trabalhos de EGC e que visam o aumento de eficiência no transporte, como Costa, Rosson e Costa (2007), Shibasaki, Yonemoto e Watanabe (2008), Tardelli (2013) e Pontes *et al.* (2022).

<sup>15</sup>A Região Centro-Oeste não é apresentada por não haver rotas para o modal de cabotagem nesta região, assim como não ter apresentado alterações significativas nos demais transportes que se originam da região.

grama BR do Mar sobre o transporte do modal de cabotagem nas rotas inter-regionais. Os efeitos da aplicação dos experimentos são apresentados na Tabela 3 e representam a variação percentual da participação do modal de cabotagem para cada rota inter-regional e por tipo de carga transportada.

Os resultados demonstram que para todos os experimentos haveria um aumento da participação do transporte de cabotagem para todas as rotas inter-regionais analisadas no modelo. Estes resultados, quando analisados de forma ampla, estão em sintonia com o estimado pela EPL (2021), que aponta resultados de uma ampliação na participação do transporte de cabotagem na matriz de transporte regional brasileira, após o cenário da implementação do programa BR do Mar.

Quando analisados os experimentos individualmente, destaca-se a maior magnitude dos efeitos gerados pelo experimento 3 para ambos os tipos de carga, justamente por considerar simultaneamente a desoneração fiscal e o aumento de eficiência do modal de cabotagem. É importante destacar que os efeitos gerados pelo experimento 1, que simula a desoneração fiscal por meio da redução do ICMS do combustível no modal de cabotagem, são positivos. No entanto, são menores do que os resultados observados no experimento 2 em todos seus níveis, que simula um aprimoramento de eficiência do modal de cabotagem.

As diferenças resultantes dos choques de redução tributária (subsídio) e de eficiência são esperadas, pois a redução tributária cria uma diferença artificial entre o preço de venda do bem e o preço que o consumidor paga pelo bem, enquanto o choque de eficiência aumenta a produtividade, ou seja, permite gerar mais produto (ou serviço) com menos recurso (ou menos gasto). Os efeitos de equilíbrio geral também são diferentes, e, como os diferentes modais concorrem entre si e o setor/consumidor escolhe entre eles, os preços da cabotagem em um cenário de redução tributária não necessariamente vão alterar na mesma direção que os preços da cabotagem em um cenário de ganho de eficiência.

Outro resultado importante das simulações, se refere aos impactos diferenciados quanto ao tipo de carga transportado. Em relação ao transporte de GSA nas regiões em que ocorre este tipo de transporte (Nordeste e Sudeste)<sup>16</sup>, os efeitos seriam maiores em relação à carga geral, em todas as rotas inter-regionais e em todos os cenários. Na região Sudeste, no experimento 3, por exemplo, haveria aumento da participação do modal de cabotagem no transporte de GSA superior a 19% em todas as rotas inter-regionais, chegando a 25,9% nas cargas com destino à região Nordeste. Já no transporte CG, os efeitos seriam menores e mais homogêneos entre as rotas inter-regionais, mas com variações mais expressivas nas cargas tendo como origem região Sul.

Quando analisados os resultados dos experimentos, conforme a região de origem das cargas, a região Norte apresenta apenas o transporte de CG e o impacto nas rotas inter-regionais é homogêneo com efeitos positivos para redução de tributos sobre o combustível para o setor de cabotagem variando de 1,5% (experimento 1) a 15,6% (experimento 3). Na rota NOR/NDE o transporte de bauxita do Pará ao Maranhão é mencionado como uma rota importante por Martins *et al.* (2019) e, de acordo com o autor, este transporte viabiliza a cadeia produtiva do alumínio nos respectivos estados. O EPL (2020)

---

<sup>16</sup>As regiões Norte e Sul não apresentam resultados por não realizarem o transporte inter-regional de GSA através de cabotagem.

**Tabela 4:** Variação % da participação do modal de cabotagem nas rotas inter-regionais após os experimentos

Regiões	Rotas O/D	Experimento 1		Experimento 2						Experimento 3	
		CG	GSA	a		b		c		CG	GSA
				CG	GSA	CG	GSA	CG	GSA		
Norte	NOR-NDE	1,5	–	4,2	–	8,9	–	14,0	–	15,6	–
	NOR-SDE	1,5	–	4,2	–	8,8	–	13,8	–	15,4	–
	NOR-SUL	1,5	–	4,2	–	8,7	–	13,6	–	15,3	–
Nordeste	NDE-NOR	1,2	4,0	3,5	3,3	7,2	8,9	11,2	16,5	12,4	21,4
	NDE-SDE	1,2	2,4	3,6	4,6	7,4	9,8	11,5	15,7	12,8	17,7
	NDE-SUL	1,2	3,0	3,5	4,6	7,3	9,9	11,3	15,8	12,6	17,9
Sudeste	SDE-NDE	1,5	4,7	4,2	5,4	8,7	11,2	13,6	17,4	15,2	20,4
	SDE-NOR	1,4	7,5	4,1	5,3	8,6	11,8	13,5	18,7	15,1	25,9
	SDE-SUL	1,4	3,0	4,1	5,2	8,6	10,9	13,5	17,4	15,1	19,5
Sul	SUL-NDE	1,8	–	5,1	–	10,8	–	17,1	–	19,2	–
	SUL-NOR	1,8	–	5,1	–	10,8	–	17,2	–	19,3	–
	SUL-SDE	1,1	–	3,3	–	7,0	–	11,3	–	12,8	–

Fonte: Elaborado com base nos resultados do estudo.

destaca a movimentação de contêineres com produtos de alto valor agregado produzidos na Zona Franca de Manaus, na rota Manaus-Santos (NOR/SDE), e conforme o estudo da EPL (2021), com a implementação do BR do Mar, há o potencial de reduzir o custo operacional em R\$/tku<sup>17</sup> do transporte por cabotagem de contêineres em cerca de 15%, o que o torna o modal mais atrativo na região.

A região Nordeste origina os dois tipos de cargas, CG e GSA, obtendo resultados mais significativos para GSA, conforme já destacado. No que se refere a GSA, os efeitos variam de 2,4% (experimento 1) a 21,4% (experimento 3). Para CG, a rota NDE/SDE apresentou crescimento entre 1,2% (experimento 1) e 12,8% (experimento 3). De acordo com Martins *et al.* (2019), o transporte de produtos florestais, como madeira e celulose, destaca-se nesta rota, tendo como origem a Bahia e destino o Espírito Santo, abastecendo a indústria do papel na região, assim como o transporte de sal na rota do Rio Grande do Norte para o porto de Santos, que serve para consumo e insumo para itens da indústria de base, como cloro e alimentos pré-prontos.

As rotas inter-regionais da Região Sudeste apresentam os dois tipos de cargas, GSA e CG, para o modal de cabotagem. Os resultados para GSA são mais expressivos e apresentam efeitos diferenciados de acordo com as rotas, com destaque para a região Norte como destino, que em todos os experimentos apresentou o maior impacto positivo entre as rotas, variando entre 7,5% (experimento 1) até 25,9% (experimento 3). O estudo da EPL (2021) destaca a rota SDE/NDE por meio dos portos de Santos e Suape com possibilidade de redução do custo operacional, em R\$/tku, em torno de 14%. A rota com destino à região Sul apresentou os menores efeitos; no entanto, poderia gerar um aumento do modal de cabotagem de 19,5%. A rota SDE/SUL, por meio dos portos do Espírito Santo e de São Francisco do Sul (SC), apresenta como destaque o transporte de bobinas, abastecendo a indústria metalúrgica do sul do Brasil (EPL, 2021).

O modal de cabotagem com origem na Região Sul apresenta somente o transporte do tipo CG e dentre todas as regiões analisadas é a que apresenta os maiores efeitos em termos de variação percentual da participação do modal em suas rotas, com o nível mais alto na rota SUL/NOR variando de 1,8% (experimento 1) a 19,3% (experimento 3). Destaca-se a rota SUL/NDE como consolidada, segundo Martins *et al.* (2019), no transporte de arroz em contêineres, com origem no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina, com destino para os estados do Ceará e de Pernambuco, e que obteve, após o experimento 3, variação positiva de 19,2%.

#### 4.2 Efeitos sobre a matriz de transporte inter-regional

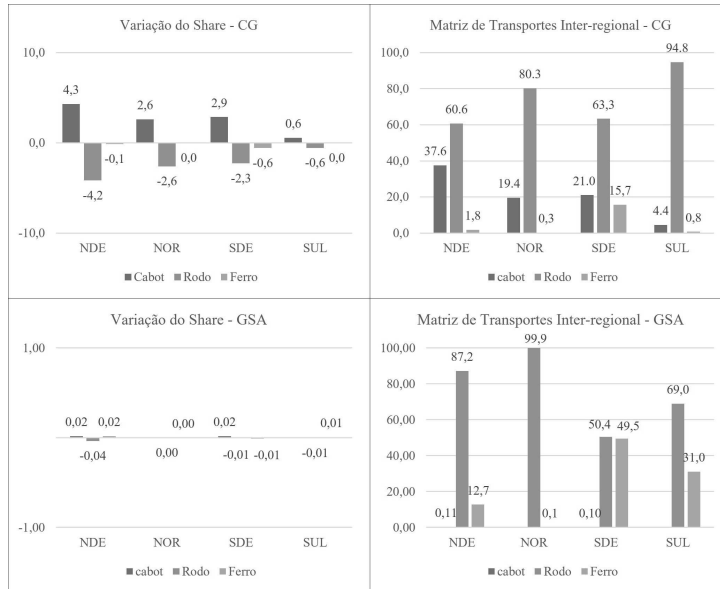
Para a análise dos reflexos da aplicação do Programa BR do Mar sobre a matriz de transportes inter-regional brasileira, analisando os impactos não somente no transporte do modal de cabotagem, mas também verificando os possíveis reflexos nos demais meios de transporte de cargas analisados, optou-se pela análise dos resultados derivados do experimento 3, pois este apresenta a simulação dos experimentos 1 e 2 conjuntamente, como abordado na seção de metodologia.

---

<sup>17</sup>É uma unidade utilizada em transporte para mensurar o esforço físico. O valor é obtido a partir da multiplicação da tonelagem transportada pela distância percorrida.



**Figura 3:** Efeitos do Programa BR do Mar sobre a matriz de transportes inter-regional após a realização do experimento 3



Fonte: Elaborado com base nos resultados do estudo.

Os efeitos na cabotagem e nos demais modais por meio da matriz de transporte de cada região são demonstrados na Figura 3, e os resultados são apresentados em forma de variação do *share* de cada modal na matriz. Eles representam a variação em pontos percentuais (p.p.) de cada modal de transporte nas regiões após a realização do experimento 3, assim como os resultados após a simulação da matriz inter-regional de cada região.

É possível perceber que, embora a variação percentual nas notas inter-regionais devido à BR do Mar tenha sido maior para GSA, como destacado na subseção anterior, o efeito sobre o *share* do modal de cabotagem é muito baixo, dada a pequena participação desse modal nesse tipo de carga no país. Já para CG, o impacto é muito mais significativo, pois esse modal já apresentava uma representatividade maior antes dos experimentos. Além disso, nesse tipo de carga há uma clara substituição do transporte rodoviário pelo de cabotagem.

Os resultados demonstram que a região Nordeste apresentou a maior variação da participação da cabotagem para CG na matriz de transporte inter-regional, com um crescimento de 4,3 p.p., seguida das regiões Norte e Sudeste, com um aumento de 2,6 p.p. e 2,9 p.p., respectivamente, e com o menor efeito a região Sul, com 0,6 p.p. Por sua vez, as mudanças no *share* para o tipo de carga de GSA não passaram 0,02 p.p. nas regiões onde ocorrem o transporte de cabotagem para esse tipo de produto, que são Nordeste e Sudeste.

Efeitos positivos sobre a movimentação do transporte de cabotagem após estímulo ao modal também são encontrados no estudo de Francois *et al.* (1996) para os EUA, em que a remoção das restrições impostas ao modal de cabotagem, simuladas pelos autores, reduz o preço doméstico dos serviços de cabotagem, causando um ligeiro aumento no volume do tráfego deste setor em 2,2%. Em contrapartida, no estudo de Betarelli Jr *et al.* (2013), a política de redução de fretes simulada no transporte de cabotagem contribuiu para a ex-

pansão da atividade econômica e para a redução dos preços internos e dos custos de produção na economia, porém os efeitos positivos gerados para a economia brasileira em todos os experimentos realizados pelos autores foram acompanhados, em contrapartida, pela compressão do setor de cabotagem.

Estes resultados, analisados de forma regionalizada, apontam que a região Nordeste, além de obter a maior variação do *share* (4,3 p.p.), é a que obtém a maior participação do modal de cabotagem na matriz de transporte inter-regional, chegando a 37,6% para CG com o modal rodoviário (60,6%) e com o modal ferroviário (1,8%). Os resultados para GSA apontam que, apesar da expressiva variação percentual apresentada nas rotas anteriormente analisadas (chegando a 21,4% no experimento 3), a participação da cabotagem na região Nordeste é pequena – somente 0,11% de participação após o experimento –, com predomínio do modal rodoviário (87%), seguido do modal ferroviário (12,7% de participação na matriz). Importante destacar que a maior parte desse aumento da participação da cabotagem na região Nordeste se dá em detrimento do modal rodoviário, equivalente a uma participação de, aproximadamente, 3,04 milhões de toneladas<sup>18</sup>, o que poderia levar a uma redução em torno de 132 mil<sup>19</sup> caminhões do tipo carreta nas estradas, percorrendo longas distâncias com origem nesta região.

A região Sudeste apresenta a matriz inter-regional mais equilibrada entre as regiões. Verifica-se, após o experimento 3, que o modal rodoviário representa 63,3%, seguido da cabotagem, com 21%, e ferroviário, em 15,7% do transporte de CG. Para GSA, apesar do efeito positivo sobre este transporte, a participação da cabotagem ainda é muito pequena, 0,10% da matriz. Assim, a cabotagem na região Sudeste ganharia mercado sobre o modal rodoviário equivalente a 4,5 milhões de toneladas, o que representaria uma redução em torno de 194 mil caminhões circulando nas estradas.

As regiões Norte e Sul apresentam movimentação de cabotagem apenas para CG e a maior participação do modal rodoviário na matriz (80,3%, Norte; e 94,8%, Sul). No entanto, na região Norte, a cabotagem passa a representar 19,4% da matriz de transporte, enquanto na região Sul apenas 4,4%, após o experimento 3. Assim como nas demais regiões, os ganhos de mercado verificados pelo aumento de movimentação do modal de cabotagem se dão sobre o modal rodoviário, equivalentes, para as duas regiões juntas, a aproximadamente 2 milhões de toneladas, o que poderia levar a uma redução em torno de 85 mil caminhões nas estradas para o transporte inter-regional de longas distâncias.

## 5 Considerações finais

O objetivo deste estudo foi investigar os efeitos que o Programa BR do Mar poderá exercer sobre a matriz de transportes de cargas e rotas inter-regionais no Brasil. Para tanto, foi desenvolvido o modelo PAEG-TLOG, que é um modelo de equilíbrio geral computável e que tem como sua estrutura base o modelo GTAP<sup>in</sup>GAMS, com o Brasil desagregado nas suas cinco grandes regiões.

---

<sup>18</sup>Este resultado é obtido através das quantidades informadas na Tabela 2 inseridas na seção de Metodologia.

<sup>19</sup>Este cálculo refere-se à simulação da migração de cargas do modal rodoviário para o modal de cabotagem, correlacionado a um caminhão do tipo carreta, que transporta em média um contêiner de 20 pés ou 23 toneladas de mercadoria.

Este modelo desenvolvido traz a matriz de transporte inter-regional em quatro modais de transportes, sendo eles o rodoviário, o ferroviário, o hidroviário e a cabotagem, e dois tipos de cargas: GSA e CG. Dessa forma, foi possível construir os cenários de propostas advindas do Programa BR do Mar, tanto no que se refere à desoneração fiscal como ao aumento de eficiência no modal de cabotagem.

Os experimentos realizados focalizaram-se na isenção de ICMS (18% em média) no combustível *bunker* à cabotagem, assim como foi construído um experimento que reflete o aumento de eficiência do modal proposto pelo programa em três níveis: baixa (5%), média (10%) e alta eficiência (15%). Posteriormente, foi realizado o terceiro experimento, que contempla de forma concomitante os dois primeiros tipos, de desoneração fiscal e de alta eficiência, buscando analisar os efeitos mais amplos das propostas.

Os resultados relacionados às rotas inter-regionais demonstraram uma diferença importante quando analisados os dois tipos de experimentos, desoneração fiscal e aumento de eficiência. Constatou-se que, para todas as regiões e suas respectivas rotas inter-regionais de transportes, os efeitos de eficiência são maiores que os de desoneração fiscal para o modal de cabotagem, assim como as regiões Nordeste e Sudeste apresentaram maiores impactos positivos para o GSA do que o tipo de CG em todas as rotas analisadas dessas regiões.

Para as regiões Norte e Sul, o modal de cabotagem possui rotas somente com CG e possui características diferenciadas em seus resultados. Para a região Norte, os efeitos encontrados após os experimentos são positivos e equivalentes entre as rotas, de forma que as experiências realizadas têm reflexos mais homogêneos. Para a região Sul, os efeitos encontrados, derivados dos experimentos, são mais dispersos em suas rotas inter-regionais e destaca-se a rota Sul-Norte, que apresentou para todos os experimentos as maiores variações percentuais da participação da cabotagem na matriz de transporte inter-regional.

Os resultados demonstram que, após os experimentos, há o aumento da participação do modal da cabotagem e que a parcela de avanço é mediante ganho de mercado do modal rodoviário, contribuindo, assim, com a pretensão do Programa BR do Mar de equilibrar a matriz de transporte de cargas no Brasil e diminuir o excesso de caminhões nas estradas. Neste estudo, pode-se estimar uma redução de, aproximadamente, 9,5 milhões de toneladas sendo transportadas por caminhões, o que representaria cerca de 410 mil caminhões. Tal redução poderia reduzir os acidentes nas estradas, os custos com avarias e roubos de cargas e contribuir com menores níveis de poluição, outro aspecto importante, porém não abordado neste estudo.

Diante do exposto, buscou-se contribuir com uma nova ferramenta de análise para as políticas públicas, voltadas ao desenvolvimento econômico e social brasileiro, por meio da análise de aprimoramentos na infraestrutura de transportes, neste caso, o Programa BR do Mar. Mediante um aumento de eficiência e de desonerações fiscais no modal de cabotagem, seria possível provocar efeitos positivos e um equilíbrio maior da matriz de transporte inter-regional de cargas no país.

No que tange às limitações do trabalho, apesar de sua contribuição para a avaliação de políticas públicas voltadas à infraestrutura de transportes, outras análises mais aprofundadas devem ser feitas, como a ampliação e o detalhamento do comportamento dos setores econômicos mediante tal programa de incentivo ao modal de cabotagem, verificando seus efeitos sobre a produção

doméstica, os índices de preços e o bem-estar, além dos possíveis impactos indiretos no comércio exterior brasileiro com a possibilidade da redução do chamado “Custo Brasil”. Por fim, também seria importante utilizar modelos com concorrência imperfeita e economias de escala, na medida em que eles criam mecanismos adicionais por meio dos quais a desoneração tributária e os ganhos de eficiência podem afetar as variáveis de interesse examinadas.

## Referências

- AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS — ANTAQ. *Estatístico Aquaviário*. 2020. Disponível em: <http://portal.antaq.gov.br/>.
- ALMEIDA, E S de; HADDAD, E A. *Um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para planejamento e análise de políticas de transporte*. 2003. Tese (Doutorado em Economia) – FEA/USP, São Paulo-SP.
- ALMEIDA, E S de; HADDAD, E A; HEWINGS, G J D. Transport–regional equity issue revisited. *Regional studies*, v. 44, n. 10, p. 1387–1400, 2010.
- ARITUA, B. *Unlocking the Potential of Freight Logistics in India*. World Bank, Washington, DC, 2016.
- ASAI, G A et al. *Logística e ganhos de eficiência no serviço de transporte de cargas agropecuárias: tendências para a economia brasileira*. 2019. Tese – Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE.
- ASSIS, C P; COSTA, L D V; HIRASSAKA, S A. Infraestrutura logística brasileira de transporte e o impacto na escoação de grãos exportados pelo Brasil. *Revista Caribeña de Ciencias Sociales*, 2019.
- BALLOU, R H. *Gerenciamento da cadeia de suprimentos: Planejamento, organização e logística empresarial*. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2006.
- BARBIERI, A C; SILVEIRA, M H F; SILVA, A S B da. Investimento direto estrangeiro e custo-Brasil: uma análise de suas relações. In: XI SIMPÓSIO DE EXCELÊNCIA EM GESTÃO E TECNOLOGIA.
- BARRY, M P. US global logistics and transport a computable general equilibrium model. *Global Journal of Human-Social Science Research*, v. 13, n. 3, p. 61–71, jan. 2014.
- BETARELLI JR, A A et al. *Impactos econômicos da recente política de revisão tarifária do setor ferroviário de carga no Brasil (2013-2025)*. [S. l.], 2013.
- BETARELLI JR, A A; DOMINGUES, E P; HEWINGS, G J D. Transport policy, rail freight sector and market structure: the economic effects in Brazil. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, v. 135, p. 1–23, 2020.

- BRANCO, J E H *et al.* Otimização logística para o transporte multimodal de safras agrícolas no Brasil com foco no corredor Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 43, n. 1, p. 67–92, 2012.
- BRASIL. *Programa de Parcerias de Investimentos (PPI)*. [S. l.: s. n.], 2020.
- BROOK, A; KENDRICK, D; MEERAUS, A. GAMS, a user's guide. *ACM Signum Newsletter*, New York, NY, v. 23, n. 3-4, p. 10–11, 1988.
- CANDIDO, R L; SILVA SANTOS, V E da; TAVARES, F B R. O impacto econômico da greve dos caminhoneiros: uma análise jurídica, fática e econômica dos acontecimentos. *Research, Society and Development*, v. 8, n. 1, e4681638, 2019.
- CAPDEVILLE, A. *Categorização dos gargalos de uma cadeia logística de transporte da safra agrícola*. 2010. 87 f. Dissertação (Mestrado em Transporte Urbano) – Universidade de Brasília, Brasília.
- CASTRO, N. Custos de transporte e produção agrícola no Brasil: 1970-1996. *Agricultura em São Paulo*, v. 49, n. 2, p. 87–109, 2002.
- CHEN, Z; ROSE, A. Economic resilience to transportation failure: a computable general equilibrium analysis. *Transportation*, v. 45, n. 4, p. 1009–1027, 2017.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE TRANSPORTE — CNT. *Boletim Estatístico*. [S. l.: s. n.], 2019.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE TRANSPORTE — CNT. *Custo logístico consome 12,7% do PIB do Brasil*. [S. l.: s. n.], 2016.
- COSTA, R F; ROSSON, C P; COSTA, E F. Decreasing Brazil's transportation costs through improvement in infrastructure: a general equilibrium analysis on the Soybean Complex World Market. *Journal of Food Distribution Research*, v. 38, n. 856-2016-57904, p. 28–35, 2007.
- DJANKOV, S; FREUND, C; PHAM, C S. Trading on time. *The Review of Economics and Statistics*, v. 92, n. 1, p. 166–173, 2006.
- DONALDSON, D. Railroads of the Raj: Estimating the impact of transportation infrastructure. *American Economic Review*, v. 108, n. 4-5, p. 899–934, 2018.
- EMPRESA DE PLANEJAMENTO E LOGÍSTICA – EPL. *Transporte inter-regional de carga no Brasil – Panorama 2015. Carregamento com a matriz origem-destino (2015)*. Brasília: [s. n.], 2016.
- EMPRESA DE PLANEJAMENTO E LOGÍSTICA — EPL. *O BR do Mar e a Redução de Custos Logísticos*. [S. l.: s. n.], 2021.
- EMPRESA DE PLANEJAMENTO E LOGÍSTICA — EPL. *Plano Nacional de Logística 2025*. [S. l.: s. n.], 2020.

- ERHART, S; PALMEIRA, E M. Análise do setor de transportes. *Observatório de la Economía Latinoamericana*, v. 1, p. 71, 2006.
- FALCÃO, V A; CORREIA, A R. Eficiência portuária: análise das principais metodologias para o caso dos portos brasileiros. *Journal of Transport Literature*, v. 6, p. 133–146, 2012.
- FRANCOIS, J F *et al.* Commercial policy and the domestic carrying trade. *Canadian Journal of Economics*, p. 181–198, 1996.
- FREITAS, R E; MENDONÇA, M A A de; LOPES, G O. Expansão de área agrícola nas mesorregiões brasileiras. *Revista de Política Agrícola*, v. 20, n. 1, p. 100–116, 2011.
- FUJITA, M; KRUGMAN, P R; VENABLES, A J. *Economía espacial: las ciudades, las regiones y el comercio internacional*. [S. l.]: Editorial Ariel Barcelona, 2000.
- GURGEL, A C; PEREIRA, M W G; TEIXEIRA, E C. A estrutura do PAEG. *PAEG Technical Paper*, n. 1, 2019.
- HADDAD, E A *et al.* Assessing the ex ante economic impacts of transportation infrastructure policies in Brazil. *In: [s. l.: s. n.]*, 2011. v. 3. p. 44–61.
- HADDAD, E A *et al.* Assessing the ex ante economic impacts of transportation infrastructure policies in Brazil. *In: IMPACT Evaluation of Infrastructure Interventions*. [S. l.]: Routledge, 2013. p. 50–67.
- HADDAD, E A; HEWINGS, G J D. Transportation costs and regional development: an interregional CGE analysis. *Policies of Regional Competition, Baden-Baden, Nomos Verlag*, p. 83–101, 2001.
- HERTEL, T W. *Global trade analysis: modeling and applications*. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 1997.
- KAWANO, B R *et al.* Estratégias para resolução dos principais desafios da logística de produtos agrícolas exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio/Brazilian Review of Economics and Agribusiness*, v. 10, n. 1, p. 71–88, 2012.
- KEIL, R; YOUNG, D. Transportation: the bottleneck of regional competitiveness in Toronto. *Environment and Planning C: Government and Policy*, v. 26, n. 4, p. 728–751, 2008.
- KIM, E; HEWINGS, G J D; AMIR, H. Economic evaluation of transportation projects: An application of Financial Computable General Equilibrium model. *Research in Transportation Economics*, v. 61, p. 44–55, 2016.
- KUSSANO, M R; BATALHA, M O. Custos logísticos do escoamento do açúcar brasileiro para o mercado externo. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO (ENEGEP)*. v. 29, p. 1–14.

- LEVCHENKO, A A. Institutional quality and international trade. IMF working paper, 2004.
- LIMA, R C. *O uso corporativo do território pelo agronegócio e a questão da logística de transportes em Mato Grosso*. 2015. 278 f. Tese (Doutorado em Geografia) – Universidade de Brasília, Brasília.
- LIMAO, N; VENABLES, A J. Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade. *The World Bank Economic Review*, v. 15, n. 3, p. 451–479, 2001.
- LOPES, B F R. *Dinâmica da logística do milho brasileiro: uma aplicação de um modelo de equilíbrio espacial*. 2015. 76 f. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP.
- MARTINS, A S *et al.* Cabotagem brasileira: mapeamento da origem e destino das cargas: diagnóstico e perspectivas de crescimento. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, v. 26, n. 52, p. 321–365, dez. 2019.
- MEDEIROS, R L *et al.* Cenários logísticos alternativos para a cabotagem do estado do Amazonas utilizando simulação computacional. *Journal of Transport Literature*, v. 9, n. 1, p. 60–64, 2015.
- MINISTÉRIO DA ECONOMIA. *Informações*. 2020. Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br>.
- MINISTÉRIO DA INFRAESTRUTURA — MINFRA. *Programa de Estímulo ao Transporte de Cabotagem. BR do Mar*. 2019. Disponível em: [http://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/camaras-setoriais-tematicas/documentos/camaras-tematicas/infraestrutura-e-logistica/2019/67a-ro/app\\_br\\_do\\_mar\\_ctlog.pdf](http://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/camaras-setoriais-tematicas/documentos/camaras-tematicas/infraestrutura-e-logistica/2019/67a-ro/app_br_do_mar_ctlog.pdf).
- MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES, PORTOS E AVIAÇÃO CIVIL — MTPA. *Anuário Estatístico de Transportes 2010 - 2016*. [S. l.: s. n.], 2017.
- MITSUTANI, C. *A logística do etanol de cana-de-açúcar no Brasil: condicionantes e perspectivas*. 2010. Dissertação (Mestrado em Energia) – Universidade de São Paulo, São Paulo-SP.
- MONTES, G C; REIS, A F. Investimento público em infraestrutura no período pós-privatizações. *Economia e Sociedade*, v. 20, p. 167–194, 2011.
- MOURA, D A; BOTTER, R C. O transporte por cabotagem no Brasil-potencialidade para a intermodalidade visando a melhoria do fluxo logístico. *Revista Produção Online*, v. 11, n. 2, p. 595–617, 2011.
- OLIVEIRA, M A S; TEIXEIRA, E C. Aumento da oferta e redução de impostos nos serviços de infra-estrutura na economia brasileira: uma abordagem de equilíbrio geral. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, p. 183–207, 2009.

- PACHECO, D A J; PEREIRA JÚNIOR, J L. Implicações e desafios da logística de transporte no agronegócio brasileiro. *Gestão Contemporânea*, v. 5, n. 2, 2015.
- PEREIRA, M W G; TEIXEIRA, E C; GURGEL, A C. Uma análise da reforma tributária sobre a economia e a competitividade setorial das macrorregiões brasileiras. *Revista de Economia*, v. 40, n. 3, 2014.
- PESQUISA ENÉRGICA — EPE, Empresa de. *Precificação de óleo combustível marítimo para cabotagem*. [S. l.: s. n.], 2019.
- PONTES, R P *et al.* Redução de custos de transportes sobre a produção de soja: uma aplicação de equilíbrio geral computável para as grandes regiões brasileiras. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 62, 2022.
- PORTUGAL-PEREZ, A; WILSON, J S. Export performance and trade facilitation reform: hard and soft infrastructure. *World Development*, v. 40, n. 7, p. 1295–1307, 2010.
- ROBSON, E N; WIJAYARATNA, K P; DIXIT, V V. A review of computable general equilibrium models for transport and their applications in appraisal. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, v. 116, p. 31–53, 2018.
- RUTHERFORD, T F. Applied general equilibrium modeling with MPSGE as a GAMS subsystem: An overview of the modeling framework and syntax. *Computational economics*, v. 14, n. 1, p. 1–46, 1999.
- RUTHERFORD, T F. GAMS–MPSGE Manual. *GAMS Development*, Washington, DC, 2005.
- RUTHERFORD, T F; PALTSEV, S V. GTAPinGAMS and GTAP-EG: global datasets for economic research and illustrative models. *University of Colorado*, 2000.
- SCHALCH, E J. *Os gargalos logísticos das principais rotas de escoamento de grãos de soja do estado do Mato Grosso: um estudo de caso do complexo portuário Miraituba-Barcarena no Pará*. 2016. Dissertação (Mestrado em Gestão e Inovação na Indústria Animal) – Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos, Universidade de São Paulo, Pirassununga-SP.
- SCHWAB, K. The global competitiveness report 2019. *In: WORLD ECONOMIC FORUM*.
- SHIBASAKI, R; YONEMOTO, K; WATANABE, T. On the effects of trade liberalization policies on regional economies based on “Transnational Interregional Input-Output Table between China and Japan”. *In: 11TH Annual Conference on Global Economic Analysis*. Helsinki, Finland: [s. n.], 2008.
- TARDELLI, B L S. *O escoamento de soja de Mato Grosso para exportação : uma análise de integração espacial de mercados e dos impactos da redução dos custos de transporte*. 2013. 60 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre-RS.



- TEIXEIRA, C A N *et al.* Navegação de cabotagem brasileira. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, n. 47, p. 432–435, mar. 2018.
- TEIXEIRA, E C *et al.* Projeto de Análise de Equilíbrio Geral da Economia Brasileira (PAEGBrasil). *Relatório Técnico Final de Pesquisa CNPq*, 63 p., 2008.
- VASSALLO, M D. *Análise de impactos econômicos setoriais e regionais decorrentes de investimentos em infraestrutura de transportes*. 2015. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo-SP.

**Apêndice A****Tabela A.1:** Elasticidades de substituição (CES) – funções  $\gamma_{tbr\_gsa\_r}$  e  $\gamma_{tbr\_cg\_r}$ .

Setores	Código	Rodo	Ferro	Hidro	Cabot
arroz	pdr	–	–	–	–
milho e outros cereais	gro	0,846	1,207	1,282	1,282
cana de açúcar, beterraba, ind. açúcar	c_b	–	–	–	–
soja e outras oleaginosas	osd	2,67	1,844	1,141	1,141
outros produtos agropecuários	agr	3,06	3,379	0,711	0,711
carnes e animais vivos	oap	–	–	–	–
leite e derivados	rmk	–	–	–	–
produtos alimentares	foo	0,613	1,366	–	–
indústria têxtil	tex	–	–	0,295	0,295
vestuário e calçados	wap	–	–	0,295	0,295
madeira e mobiliário	lum	–	2,001	–	–
papel, celulose e indústria gráfica	ppp	–	–	–	–
químicos, ind. borracha e plástico	crp	2,5	6	5	5
manufaturados	man	1	1	0,75	0,75
eletricidade, gás, distribuição de água	siu	–	–	0,295	0,295
construção	cns	–	–	0,295	0,295
comércio	trd	–	–	0,295	0,295
transporte	otp	–	–	0,295	0,295
serviços	ser	–	–	0,295	0,295

Fonte: Elaborado pelos autores.

# OFERTA E DEMANDA DE EXPORTAÇÃO DA CARNE BOVINA BRASILEIRA PARA A ÁSIA NO PERÍODO DE 2002 A 2019

MARINA DE PAULA VILELA \*  
GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS †  
ANDRÉIA CRISTINA DE OLIVEIRA ADAMI ‡

## Resumo

Neste artigo, são estimados os determinantes da demanda e oferta de exportação da carne bovina desossada congelada brasileira para a Ásia entre 2002 a 2019, aplicando-se os métodos de mínimos quadrados em dois e três estágios. Para identificação de problemas de autocorrelação e heterocedasticidade utilizou-se o procedimento de Newey-West. Após essa correção, a estimativa do efeito de restrições sanitárias não se mostrou significativa. Já os efeitos dos preços da carne bovina dos países concorrentes, preço do produto brasileiro no mercado asiático, peso médio das carcaças, taxa de câmbio e renda se mostraram importantes para explicar o desempenho das exportações brasileiras.

**Palavras-chave:** equações simultâneas; exportação; carne bovina.

## Abstract

In this article, the determinants of demand and export supply of Brazilian frozen boneless beef to Asia between 2002 to 2019 were estimated, applying two and three stage least squares methods. To identify autocorrelation and heteroscedasticity problems, the Newey-West procedure was used. After this correction, the estimate of the effect of sanitary restrictions was not significant. The effects of beef prices of the competing countries, the price of the Brazilian product in the Asian market, average carcass weight, exchange rate and income proved to be important to explain the performance of Brazilian exports.

**Keywords:** simultaneous equations; export; beef.

**JEL classification:** Q10, Q17

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea182570>

---

\* Mestrado em Economia Aplicada ESALQ/USP. E-mail: marinadepaulavilela@gmail.com

† CEPEA/ESALQ/USP. E-mail: gscbarro@usp.br

‡ CEPEA/ESALQ/USP. E-mail: adami@cepea.org.br

## 1 Introdução

Em 2019, o Brasil ocupou o primeiro lugar no *ranking* mundial das exportações de carne bovina em termos de volume (USDA, 2020c). De acordo com os dados da SECEX (2020), houve alteração na participação de cada categoria no total de carne bovina exportada pelo Brasil ao longo das últimas três décadas. Até 1998, a carne bovina industrializada era a principal forma do produto comercializado no mercado internacional e os principais destinos, os países desenvolvidos. De acordo com Miranda (2001), entre 1992 e 2000, os países da União Europeia reduziram suas compras de carne bovina industrializada, enquanto o Oriente Médio, Extremo Oriente e os demais países mantiveram importações relativamente estáveis desse produto. Ainda segundo a autora, a carne enlatada (*corned beef*), que era o principal tipo de carne industrializada exportada, por passar por cozimento antes de ser enlatada, recebia menor questionamento em relação às questões sanitárias. Miranda (2001) apontou também que alguns agentes exportadores já previam que o consumo de carne bovina industrializada mostrava tendência de queda, particularmente nos países ricos, o que de fato ocorreu.

A partir de 1999, a carne bovina *in natura* se tornou a principal forma negociada pelo Brasil, e, em 2019, ela representou 84,19% do volume total de carne bovina exportada, totalizando 1,57 milhão de toneladas (SECEX, 2020).

Em termos de destinos, destacam-se as vendas da carne bovina *in natura* brasileira para Ásia, Oriente Médio e África, que representaram 50,83%, 16,01% e 12,65%, respectivamente, do volume exportado dessa categoria de produto pelo Brasil em 2019. No que se refere às exportações para o mercado asiático, 99,24% da quantidade de carne bovina *in natura* vendida foi composta por carne desossada congelada. Sobressaem as vendas para Hong Kong, China, Cingapura e Filipinas, que responderam por 97,54% do volume exportado para a Ásia em 2019 (SECEX, 2020).

Os principais países que concorrem com o Brasil nas exportações de carne bovina desossada congelada para a Ásia são: Austrália, Estados Unidos da América (EUA) e Índia. Em 2019, o destino com maior participação nas exportações desse tipo de carne da Austrália para a Ásia foi a China; na sequência tem-se Japão e Coreia do Sul. Os EUA se destacaram ao exportar esse produto para o Japão, Coreia do Sul e Hong Kong. A Índia se sobressai ao comercializar esse tipo de carne com o Vietnã, Malásia e Indonésia (Banco de Dados de Estatísticas de Comércio Internacional das Nações Unidas - Comtrade (2020)).

Vale ressaltar que a comercialização da carne bovina deve respeitar as normas técnicas e sanitárias definidas pelos países importadores e que compõem a Organização Mundial do Comércio (OMC). De acordo com Ferraz, Ribeiro e Monasterio (2017), nos últimos vinte anos, o sistema multilateral de comércio evidenciou quantidade crescente de notificações de medidas não tarifárias, tais como TBT (Barreiras Técnicas ao Comércio) e SPS (Medidas Sanitárias e Fitossanitárias), que são submetidas por seus membros com fundamentos legais baseados nos acordos formalizados na Rodada do Uruguai da OMC.

Ferraz, Ribeiro e Monasterio (2017) realizaram um levantamento do número de novas medidas SPS e TBT adotadas de 1995 a 2014 por todos os países, a partir da perspectiva das empresas exportadoras do Brasil. Ao analisar a organização dessas notificações considerando a classificação de dois dígitos do Sistema Harmonizado (SH02) constataram que as medidas SPS tendem a se concentrar no capítulo 02 do SH que compreende carnes e miudezas co-

mestíveis.

Outro fator relevante é a nova configuração dos países que passaram a comprar a carne bovina brasileira ao longo do período de 2002 a 2019. Os EUA e os países da União Europeia deixaram de ser mercados relevantes; por outro lado, a Ásia ampliou a importação do produto brasileiro, passando a ser a principal parceira comercial do país. Ademais, a carne industrializada, que representava a maior parcela do volume exportado na década de 1990, perdeu espaço para a carne *in natura*, que é o principal produto exportado atualmente e tem apresentado crescimento persistente nos últimos anos. Além disso, a estrutura competitiva mundial do setor de carne bovina passa por mudanças, com a inserção de novos concorrentes para a carne bovina brasileira, como é o caso da Índia.

Desse modo, torna-se importante a avaliação do padrão de comércio entre o Brasil e a Ásia. A questão que fica, portanto, é: quais são os principais fatores econômicos que impactaram as exportações brasileiras de carne bovina para esse mercado? Também busca-se mensurar se os embargos estabelecidos pelos países asiáticos afetaram o *quantum* exportado.

Assim, o presente trabalho tem como objetivo principal analisar o comércio externo da carne bovina *in natura* brasileira e estimar os determinantes da demanda e da oferta de exportação desse produto para o período de 2002 a 2019. Mais especificamente, pretende-se diagnosticar os fatores econômicos e sanitários que impactaram as exportações brasileiras de carne bovina desossada congelada para o mercado asiático, já que, tanto essa forma do produto quanto esse destino se tornaram os de maior representatividade na pauta de exportações da carne bovina brasileira. Propõe-se estimar as elasticidades das variáveis econômicas que constituem a oferta e demanda de exportação, bem como estimar o impacto das medidas sanitárias sobre as vendas externas, utilizando-se um modelo teórico que explique o crescimento da exportação de carne bovina brasileira para a Ásia, empregando o método de equações simultâneas.

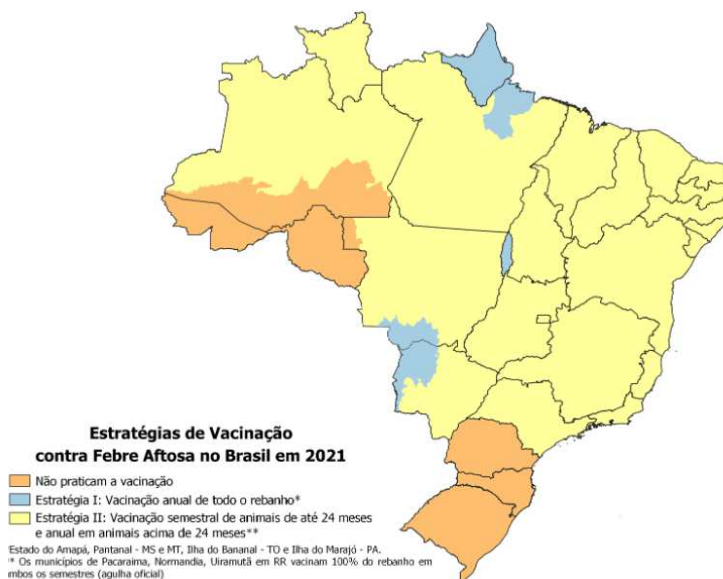
Pretende-se desse modo, contribuir para ampla caracterização do mercado mundial para o setor de carne bovina, apontando para aspectos pontuais que elevaram o Brasil à posição de principal exportador mundial da carne, incluindo os esforços para eliminar os casos de febre aftosa no Brasil. Em virtude da relevância desse setor para a economia brasileira, esta pesquisa também contribui ao quantificar o impacto das medidas sanitárias estabelecidas pelos principais compradores da carne brasileira, pois, ainda há poucos estudos que buscam compreender como as notificações relacionadas ao acordo SPS interferem nas exportações do país.

## 2 Análise da evolução das exportações de carne bovina brasileira para a Ásia

Em 2019, as exportações mundiais de carne bovina e de vitelo atingiram volume de 10,89 milhões de toneladas (UNITED STATES CENSUS BUREAU, 2020)<sup>1</sup>. Nesse mesmo ano, o Brasil ocupou a primeira posição no *ranking* mundial ao exportar 2,31 milhões de toneladas de carne bovina. A Austrália ficou em segundo lugar, com vendas de 1,74 milhão de toneladas. Logo após, aparecem

<sup>1</sup>De acordo com o USDA (2020c), inclui carne de outros bovinos para determinados países. As exportações indianas são de búfalos.

**Figura 1:** Estratégias de vacinação contra febre aftosa no Brasil em 2021



Fonte: MAPA (2020b).

a Índia, com 1,49 milhão de toneladas e os EUA, com 1,37 milhão de toneladas. Esses quatro países foram responsáveis por 63,52% do volume exportado mundialmente de carne bovina e de vitelo em 2019.

De acordo com o Instituto de Economia Agrícola — IEA (2016), o Brasil alcançou posição de destaque no mercado internacional da carne bovina após aplicar esforço significativo para garantir a ausência de febre aftosa (*aphtae epizooticae*) em seu território. O empenho em manter o rebanho saudável, a partir da erradicação da febre aftosa, pode garantir a manutenção da primeira colocação no comércio mundial de carne bovina.

No país, a primeira zona livre de febre aftosa, com vacinação, foi reconhecida pela Organização Internacional de Epizootias – OIE em 1998, e abrangeu os estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Outro episódio relevante que marca o controle da febre aftosa no país foi o último caso da doença, que aconteceu no estado de Mato Grosso do Sul em 2006. Em 2007, o estado de Santa Catarina foi reconhecido internacionalmente como a primeira zona livre de febre aftosa sem vacinação no Brasil. Em 2017, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA divulgou o Plano Estratégico do PNEFA (Programa Nacional de Erradicação da Febre Aftosa), e, entre as medidas divulgadas, estava o planejamento da suspensão completa da vacinação no país e o reconhecimento internacional de país livre de febre aftosa sem vacinação até 2023 (MAPA, 2020a). As estratégias de vacinação contra febre aftosa no Brasil estabelecidas para 2021 podem ser observadas na Figura 1 (MAPA, 2020b).

O controle de doenças tem favorecido o comércio externo da carne brasileira, apesar de muitos países estabelecerem restrições por meio de barreiras tarifárias e não tarifárias que dificultam a entrada do produto nacional em seus mercados. De acordo com o Artigo 2.2 do Acordo SPS, os membros da OMC garantirão que qualquer norma de caráter sanitário e fitossanitário seja

empregada na medida do necessário para proteger a vida ou a saúde humana, animal ou vegetal (wto, 2021). Porém, muitos países utilizam esse artigo para criar normas que dificultam o comércio, tendo em vista a proteção da saúde humana, de animais e sanidade das plantas.

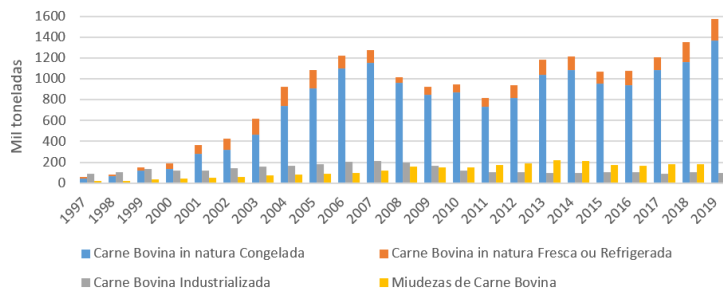
Em relação ao impacto das barreiras sanitárias sobre as exportações brasileiras, Ferraz, Ribeiro e Monasterio (2017) mostraram que há dois efeitos. Por um lado, as barreiras não tarifárias provavelmente acarretarão custos mais elevados para as firmas exportadoras, pois estas precisam adequar seus produtos aos padrões sanitários requeridos. Isso justifica a razão de uma barreira não tarifária ser geralmente vista como uma barreira comercial. Por outro lado, os autores apresentam dois exemplos em que a imposição de uma barreira por parte de um importador pode favorecer um determinado exportador, em detrimento dos outros. Pois pode ocorrer que, a conformidade às normas por parte de um país aumente a demanda por seu produto em prejuízo da demanda pelo produto de países concorrentes que estejam em desacordo com as normas. Assim, desde que as barreiras não tarifárias sejam de natureza multilateral e as firmas exportadoras sejam heterogêneas em produtividade, a alteração prevista nos custos relativos de produção internacional associados com a execução de uma dada barreira não tarifária inclina-se a beneficiar os agentes mais eficientes no mercado de exportação (FERRAZ; RIBEIRO; MONASTERIO, 2017).

Conforme Sa *et al.* (2020), como principal exportador mundial de proteína animal, o Brasil possui experiência e conhecimento sólido sobre controle das doenças que afetam os animais, rastreabilidade e vigilância sanitária. Todas essas informações habilitam o país para o envolvimento em debates sobre como equilibrar a necessidade de conquistar a segurança alimentar, uma vez que padrões sanitários, normas, estrutura apropriada de refrigeração e tecnologia de rastreabilidade são fatores fundamentais para reduzir os riscos e garantir a sanidade e qualidade de alimentos perecíveis como as carnes.

É importante enfatizar que, à medida que o Brasil foi conseguindo controlar as doenças no setor de pecuária, principalmente a febre aftosa, com a consolidação do sistema de vacinação do rebanho, a partir de meados da década de 1990, as exportações dos produtos derivados da carne bovina foram avançando no mercado internacional. A evolução das exportações de carnes bovinas, desagregadas em industrializada, *in natura* e miudezas<sup>2</sup> é apresentada na Figura 2. Observa-se o crescimento ao longo dos anos das exportações de carne bovina *in natura*, que, a partir de 1999, supera a quantidade comer-

<sup>2</sup>De acordo com a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), a definição de carne bovina *in natura* engloba os seguintes códigos: NCM 02011000 - carcaças e meias-carcaças de bovinos, frescas ou refrigeradas, NCM 02012010 - quartos dianteiros não desossados de bovinos, frescos/refrigerados, NCM 02012020 - quartos traseiros não desossados de bovinos, frescos/refrigerados, NCM 02012090 - outras peças não desossadas de bovinos, frescas ou refrigeradas, 02013000 - carnes desossadas de bovinos, frescas ou refrigeradas, 02021000 - carcaças e meias-carcaças, de bovinos, congeladas, 02022010 - quartos dianteiros não desossados, de bovinos, congelados, 02022020 - quartos traseiros não desossados, de bovinos, congelados, NCM 02022090 - outras peças não desossadas de bovinos, congeladas e NCM 02023000 - carnes desossadas, de bovinos, congeladas. A NCM 16025000 - preparações e conservas, de bovinos refere-se à carne bovina industrializada. Para as miudezas de carne bovina, têm-se os seguintes códigos: NCM 02061000 - miudezas comestíveis, de bovinos, frescas ou refrigeradas, NCM 02062100 - línguas de bovinos, congeladas, NCM 02062200 - fígados de bovinos, congelados, NCM 02062910 - rabos de bovinos, congelados, NCM 02062990 - outras miudezas comestíveis, de bovinos, congeladas, NCM 02102000 - carnes de bovinos, salgadas/em salmoura/secas/defumadas, NCM 05040011 - tripas de bovinos, frescas, refrigeradas congeladas salgadas defumadas.

**Figura 2:** Exportações brasileiras de carnes bovinas *in natura*, industrializada e miudezas



Fonte: SECEX (2020). Elaborado pelos autores.

cializada de carne industrializada e torna-se a principal forma exportada pelo país.

A Ásia<sup>3</sup> tem apresentado uma trajetória ascendente na compra de carne bovina, tanto em volume quanto em valor. Procede, portanto, o foco da análise recair sobre essa região e sobre as exportações de carne bovina congelada desossada para esse conjunto de países que são importantes parceiros comerciais do Brasil. Também é importante analisar os principais concorrentes do Brasil nesse mercado. Entre 2002 a 2007, houve redução na aquisição de carne bovina desossada congelada pelos principais compradores do Brasil na Ásia. Além disso, percebe-se que a participação de cada país se alterou durante o período analisado. Até o ano 2007, Cingapura e Filipinas foram importantes na compra do produto brasileiro. Em 2008, Hong Kong ampliou a sua participação. Com a ocorrência de um caso atípico de BSE (“mal da vaca louca”) no Paraná em dezembro de 2012, a China suspendeu a compra de carne bovina brasileira. Esse embargo foi retirado oficialmente em novembro de 2014. A partir de 2015, a China passou a ter destaque na compra de carne bovina brasileira (Figura 3). Importante enfatizar que o país asiático foi responsável por adquirir 62,85% do volume de carne bovina desossada congelada exportado pelo Brasil para a Ásia em 2019.

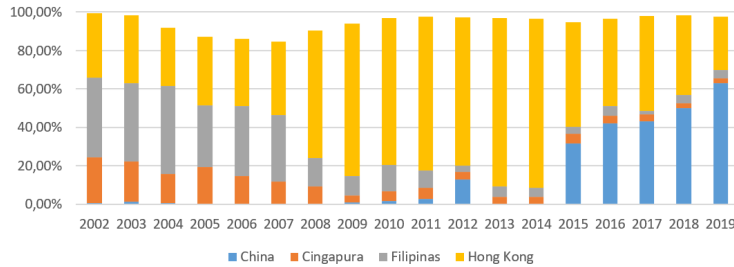
Os principais concorrentes do Brasil no mercado asiático para a carne bovina desossada congelada são a Austrália, Estados Unidos e Índia. Na Figura 4 são apresentados os volumes de carne bovina desossada congelada que esses países e o Brasil exportaram para a Ásia de 2002 a 2019.

Em relação ao consumo, os principais países asiáticos que demandam carne bovina são: China, Vietnã, Hong Kong, Japão, Coreia do Sul, Indonésia, Malásia e Filipinas. Dados das Nações Unidas (COMTRADE, 2020) sobre as exportações de carne bovina desossada congelada para a Ásia mostraram que o Brasil atende a mercados em comum com Austrália, Estados Unidos e Índia. No entanto, o Brasil não exporta carne bovina desossada congelada para alguns mercados, como o Japão e Coreia do Sul.

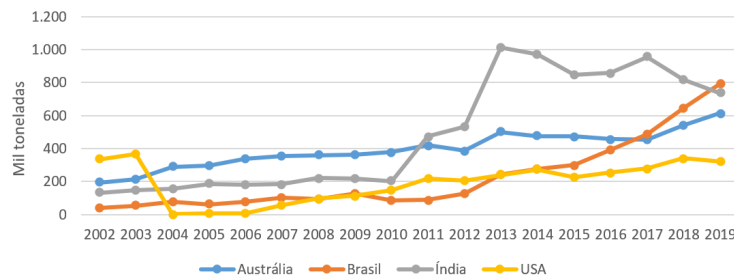
Verifica-se que até o ano de 2003, os EUA dominaram as vendas para esse

<sup>3</sup>Nesta pesquisa, foram considerados os países da região mais relevantes na compra da carne bovina desossada congelada, quais sejam: Afeganistão, Armênia, Azerbaijão, Bangladesh, Brunei, Butão, Camboja, Cazaquistão, China, Cingapura, Coreia do Norte, Coreia do Sul, Filipinas, Geórgia, Hong Kong, Índia, Indonésia, Japão, Laos, Ilhas Lebuán, Macau, Malásia, Maldivas, Mianmar, Mongólia, Nepal, Paquistão, Quirguistão, Sri Lanka, Tadjiquistão, Tailândia, Taiwan (Formosa), Timor Leste, Turcomenistão, Uzbequistão, Vietnã.



**Figura 3:** Participação dos principais países asiáticos que compram carne bovina desossada congelada brasileira

Fonte: SECEX (2020). Elaborado pelos autores.

**Figura 4:** Volume exportado de carne bovina desossada congelada para a Ásia (mil toneladas)

Fonte: Comtrade (2020). Elaborado pelos autores.

mercado. Porém, as exportações desse país reduziram-se drasticamente em 2004. Em dezembro de 2003, o primeiro caso de BSE foi registrado nos EUA, em uma vaca importada do Canadá pelo Estado de Washington (USDA, 2020a). Esse evento pode ter explicado a diminuição das negociações de carne bovina para o mercado asiático. De acordo com Beefpoint (2005), as restrições a compras de carne bovina provenientes dos EUA por outros países após a ocorrência desse foco desencadearam significantes ajustes no mercado internacional do produto. Devido a esse episódio, Austrália, Brasil e Índia ampliaram as exportações de carne bovina congelada desossada para a Ásia em 2004 (Figura 4).

As exportações dos EUA também permaneceram reduzidas em 2005 e 2006. Segundo o USDA (2020a), dois casos subsequentes de BSE foram verificados em vacas nascidas e criadas no país - um no Texas (2005) e outro no Alabama (2006). Nota-se na Figura 4 que entre 2004 a 2010, a Austrália manteve-se na primeira posição em relação às exportações de carne bovina desossada congelada para a Ásia.

Em 2011, a Índia assumiu esse posto. As vendas do Brasil e da Índia foram crescentes a partir de 2010. Porém, houve redução nas exportações da Índia em 2018 e 2019. De acordo com a Fitch Solutions (2019), a China atua para restringir as importações ilegais de carne e isso está afetando as exportações indianas. Ainda segundo a Fitch Solutions (2019), a carne bovina indiana é fornecida para o mercado chinês, via Vietnã. A exportação desse produto para a China não tem sido permitida, já que a Índia não é um país livre de febre aftosa. Dados das Nações Unidas (COMTRADE, 2020) mostraram que as

exportações de carne bovina desossada congelada indiana para o Vietnã se reduziram em 44,23% em 2019, se comparado com 2017.

O Vietnã foi o destino com maior participação nas exportações de carne bovina desossada congelada da Índia em 2019, mas o destino final da carne bovina indiana comercializada com o Vietnã não é claro. Apesar dos dados mostrarem o Vietnã como destino principal das exportações indianas, as importações não podem ser confirmadas por dados de importação vietnamitas. De acordo com [Beefpoint \(2016\)](#), é incerto que o abundante volume de carne bovina seja consumido no Vietnã; o país possivelmente reenvia essa carne indiana a outros mercados da Ásia. Caso uma parcela expressiva de exportações indianas esteja sendo direcionada a outros mercados por intermédio do Vietnã, isso sinalizaria que as exportações de carne bovina da Índia são excessivamente dependentes dessas rotas de reexportação. Além do Vietnã, a Índia também se destacou nas exportações de carne bovina desossada congelada para Malásia e Indonésia ([COMTRADE, 2020](#)).

Em 2019, o Brasil exportou 791,81 mil toneladas de carne bovina desossada congelada para a Ásia (Figura 4). Com esse desempenho, o Brasil passou a ocupar a primeira posição nesse mercado. Portanto, percebe-se uma nova configuração dos países ao longo do período analisado. A China é o principal comprador desse produto originário do Brasil. Os EUA dominaram esse mercado em 2002 e 2003. A Austrália ocupou a primeira posição nas vendas de carne bovina desossada congelada para a China entre 2007 e 2015. Pelo exposto anteriormente, verifica-se que as vendas brasileiras de carne bovina desossada congelada para a China cresceram rapidamente a partir de 2015 (Figura 3).

Em relação às exportações para Hong Kong, o Brasil vem dominando esse mercado desde 2003. Os Estados Unidos também se destacam na comercialização de carne bovina desossada congelada para Hong Kong. Em 2019, esse foi o terceiro mercado mais importante para os americanos na Ásia, ficando atrás somente do Japão e Coreia do Sul. A Austrália e a Índia apresentaram uma participação menor nos negócios com Hong Kong. Outros importantes compradores de carne bovina desossada congelada na Ásia são Cingapura e Filipinas. O principal país asiático que importou carne bovina desossada congelada da Austrália em 2019 foi a China, na sequência tem-se Japão e Coreia do Sul. Os chineses compraram 237,60 mil toneladas desse produto ([COMTRADE, 2020](#)).

### 3 Metodologia

#### 3.1 Modelos de comércio internacional

Vários trabalhos pesquisaram o comércio externo, com base na oferta e demanda de exportações nos últimos anos. Algumas dessas pesquisas descreveram o comércio internacional de commodities e produtos agropecuários, seja a comercialização de produtos específicos ou de forma agregada. Além disso, alguns estudos abordaram as funções de demanda e oferta de exportação em conjunto e outros apresentaram essas funções de modo separado.

Entre os trabalhos que desenvolveram estimações das funções de importação e exportação, destacam-se: [Goldstein e Khan \(1978\)](#), [Zini Júnior \(1988\)](#), [Miranda \(2001\)](#), [Barros, Bacchi e Burnquist \(2002\)](#), [Isaac \(2006\)](#), [Silva Neto](#)

(2011), Moraes, Bender Filho e Coronel (2016), Lima (2018) e Mc Kendree *et al.* (2019).

A Tabela 1, a seguir, foi elaborada com base nos trabalhos mencionados, e possibilita ter um entendimento dos estudos realizados. O objetivo dessa análise é verificar as variáveis empregadas na especificação dos modelos empíricos de oferta e de demanda de exportação, auxiliando assim na definição das variáveis do presente estudo. De acordo com esses trabalhos, as principais variáveis que influenciam o volume exportado de carne bovina, são: o preço desse bem (doméstico/externo), preço dos produtos concorrentes do Brasil no mercado internacional, taxa de câmbio, renda doméstica, renda externa, volume de carne bovina produzida pelo Brasil e produtividade.

Assim, utilizou-se a variável quantidade exportada de carne bovina congelada desossada para a Ásia, que, em conjunto com o valor das exportações, permitiu obter o preço unitário do produto brasileiro no mercado asiático, mesmo procedimento adotado por Miranda (2001) para obter o preço externo. O preço da carne bovina pago ao produtor também foi considerado. Os preços médios da carne bovina da Austrália, Estados Unidos e Índia foram empregados como base de comparação, por serem considerados concorrentes do Brasil no mercado asiático. Isso permite analisar o desempenho do preço de exportação nacional em relação a esses países. Outras variáveis relevantes são a taxa de câmbio efetiva real e o PIB do Brasil. O valor total das importações da Ásia foi usado como *proxy*, no modelo de regressão, para a renda externa, estratégia adotada também por Miranda (2001). O peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil foi utilizado como *proxy* para a produtividade, procedimento também adotado por Silva Neto (2011). Os dados sobre o volume de animais abatidos no Brasil também foram empregados. Além disso, variáveis *dummies* foram utilizadas para capturarem os efeitos das barreiras sanitárias determinadas pelos países asiáticos. A pesquisa buscou detectar se essas ocorrências afetaram as exportações brasileiras de carne bovina.

Os trabalhos desenvolvidos por Braun *et al.* (2008), Garcia *et al.* (2015) e Damião (2011) buscaram mensurar o impacto de barreiras sanitárias e fitossanitárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina. O estudo desenvolvido por Braun *et al.* (2008) teve a finalidade de investigar os impactos dessas barreiras sobre o volume de carne bovina brasileira e paranaense exportada, posteriormente à identificação de focos de febre aftosa no território nacional. De acordo com os autores, mesmo com o aumento do volume exportado de carne bovina, os focos de febre aftosa impediram a exportação desse produto *in natura* para mercados relevantes, como Estados Unidos e Japão.

Já o trabalho de Garcia *et al.* (2015) analisou os impactos causados pela febre aftosa nas exportações de carne bovina congelada e resfriada (carne bovina *in natura*) do Brasil, e dos estados do Mato Grosso do Sul e do Paraná, após o surto de 2005. Foram analisadas informações das exportações da carne bovina para o período de 2004 a 2006, para os 10 maiores compradores do Brasil e do mundo em 2004. Constatou-se que o foco da doença não impossibilitou o crescimento das exportações da carne do Brasil. Porém, as exportações dos estados do Mato Grosso do Sul e do Paraná sofreram impacto negativo. De acordo com dados da SECEX (2020), as exportações de carne bovina *in natura* do Mato Grosso do Sul e Paraná para os 10 maiores compradores mencionados por Garcia *et al.* (2015) foram de 55,64 mil toneladas em 2004 e 88,66 mil toneladas em 2005. Observa-se redução brusca nas exportações em 2006, que foram de apenas 1,60 mil toneladas.

**Tabela 1:** Descrição dos principais trabalhos aplicados para a demanda e oferta de exportação

Autor(es)	Objetivos	Modelo	Variáveis utilizadas
Goldstein e Khan (1978)	Estimar funções de demanda e oferta de exportação para as exportações agregadas de oito países industrializados.	Função de demanda de exportação: $\log X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + \alpha_2 \log(YW)_t$ Função de oferta de exportação: $\log X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{PX}{P}\right)_t + \beta_2 \log Y_t^*$	$X^d$ é a quantidade demandada de exportação; $PX$ é o preço das exportações; $PXW$ é a média ponderada dos preços dos produtos concorrentes de outros países; $YW$ é a média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais do país exportador; $X^s$ é a quantidade ofertada de exportação; $P$ é o preço doméstico; $Y^*$ é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial).
Zini Júnior (1988)	Estimar as equações de demanda e de oferta de exportação para o Brasil considerando um conjunto de bens. O propósito do trabalho foi identificar e analisar a relevância das principais variáveis que interferem neste comércio.	Função de demanda de exportação: $\ln X_t^d = a_{11} + a_{12} \ln\left(\frac{PX_t}{PXW_t}\right) + a_{13} \ln YW_t + u_{1t}$ Função de oferta de exportação: $\ln X_t^s = b_{11} + b_{12} \ln\left(\frac{e_t PX_t S_t}{PD_t}\right) + b_{13} \ln U_t + u_{2t}$	$X^d$ é a quantidade demandada de exportação; $X^s$ é a quantidade ofertada de exportação; $PX$ é o preço das exportações em dólares; $PXW$ é o preço dos bens competitivos no resto do mundo; $YW$ é a renda real no resto do mundo; $PD$ é o nível de preço doméstico; $S$ é a taxa média de subsídios; $YT$ é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial); $U$ é o índice de ciclos domésticos (utilização da capacidade produtiva); $e$ é a taxa de câmbio nominal; $u_1, u_2$ são termos de distúrbios aleatórios.
Miranda (2001)	Descrever o mercado exportador de carne bovina brasileira, os fatores que influenciaram o seu desempenho, os importantes mercados de destino, os países concorrentes no mercado internacional, entre outros aspectos. O trabalho avaliou dois mercados particularmente: o dos cortes especiais de traseiro e dianteiro direcionados à União Europeia e o do <i>corned beef</i> para os Estados Unidos.	A autora considerou que as vendas externas de carne bovina brasileira são resultado de fatores de ordem doméstica (oferta e demanda interna de carne bovina) e de ordem externa (demanda internacional pela carne bovina brasileira). Para analisar o comportamento dessas exportações brasileiras, ajustou uma equação reduzida que nomeou de equação de vendas: $X_S = H(P_I, P_W, TC, W_I, Y_I, Z_D)$	$X_S$ é a quantidade ofertada de carne do Brasil para o mercado externo; $P_I$ é o preço doméstico da carne bovina brasileira (R\$); $P_W$ é o preço da carne dos concorrentes no mercado internacional (US\$); $TC$ é a taxa de câmbio (R\$/US\$); $W_I$ é o deslocador da oferta de carne doméstica; $Y_I$ é o deslocador da demanda doméstica pela carne bovina brasileira; $Z_D$ é o deslocador da demanda externa pela carne bovina brasileira.

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 1:** Descrição dos principais trabalhos aplicados para a demanda e oferta de exportação (*continuação*)

Autor(es)	Objetivos	Modelo	Variáveis utilizadas
Barros, Bacchi e Burnquist (2002)	Estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil. Entre os produtos analisados pelos autores estão a carne bovina brasileira.	$Qe_t = \alpha + BPi_t + \gamma Rr_t + \delta Cr_t + \theta Pe_t + \sum_{i=1}^{11} w_i D_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_j Z_{jt} + u_t$	$Qe_t$ é a quantidade exportada; $Pi_t$ é o preço do mercado interno do produto; $Rr_t$ é a renda nacional real; $Cr_t$ é a taxa de câmbio efetiva; $Pe_t$ é o preço recebido pelas exportações; $D_{it}$ são binárias representando os diferentes meses do ano; $Z_{jt}$ são binárias que representam os $n$ anos da amostra.
Isaac (2006)	Examinar a estrutura de mercado internacional de carne bovina e os impactos da política cambial implementada pelo Brasil sobre as exportações e o preço da carne bovina brasileira.	O autor utilizou o modelo de equilíbrio de mercado internacional, no qual a quantidade exportada e o preço de exportação tendem a ser definidos conjuntamente. As equações foram estimadas pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS). O modelo adotado foi definido como: $\ln X_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln PA_t + \alpha_3 \ln RP_t + \alpha_4 \ln QM_t + \alpha_5 \ln ES_t + \mu_1$ $\ln X_t^S = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_t + \beta_2 \ln PF_t + \beta_3 \ln RB_t + \beta_4 \ln QI_t + \beta_5 \ln TC_t + \beta_6 T + \mu_2$ Onde, $\ln X_t^S = \ln X_t^D = \ln X_t$	$X_t^D$ é a quantidade demandada de carne bovina brasileira no mercado externo; $PX_t$ é o preço médio anual da carne bovina do Brasil no mercado internacional; $PA_t$ é o preço médio anual da carne bovina da Argentina no mercado internacional; $RP_t$ é a renda <i>per capita</i> dos EUA; $QM_t$ é a quantidade produzida de carne bovina pelos dez principais países produtores, exceto o Brasil; $ES_t$ é o estoque de carne bovina dos EUA; $X_t^S$ é a quantidade ofertada de carne bovina brasileira no mercado externo; $PF_t$ é o preço médio anual da carne de frango recebida pelo produtor; $RB_t$ é a renda <i>per capita</i> do Brasil; $QI_t$ é a quantidade de carne bovina produzida pelo Brasil; $TC_t$ é a taxa de câmbio real anual do Brasil; $T$ é o tempo (variável que representa o nível tecnológico); $\mu_1$ e $\mu_2$ são os erros aleatórios.
Silva Neto (2011)	Identificar os fatores econômicos responsáveis pela expansão das exportações de carne bovina brasileira.	O modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros - VEC Estrutural com identificação de Bernanke foi aplicado: $\Delta X_t = e_{t-1}^p + e_t^\theta - e_t^m + e_t^v + e_t^p + \mu_t$	$\Delta X_t$ é a taxa de crescimento das exportações de carne bovina; $e_t^p$ e $e_{t-1}^p$ são os preços recebidos pelos produtores; $e_t^\theta$ é a produtividade do rebanho (peso médio da carcaça); $e_t^m$ é a renda interna; $e_t^v$ é o preço da carne bovina no varejo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 1:** Descrição dos principais trabalhos aplicados para a demanda e oferta de exportação (*continuação*)

Autor(es)	Objetivos	Modelo	Variáveis utilizadas
Moraes, Bender Filho e Coronel (2016)	Estimar a interferência da taxa de câmbio nas exportações líquidas de carne bovina <i>in natura</i> .	O modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros - VEC foi utilizado: $EXP_t = \alpha_0 + \beta_1 txcambio + \beta_2 pibbr + \beta_3 prodind + \varepsilon_t$	$EXP_t$ são as exportações líquidas brasileiras de carne bovina <i>in natura</i> ; $txcambio$ é a taxa de câmbio real do Brasil; $pibbr$ é a renda doméstica; $prodind$ é o Índice de Produção Industrial da União Europeia, utilizado como renda externa; $\varepsilon_t$ é o termo de erro.
Lima (2018)	Identificar os determinantes econômicos responsáveis pela ampliação das exportações de carne bovina brasileira.	O modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros - VEC Estrutural com identificação de Bernanke foi aplicado: $\Delta X_t = e_{t-1}^p + e_t^p + e_t^v + e_t^\theta + e_{t-1}^\alpha - (e_{t-1}^m + e_t^\gamma) + \mu_t$	Além das variáveis analisadas por Silva Neto (2011), a autora inseriu no modelo as seguintes variáveis: $e_{t-1}^\alpha$ é a demanda externa dos principais compradores de carne bovina do Brasil; $e_t^\gamma$ é a taxa de câmbio efetiva real.
Mc Kendree et al. (2019)	Estimar um sistema estrutural de equações para quantificar os impactos do varejo e da demanda de exportação de carne bovina dos EUA sobre a demanda e oferta de novilhos e boi gordo.	Quatro equações foram estimadas usando Mínimos Quadrados em Três Estágios (3SLS): demanda inversa de novilhos e boi gordo; oferta de novilhos e boi gordo.	Índice de demanda do varejo, índice de demanda de exportação; preço do milho para ração; preço da vaca para abate; índice de sentimento do consumidor; preço do filé de costela da Austrália exportado para o Japão; variáveis <i>dummies</i> para representar os trimestres, seca severa, tendência de tempo, recessão dos EUA.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Damião (2011) identificou os principais obstáculos que recaíram sobre a comercialização de carne bovina dos países do Mercosul pelos principais países importadores (Estados Unidos, União Europeia, Hong Kong, Chile, Venezuela e países do Oriente Médio), no período de 2000 a 2009. Portanto, buscou avaliar os impactos que os instrumentos regulatórios e os regimes tarifários têm sobre o comércio desse produto. No contexto das influências das Medidas Sanitárias (SPS) sobre as importações de carne bovina, foram verificados impactos positivos sobre as negociações do Mercosul: a determinação de notificações sanitárias e fitossanitárias coincidiu com a ampliação do comércio de carne bovina no período pesquisado.

### 3.2 Modelo Proposto

Para ajuste das equações de oferta e de demanda de exportação de carne bovina desossada e congelada do Brasil para a Ásia são utilizadas informações dos seguintes países: Afeganistão, Armênia, Azerbaijão, Bangladesh, Brunei, Butão, Camboja, Cazaquistão, China, Cingapura, Coreia do Norte, Coreia do Sul, Filipinas, Geórgia, Hong Kong, Índia, Indonésia, Japão, Laos, Ilhas Lebuana, Macau, Malásia, Maldivas, Mianmar, Mongólia, Nepal, Paquistão, Quirguistão, Sri Lanka, Tadjiquistão, Tailândia, Taiwan (Formosa), Timor Leste, Turcomenistão, Uzbequistão, Vietnã.

De modo a ter um modelo abrangente considera-se inicialmente que a carne bovina procedente dos vários países produtores seja uma commodity negociada a um mesmo preço mundial. As funções de oferta ( $S_W$ ) e demanda ( $D_W$ ) para o mercado mundial podem ser descritas em função desse preço internacional em dólares ( $p$ ), um vetor de variáveis exógenas  $Z_s$  e  $Z_d$ , de natureza técnica e econômica, específicos para a oferta e demanda mundiais, respectivamente. Admite-se, por simplificação, que não haja estoques. Em equilíbrio tem-se Equação (1):

$$S_W(p, Z_s) = D_W(p, Z_d) \quad (1)$$

A oferta e a demanda mundiais podem ser divididas em duas partes: a oferta do resto do mundo ( $S_{RW}$ ) e a do Brasil ( $S_B$ ) e a demanda do resto do mundo ( $D_{RW}$ ) e a do Brasil ( $D_B$ ). No caso das funções domésticas, os preços são expressos em moeda doméstica:

$$p_b = p \cdot e$$

onde  $p_b$  é o preço no Brasil em moeda nacional e  $e$  é a taxa de câmbio medida em reais (R\$) por dólar norte-americano (USD). A equação (1) pode ser desdobrada nas Equações (2) ou (3):

$$S_{RW}(p, Z_{RWs}) + S_B(pe, Z_{bs}) = D_{RW}(p, Z_{RWd}) + D_B(pe, Z_{bd}) \quad (2)$$

ou,

$$D_{RW}(p, Z_{RWd}) - S_{RW}(p, Z_{RWs}) = S_B(pe, Z_{bs}) - D_B(pe, Z_{bd}) \quad (3)$$

Os vetores  $Z$ , desdobrados cada um em dois, afetam as funções do resto do mundo ( $Z_{RWs}$  e  $Z_{RWd}$  para oferta e demanda, respectivamente) e do Brasil ( $Z_{bs}$  e  $Z_{bd}$  para oferta e demanda, respectivamente).

Define-se, então, o primeiro membro de (3) como a demanda externa pela carne brasileira, ou seja, demanda pelas exportações de carne do Brasil; da

mesma forma, no segundo membro tem-se a oferta de exportações do Brasil. Isso aparece definido na Equação (4):

$$\begin{aligned} D_{RW}(p, Z_{RWd}) - S_{RW}(p, Z_{RWs}) &= D_B^X(p, Z_{RWd}, Z_{RWs}) \\ S_B(pe, Z_{bs}) - D_B(pe, Z_{bd}) &= S_B^X(pe, Z_{bs}, Z_{bd}) \end{aligned} \quad (4)$$

Neste estudo, analisou-se o comércio de carne bovina do Brasil com a Ásia tendo em conta os demais países produtores que também abastecem aquela região, não abrangendo, portanto, o mercado mundial como um todo. Assim, a oferta e a demanda de exportação brasileiras aqui estimadas referem-se ao mercado asiático. Ficam, assim, excluídos da análise os demais países que demandam carne bovina brasileira e aqueles produtores que não exportam à Ásia.

A demanda externa de carne brasileira,  $D_B^X(p, Z_{RWs}, Z_{RWd})$ , e oferta externa de carne brasileira,  $S_B^X(pe, Z_{bs}, Z_{bd})$ , formam um sistema de equações simultâneas e devem ser estimadas com os devidos controles para o fato de a carne não ser considerada uma commodity por conta das diferenças de qualidade reconhecidas pelo mercado. Assim, as equações demanda e oferta externas são especificadas em função de preço mundial e outras variáveis de grupos de países (que demandam e ofertam carne bovina). Variáveis de controle binário também foram incluídas no modelo para captar efeitos das várias naturezas de qualidade da carne brasileira, o sistema fica definido como Equação (5):

$$\begin{aligned} D_B^X &= D_B^X(p, Z_{RWs}, Z_{RWd}) \\ S_B^X &= S_B^X(pe, Z_{bs}, Z_{bd}) \\ D_B^X &= S_B^X \end{aligned} \quad (5)$$

Com base nesse modelo proposto e nos trabalhos revisados anteriormente, as equações de demanda e oferta externas de carne bovina brasileira desossada congelada podem ser descritas, respectivamente, como Equações (6) e (7):

$$\begin{aligned} \ln D_B^X &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln RASIA_t + \alpha_3 \ln PAUS_t \\ &+ \alpha_4 \ln PEUA_t + \alpha_5 \ln PIN_t + \alpha_6 D1 + \alpha_7 D2 + \mu_1 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln S_B^X &= \beta_0 + \beta_1 \ln PX_t + \beta_2 \ln PD_t + \beta_3 \ln RBRASIL_t \\ &+ \beta_4 \ln TC_t + \beta_5 \ln PESOCAR_t + \beta_6 \ln VA_t + \mu_2 \end{aligned} \quad (7)$$

Onde:  $D_B^X$  é a quantidade demandada de carne bovina desossada, congelada brasileira no mercado asiático;

$PX_t$  é o preço médio mensal da carne bovina desossada (US\$), congelada do Brasil no mercado asiático;

$RASIA_t$  é a renda mensal (US\$) da Ásia;

$PAUS_t$  é o preço médio mensal da carne bovina (US\$) da Austrália no mercado internacional;

$PEUA_t$  é o preço médio mensal da carne bovina desossada (US\$), congelada dos Estados Unidos no mercado internacional;

$PIN_t$  é o preço médio mensal da carne bovina desossada (US\$), congelada da Índia no mercado internacional;



**Tabela 2:** Sinais esperados para as estimativas dos coeficientes

Equação de demanda de exportação		Equação de oferta de exportação	
Coeficiente	Sinal esperado	Coeficiente	Sinal esperado
$PX_t$	(-)	$PX_t$	(+)
$RASIA_t$	(+)	$PD_t$	(-)
$PAUS_t$	(+)	$RBRASIL_t$	(-)
$PEUA_t$	(+)	$TC_t$	(+)
$PIN_t$	(+)	$PESOCAR_t$	(+)
$D_1$	(+) ou (-)	$VA_t$	(+)
$D_2$	(+) ou (-)		

Fonte: Elaborado pelos autores.

$D_1$  é a variável *dummy* para mensurar o impacto das medidas sanitárias determinadas pelas Filipinas sobre as exportações brasileiras de carne bovina;  $D_2$  é a variável *dummy* para mensurar o impacto das medidas sanitárias estabelecidas pela China sobre as exportações brasileiras de carne bovina;  $S_B^X$  é a quantidade ofertada de carne bovina desossada, congelada brasileira no mercado asiático;

$PD_t$  é preço da carne bovina (R\$) pago ao produtor no Brasil;

$RBRASIL_t$  é o PIB mensal (R\$) do Brasil;

$TC_t$  é a taxa de câmbio efetiva real;

$PESOCAR_t$  é o peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil;

$VA_t$  é o volume de animais abatidos no Brasil.

O sistema formado pelas equações (6) e (7) e pela condição de equilíbrio (5) constitui um modelo de equilíbrio de mercado, onde as variáveis  $D_B^X = S_B^X$  e  $PX_t$  são endógenas e as demais são exógenas. As equações de demanda e oferta de exportação foram estimadas pelos métodos de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) e mínimos quadrados em três estágios (3SLS). Os testes e procedimentos de estimação estão descritos na subseção 3.4.

Os sinais esperados para as estimativas dos coeficientes são apresentados na Tabela 2.

### 3.3 Fonte de dados e descrição das variáveis

As informações sobre quantidade exportada e valor das exportações de carne bovina congelada desossada para a Ásia foram obtidos da [SECEX \(2020\)](#). Esses dados foram utilizados no cálculo do preço (US\$/ton) do produto brasileiro no mercado asiático.

Para o preço da carne bovina pago ao produtor foi utilizado o indicador de preços do boi gordo do [CEPEA \(2020\)](#). Esses dados foram deflacionados para valores de dezembro de 2019, empregando o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da [Fundação Getúlio Vargas \(2020\)](#).

Os preços médios da carne bovina da Austrália, Estados Unidos e Índia foram usados como base de comparação, por serem considerados concorrentes do Brasil no mercado asiático. Calculou-se o preço da carne bovina da Austrália no mercado internacional a partir dos dados do volume exportado e valor de exportações divulgados pela [MLA \(2020\)](#). O valor em dólar australiano foi transformado em dólar americano a partir da taxa de câmbio EUA/Austrália, cujos valores foram publicados pelo [Federal Reserve Economic \(2020\)](#).

O preço da carne bovina congelada desossada dos Estados Unidos no mercado internacional foi calculado por meio das informações coletadas no [United States Census Bureau \(2020\)](#) e [BLS \(2020\)](#). No caso da Índia, usou-se o levantamento de dados divulgado na [APEDA \(2020\)](#) para determinar o preço da carne bovina congelada desossada no exterior.

A taxa de câmbio efetiva real representa uma média ponderada das taxas de câmbio, em valores reais, dos dois maiores parceiros comerciais do Brasil na compra de carne bovina (Hong Kong e China). De acordo com dados da [SECEX \(2020\)](#), esses dois países foram responsáveis por consumir 90,73% do volume de carne bovina desossada congelada exportada para a Ásia em 2019. Para esse cálculo foram utilizados os dados sobre os valores de câmbio nominal, em reais por iuan-renmimbi e reais por dólar de Hong Kong, ambos obtidos na página eletrônica do [BCB \(2020\)](#). Ainda foram empregados os dados do índice de preço ao consumidor (IPC) de Hong Kong, disponível na página da [Hong Kong Monetary Authority \(2020\)](#) e índice de preço ao consumidor (IPC) da China, que pode ser encontrado no [National Bureau of Statistics of China \(2020\)](#). A inflação brasileira usada no cálculo da taxa de câmbio efetiva real foi o Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI).

As estatísticas de crescimento do PIB do Brasil, calculadas pelo Banco Central do Brasil, são disponibilizadas mensalmente pelo [IPEA \(2020\)](#). Esses dados foram transformados em valores reais, também para dezembro de 2019, empregando-se o IGP-DI.

O valor total das importações da Ásia foi usado como *proxy*, no modelo de regressão, para a renda externa. Esses dados foram obtidos das Nações Unidas – [Comtrade \(2020\)](#) e corrigidos para valores de dezembro de 2019, utilizando o índice de preço ao consumidor (IPC) dos Estados Unidos, disponível no [BLS \(2020\)](#).

O peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil foi utilizado como *proxy* para a produtividade. As informações necessárias estão disponíveis no [IBGE \(2020\)](#). Para o cálculo da variável, foram utilizados os dados do peso total das carcaças e número de animais abatidos mensalmente. Os dados sobre o volume de animais abatidos no Brasil também foram obtidos no IBGE.

As variáveis *dummies* foram utilizadas para capturar os efeitos das barreiras sanitárias determinadas pelos países asiáticos. A pesquisa buscou detectar se essas ocorrências afetaram as exportações brasileiras de carne bovina. Os eventos cujos impactos serão testados, estão especificados a seguir (Tabela 3).

### 3.4 Testes e procedimentos de estimação

O estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) é tendencioso e inconsistente para os parâmetros de uma equação estrutural no sistema de equações simultâneas<sup>4</sup>. De acordo com [Greene \(2002\)](#), existem duas abordagens para a estimação dos modelos de equações simultâneas: métodos de equação única e métodos de sistema. A primeira categoria estima cada equação do sistema separadamente, usando um estimador de informação limitada. A segunda categoria considera a informação completa e segue o princípio de que a estimação conjunta das equações proporciona ganhos de eficiência.

A estimação por mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) é o método mais comum usado para estimar modelos de equações simultâneas; sendo um

<sup>4</sup>A demonstração da tendenciosidade e inconsistência dos estimadores de OLS pode ser encontrada, por exemplo, em [Judge et al. \(1985, p. 570\)](#).

**Tabela 3:** Eventos que podem ter afetado as exportações de carne bovina brasileira para a Ásia, no período de 2002 a 2019

<b>Notificações relacionadas ao Acordo SPS relatadas na OMC</b>		
Data do Início do Embargo	Descrição da Notificação	Data do Fim do Embargo
13 de Dezembro de 2005	Filipinas formulou uma notificação emergencial que afetou a carne bovina brasileira. O país proibiu temporariamente a importação de animais suscetíveis à febre aftosa, seus produtos e subprodutos frescos/congelados originários do Estado do Paraná.	04 de Novembro de 2008
13 de Janeiro de 2006	Filipinas determinou uma notificação de caráter emergencial direcionada ao Brasil. Ao tentar proteger o seu território da contaminação pela febre aftosa, Filipinas proibiu temporariamente a compra de animais, produtos e subprodutos originários do Mato Grosso do Sul.	04 de Novembro de 2008
01 de Agosto de 2017	Filipinas estabeleceu uma medida de emergência que impõe a proibição temporária da importação de carne bovina e de aves de capoeira de 25 estabelecimentos credenciados de carnes estrangeiras (EMFs) do Brasil.	24 de Novembro de 2017
09 de Agosto de 2017	Filipinas instituiu uma medida emergencial impondo uma suspensão temporária do credenciamento de todos os Estabelecimentos Brasileiros para exportar carne para as Filipinas.	24 de Novembro de 2017
<b>Embargo à Carne Bovina Brasileira não notificado na OMC</b>		
Data do Início do Embargo	Justificativa do Embargo	Data do Fim do Embargo
Dezembro de 2012	A China estabeleceu embargo à carne bovina brasileira congelada devido ao caso de Encefalopatia Espongiforme Bovina (EEB) no Paraná.	Novembro de 2014

Fonte: [WTO \(2020\)](#). Elaborado pelos autores.

método de equação única, enquanto a estimação de mínimos quadrados em três estágios (3SLS) é um método de sistema.

Segundo [Greene \(2002\)](#), pode parecer que um dos estimadores estruturais deva sempre ser preferido aos OLS. Entretanto, costuma-se verificar que o estimador OLS é surpreendentemente próximo do estimador estrutural. Pode ser mostrado que, pelo menos em alguns casos, OLS tem uma menor variância sobre sua média do que 2SLS sobre sua média, levando à possibilidade de que OLS pode ser mais preciso no sentido de erro quadrático médio. Mas, esse resultado deve ser moderado pela descoberta de que os erros-padrão OLS não são úteis para fins de inferência. No entanto, OLS é um estimador frequentemente usado. Obviamente, essa discussão é relevante apenas para amostras finitas. Assintoticamente, 2SLS deve dominar OLS e, em um modelo corretamente especificado, um estimador de informação completa deve ser utilizado em vez de um estimador de informação limitada. Ainda de acordo com o autor, o método de sistema (3SLS) deve ser preferido ao método de equação única (2SLS). Embora os métodos de sistema sejam assintoticamente melhores, eles têm dois problemas. Primeiro, qualquer erro de especificação na estrutura do modelo será propagado por todo o sistema por 3SLS. Os estima-

dores de informação limitada devem, em geral, confinar um problema à equação particular em que ele aparece. Em segundo lugar, em 3SLS a variação da matriz de covariância estimada é transmitida por todo o sistema. Assim, a variância de amostra finita de 3SLS pode ser tão grande ou maior do que a de 2SLS.

Assim, as condições de identificação devem ser analisadas antes da estimação do modelo de equações simultâneas. De acordo com Judge *et al.* (1985), um sistema é identificado, se e somente se, todas as equações são identificadas. Uma condição para a identificação de uma equação é a condição de *rank* ou posto. Uma condição necessária, mas não suficiente para alcançar a condição de *rank* é definida como condição de ordem.

Geralmente não há muita escolha na seleção de variáveis instrumentais. As melhores escolhas de instrumentos são variáveis que são altamente correlacionadas com as variáveis explicativas. Mas, quanto mais altamente correlacionada uma variável é com as colunas problemáticas da matriz de variáveis explicativas, menos defensável a alegação de que essa mesma variável explicativa não estará correlacionada com os resíduos (GREENE, 2002). Conforme Wooldridge (2013), quando as variáveis instrumentais são fracas, o que indica que elas são correlacionadas com o termo de erro, ou somente fracamente correlacionadas com a variável explicativa endógena, ou as duas coisas simultaneamente, então o 2SLS pode ser pior que o OLS. Em termos de força das variáveis instrumentais, Staiger e Stock (1997) propuseram a estatística F de primeiro estágio, que, quando for inferior a 10, há indicativo de instrumento fraco.

O teste de Breusch-Pagan foi aplicado para testar a presença de heterocedasticidade e o teste de Durbin-Watson foi utilizado para testar a presença de autocorrelação nos resíduos. Já o procedimento de Newey e West (1987) foi empregado para ajustar as estimativas do erro-padrão em caso de problemas de autocorrelação e heterocedasticidade.

#### 4 Resultados e Discussões

As equações de oferta e de demanda de exportação da carne bovina brasileira foram testadas para identificação pela condição de *rank*, sendo ambas identificadas. Quanto à força das variáveis instrumentais, a estatística F obtida foi de 443,7, logo, a hipótese nula de instrumento fraco é rejeitada (STAIGER; STOCK, 1997). O teste de Breusch-Pagan, rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade (*p-valor*: 0,0004) para a equação de demanda de exportação, enquanto no caso da equação de oferta de exportação, a hipótese nula não foi rejeitada (*p-valor*: 0,0951), considerando um nível de significância de 5%. E, conforme o resultado do teste de Durbin-Watson, a hipótese nula de ausência de autocorrelação foi rejeitada para ambas as equações. Como problemas de autocorrelação e heterocedasticidade foram identificados, o procedimento de Newey e West (1987) foi aplicado para ajustar as estimativas do erro-padrão (LUCHANSKY; MONKS, 2009; PARAJULI; ZHANG; CHANG, 2016).

A Tabela 4 exibe as estimativas dos parâmetros do sistema de equações simultâneas, obtidos pelo método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) e mínimos quadrados em três estágios (3SLS). Também são exibidos os resultados com correção dos erros aplicando o procedimento de Newey-West. Os dados abrangem o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2019

e as variáveis foram logaritmizadas, logo, as elasticidades correspondem aos próprios coeficientes estimados. Quando se utiliza os métodos 2SLS e 3SLS, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) apenas é válido para o primeiro estágio. Mas, convém apresentá-lo para sinalizar a proporção da variação total explicada pela regressão. Para ambas as equações, de demanda e oferta de exportação, o  $R^2$  indicou um bom ajuste do modelo.

Para a equação de demanda de exportação, o coeficiente da variável preço médio mensal da carne bovina desossada congelada do Brasil no mercado asiático ficou negativo, como esperado, porém, não apresentou significância estatística ao nível de 5%. Importante observar que Isaac (2006) também obteve coeficiente negativo para a equação demanda de exportação em seu trabalho, de  $-1,36$ , mas, não significativo, similar ao resultado dessa pesquisa, o que está em acordo com a teoria econômica e indica que a medida que o preço do produto cai, a demanda por ele aumenta.

O coeficiente da variável renda (importações totais da Ásia) apresentou sinal positivo, também em acordo com a teoria econômica, no entanto, após a correção de Newey-West, o resultado não apresentou significância estatística (Tabela 4). Miranda (2001) constatou também que não houve resposta significativa pela inserção das importações totais da União Europeia, utilizada como *proxy* para a renda desse mercado importador. Por outro lado, Isaac (2006) verificou que a variável renda per capita dos Estados Unidos foi o fator mais relevante na equação demanda de exportação, embora não significativa.

EUA, Austrália e Índia foram considerados concorrentes, pois seus produtos seriam substitutos do brasileiro no mercado asiático. Assim, com a elevação do preço de exportação da carne bovina do país concorrente, o mercado asiático reduziria a demanda por esse produto e aumentaria a demanda pela carne bovina brasileira. Portanto, espera-se que os coeficientes associados à essas variáveis devem ser positivos. Para os EUA, os coeficientes estimados também foram positivos e significativos (Tabela 4). Para a Austrália a não significância somente ocorreu para estimativa obtida por 3SLS com correção Newey-West.

No caso da Índia, os dados para o cálculo do preço médio mensal da carne bovina desossada congelada do país no mercado internacional estão disponíveis a partir de julho de 2008 até dezembro de 2019. No Apêndice A constam as estimativas das exportações brasileiras dessa carne bovina também considerando a Índia como concorrente. O coeficiente encontrado foi de  $1,9213$  para 2SLS e de  $2,0823$  para 3SLS, ambos não significativos. Miranda (2001) também verificou em seu trabalho que os preços dos países concorrentes foram variáveis importantes para explicar variações nos volumes exportados pelo país.

Em relação à variável *dummy* que representa os períodos (12/2005 a 11/2008 e 08/2017 a 11/2017) em que as Filipinas estabeleceram embargos à carne bovina brasileira, o seu coeficiente foi de  $-0,2117$  para 2SLS e  $-0,2911$  para 3SLS (Tabela 4). A significância ocorre para os modelos sem correção Newey-West. Ou seja, com as barreiras determinadas por esse país, as exportações de carne bovina desossada congelada do Brasil para o mercado asiático reduziram  $19,08\%$  (2SLS) e  $25,26\%$  (3SLS)<sup>5</sup>, de acordo com os resultados desses

<sup>5</sup>Utiliza-se uma correção para interpretar os coeficientes de variáveis *dummies* explicativas quando a variável dependente é expressa na forma logarítmica. A correção é a seguinte:  $100 * [\exp(\text{coeficiente estimado de uma variável dummy}) - 1]$ .

**Tabela 4:** Resultado do modelo das exportações brasileiras de carne bovina desossada, congelada para a Ásia (01/2002 a 12/2019)

Variáveis	Função de Demanda de Exportação			
	2SLS	2SLS com correção de Newey- West	3SLS	3SLS com correção de Newey- West
Constante	-21,9531* (8,8145)	-21,9531 (16,4878)	-28,1485*** (8,4039)	-28,1485* (16,5791)
Preço médio mensal da carne bovina desossada, congelada do Brasil no mercado asiático	-0,5145 (0,3361)	-0,5145 (0,7601)	-0,6794* (0,3293)	-0,6794 (0,7614)
Renda da Ásia	0,1306 (0,4311)	0,1306 (0,8107)	0,4819 (0,4070)	0,4819 (0,8177)
Preço médio mensal da carne bovina, desossada, congelada dos Estados Unidos no mercado internacional	2,7722*** (0,3367)	2,7722*** (0,8024)	2,6806*** (0,3196)	2,6806*** (0,8117)
Preço médio mensal da carne bovina da Austrália no mercado internacional	1,0377** (0,3830)	1,0377* (0,4969)	0,9101* (0,3518)	0,9101 (0,5639)
Dummy para embargos estabelecidos por Filipinas	-0,2117* (0,1020)	-0,2117 (0,1838)	-0,2911** (0,0941)	-0,2911 (0,2138)
Dummy para o embargo determinado pela China	-0,1540 (0,1234)	-0,1540 (0,2180)	-0,1311 (0,1145)	-0,1311 (0,2421)
R <sup>2</sup>	0,7025		0,6965	
R <sup>2</sup> ajustado	0,6939		0,6878	
Função de Oferta de Exportação				
Constante	49,6792** (17,5688)	49,6792** (18,8340)	63,8346*** (16,3574)	63,8346* (27,6813)
Preço médio mensal da carne bovina desossada, congelada do Brasil no mercado asiático	2,4877*** (0,3848)	2,4877*** (0,4706)	3,1870*** (0,3640)	3,1870*** (0,5967)
Preço da carne bovina pago ao produtor	-1,6926*** (0,4073)	-1,6926* (0,7277)	-1,9306*** (0,3808)	-1,9306* (0,9485)
PIB do Brasil	-2,3200*** (0,6622)	-2,3200** (0,8649)	-2,9175*** (0,6197)	-2,9175* (1,2513)
Taxa de câmbio efetiva real ponderada para China e Hong Kong	2,3331*** (0,2400)	2,3331*** (0,4345)	2,5447*** (0,2351)	2,5447*** (0,5498)
Peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil	4,4400** (1,4390)	4,4400* (1,8419)	0,5934 (1,3612)	0,5934 (2,8897)
Volume dos animais abatidos no Brasil	2,0269*** (0,3579)	2,0269*** (0,4098)	1,5185*** (0,3308)	1,5185* (0,6088)
R <sup>2</sup>	0,8322		0,7792	
R <sup>2</sup> ajustado	0,8274		0,7729	

Erros-padrões entre parênteses.

• Significativo a 10%; \* Significativo a 5%; \*\* Significativo a 1%; \*\*\* Significativo a 0,1%

modelos. Conforme os dados da SECEX (2020), entre 2005 a 2008, houve redução na participação das Filipinas na compra da carne bovina desossada congelada do Brasil (Figura 3). Esse país adquiriu 32,24% do produto brasileiro enviado à Ásia em 2005 e a sua participação em 2008 caiu para 14,81%. Em 2017, constata-se uma diminuição no volume exportado de carne bovina brasileira para as Filipinas, já que as compras desse país em 2017 foram 53,13% menores quando comparadas com as do ano anterior (2016).

Para a variável *dummy* que sinaliza o intervalo de tempo em que a China suspendeu a compra de carne bovina brasileira, que foi de dezembro de 2012 a novembro de 2014, encontrou-se um coeficiente não significativo de  $-0,1540$  (2SLS) e  $-0,1311$  (3SLS). Na pesquisa realizada por Miranda (2001), os eventos sanitários também não se mostraram significativos ou não apresentaram resultados conclusivos sobre preços e quantidades transacionadas de carne bovina.

Para a equação de oferta de exportação, o coeficiente da variável preço médio mensal da carne bovina desossada congelada do Brasil no mercado asiático foi positivo e significativo (Tabela 4): 2,4877 e 3,1870, indicando uma elasticidade relativamente elevada da oferta da carne brasileira e consequente capacidade de resposta do Brasil às oportunidades de mercado, com o aumento na quantidade exportada superando (mais que proporcional) os aumentos de preços na região importadora. Em relação a essa variável, Barros, Bacchi e Burnquist (2002) encontraram coeficiente de 0,58 para a comercialização de carne bovina resfriada e congelada e Isaac (2006) obteve um coeficiente de 0,18 para a variável preço médio da carne bovina do Brasil no mercado internacional na equação de oferta de exportação.

No caso do preço da carne bovina pago ao produtor, o coeficiente encontrado foi de  $-1,6926$  (2SLS) e  $-1,9306$  (3SLS), ambos significativos. Nota-se, assim, que altas de preços ao produtor decorrentes de queda de oferta, são relevantes inibidoras de exportação. Ainda, a competitividade brasileira parece sensível a uma margem de exportação entre os preços ao produtor e o preço CIF da Ásia. No que se refere a essa variável, Miranda (2001) constatou coeficiente de  $-1,06$  para a exportação de carne bovina *in natura* do Brasil para a União Europeia. Um coeficiente de  $-0,94$  foi obtido por Barros, Bacchi e Burnquist (2002) ao analisar as exportações totais de carne bovina do Brasil no período de 1992 a 2000.

Para a variável PIB brasileiro, a elasticidade foi relativamente elevada, entre 2 e 3, e negativa e significativa (Tabela 4). Miranda (2001) ao estimar o modelo de vendas de cortes especiais de bovinos para a União Europeia também obteve para o PIB nacional um coeficiente negativo e de magnitude elevada ( $-5,22$ ). Segundo a autora, um aumento da renda real doméstica resulta em elevação no consumo de carne, o que leva a diminuição da disponibilidade do produto para exportação. Na pesquisa de Barros, Bacchi e Burnquist (2002), a renda nacional foi a variável mais relevante para explicar o volume exportado de carne bovina resfriada e congelada pelo Brasil, com o resultado de  $-2,71$ .

O coeficiente estimado da taxa efetiva de câmbio foi de 2,3331 (2SLS) e 2,5447 (3SLS), ambos significativos. Indicando que uma elevação dessa taxa, ou seja, uma depreciação do real além da evolução da inflação brasileira em relação à dos países importadores, funcionaria como um estímulo ao aumento das exportações. Haveria, portanto, um aumento da competitividade da carne brasileira no mercado importador considerado. Ao analisar as exportações de carne bovina do Brasil, Isaac (2006) também encontrou um valor de 2,00 para

essa taxa.

O peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil foi utilizado como *proxy* para a produtividade e supõe-se que o seu sinal seja positivo sobre o volume exportado. De acordo com a Tabela 4, o valor estimado foi de 4,4400 (2SLS) e 0,5934 (3SLS). Silva Neto (2011) também verificou que o impacto da produtividade sobre as exportações de carne bovina é positivo e expressivo, um crescimento de 1% nessa variável eleva as exportações em 1,7%.

Quanto ao volume de animais abatidos no Brasil, os coeficientes estimados foram positivos e significativos (2,0269 e 1,5185), o que reforça a existência de possíveis efeitos de economias de escala sobre a competitividade. Pereira de Lima (2018) ao analisar o crescimento das exportações de carne bovina entre 2005 e 2015, constataram que uma elevação de 1% no volume total de animais abatidos no Brasil aumentou as exportações em aproximadamente 0,35%.

## 5 Conclusões

Diante do forte crescimento das exportações de carne bovina do Brasil, principalmente para a Ásia, o presente estudo analisou o comércio externo brasileiro com essa região e estimou os determinantes da demanda e da oferta de exportação para o caso do produto na forma desossada congelada, principal categoria exportada pelo país, no período de 2002 a 2019. A importância de estudar as exportações do setor de carne bovina do Brasil se deve a sua participação de 8,41% no valor das exportações do agronegócio em 2020 (SECEX, 2020), sendo relevante verificar como o mercado reage a mudanças nas variáveis econômicas internas e externas e como as barreiras sanitárias impostas ao Brasil têm afetado suas negociações.

Para tanto, foi utilizado um modelo teórico que explicasse o crescimento da exportação de carne bovina brasileira para a Ásia. No caso, foram especificadas equações de demanda e oferta de exportação. Por meio do modelo de equações simultâneas, aplicaram-se os métodos de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) e mínimos quadrados em três estágios (3SLS) para estimar as equações.

Um dos resultados do modelo mostra que a demanda pelo produto brasileiro na Ásia parece responder mais aos preços dos concorrentes (como EUA, Austrália e Índia) do que ao próprio preço do produto brasileiro. Isso pode ser interpretado como indicação de que há uma disputa em preços de mercado entre os fornecedores a serem escolhidos pela região compradora. Esse aspecto ganha importância porque em relação à renda dos países compradores, constatou-se menor relevância, ou seja, o volume importado cresce bem menos do que proporcionalmente à renda. Fica evidente, portanto, que o Brasil precisa manter sua competitividade, lastreada em produtividade e eficiência - cuidando sempre da qualidade e sanidade do produto para garantir sua fatia e ampliá-la, à medida que renda e população aumentem na região, no mercado asiático de carne bovina.

Em consonância com essas observações, verificou-se que para a oferta de exportação a variável peso médio das carcaças, que representa a produtividade, apresentou o maior impacto entre os fatores analisados dessa equação. Isso pode significar que a produtividade tem sido estratégica para a competitividade brasileira: a um mesmo preço na região importadora, o Brasil consegue ao longo do tempo viabilizar um maior volume exportado. Ademais, o país



tem conseguido inserção no mercado de forma bastante eficiente economicamente, respondendo intensamente aos movimentos de preços e à competitividade proporcionada pela conjugação de taxa cambial e movimento dos índices gerais de preços dos países envolvidos no comércio. O estudo mostra também evidência de que a força do mercado interno, expressa pelo PIB nacional, tem capacidade para competir com o mercado externo. O desafio, que se acredita que o setor possa suportar, é o de abastecer ambos os clientes (mercado interno e externo), mormente em um futuro em que se espera que o Brasil venha a alcançar taxa mais expressivas de crescimento econômico. No curto prazo os ciclos de maior ou menor crescimento exercerão papel relevante na destinação da produção nacional.

Os resultados relacionados às questões sanitárias sugerem que, a despeito dos eventos ocorridos no período analisado, não teria havido oscilações estatisticamente mais relevantes daquelas comumente observadas no mercado asiático, pois o coeficiente da variável *dummy* empregada para representar os embargos estabelecidos por Filipinas apresentou-se significativo a um nível de significância de 5% (2SLS) e para o 3SLS, essa variável foi significativa a um nível de significância de 1%. Com correção dos erros padrões aplicando o procedimento de Newey-West, a variável *dummy* deixou de ser significativa, tanto para o 2SLS, quanto para o 3SLS. Para a variável *dummy* que sinaliza o intervalo de tempo em que a China suspendeu a compra de carne bovina brasileira encontrou-se o coeficiente não significativo para o 2SLS e o 3SLS.

Quanto às perspectivas de mercado, segundo o [USDA \(2020b\)](#), em 2021, as exportações globais de carne bovina e vitelo devem crescer 3% à medida que melhores condições econômicas e recuperação de serviços de alimentação sustentam a demanda. A previsão é que os principais exportadores experimentem vendas mais robustas. As exportações de carne bovina e de vitelo do Brasil devem atingir um recorde pelo terceiro ano consecutivo em 2021, uma vez que a demanda contínua da China coincide com a recuperação da demanda nos mercados tradicionais. No entanto, a Austrália é exceção, já que a produção mais baixa deve limitar os excedentes exportáveis. O país terá queda na produção pelo segundo ano consecutivo, porque os produtores estão reconstruindo os rebanhos após o fim de uma seca de vários anos ([USDA, 2020b](#)).

Ainda de acordo com o [USDA \(2020b\)](#), as exportações de carne bovina e de vitelo dos Estados Unidos devem crescer 6% em 2021, principalmente com o aumento dos embarques para o Leste Asiático. Supõe-se que os Estados Unidos se tornem o segundo maior exportador global de carne bovina e de vitelo em 2021, ultrapassando a Austrália e a Índia, mas permanecendo bem atrás do Brasil.

As exportações de carne bovina e de vitelo da Índia devem se beneficiar de uma produção mais elevada e de uma economia em melhora em seus mercados sensíveis aos preços em 2021 ([USDA, 2020b](#)). No entanto, houve redução nas exportações de carne bovina desossada congelada da Índia para a Ásia em 2018 e 2019. Além disso, a Índia não está livre da febre aftosa, não possuindo *status* oficial da [OIE \(2018\)](#) para a febre aftosa. Em contrapartida, a Austrália e os Estados Unidos são reconhecidos pela [OIE \(2018\)](#) como países livres de febre aftosa sem vacinação.

A heterogeneidade dos países da Ásia em relação ao consumo de carne bovina desossada congelada brasileira é uma limitação desta pesquisa. Esse produto é amplamente consumido pela China, Hong Kong, Filipinas e Cinga-

pura. No entanto, um segundo conjunto de países consome um volume muito reduzido dessa categoria de carne brasileira, como Malásia, Indonésia, Vietnã, Coreia do Sul e Japão. Portanto, pesquisas futuras poderiam fazer estimações para cada um desses diferentes grupos de países na Ásia, segmentando os países que têm maior consumo de carne bovina desossada congelada brasileira, daqueles que o consumo é pouco relevante ou nulo, ou ainda diferenciando por forma de produto, que tem menor importância nas vendas brasileiras, mas poderiam incrementar seus embarques.

Trabalhos futuros também poderiam estender este trabalho a outros mercados, como o Oriente Médio e África, que são importantes compradores do Brasil. O estudo desses mercados é relevante, pois as projeções são de que o consumo de carne bovina se acentue ainda mais nos países em desenvolvimento nos próximos anos.

Ademais, as questões abordadas neste estudo podem embasar pesquisas voltadas para a análise do impacto relacionado a mudança do *status* sanitário sobre as exportações de carne bovina brasileira, um tema de grande interesse no setor do Brasil. O estudo da reação dos mercados a eventos não diretamente mensuráveis, como a alteração do *status* sanitário ou a ocorrência de um foco de doença no país exportador, precisam ser investigados com a finalidade de gerar informações para o setor de carne bovina se preparar para enfrentar essas ocorrências de ordem sanitária que podem impactar as empresas brasileiras no mercado internacional.

## Referências

- AGRICULTURAL AND PROCESSED FOOD PRODUCTS EXPORT DEVELOPMENT AUTHORITY — APEDA. *India exports statistics*. 2020. Disponível em: <http://agriexchange.apeda.gov.in/index/reportlist.aspx>. Acesso em: 3 out. 2020.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL — BCB. *Sistema gerenciador de séries temporais*. 2020. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelalocalizarSeries>. Acesso em: 5 out. 2020.
- BARROS, G S C; BACCHI, M R P; BURNQUIST, H L. *Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)*. [S. l.], mar. 2002.
- BEEFPOINT. *Confira artigo especial sobre exportações de carne bovina da Índia*. 2016. Disponível em: <https://www.beefpoint.com.br/confira-artigo-especial-sobre-exportacoes-de-carne-bovina-da-india/>. Acesso em: 15 set. 2020.
- BEEFPOINT. *EUA: restrições comerciais afetam mercado de carne bovina*. 2005. Disponível em: <https://www.beefpoint.com.br/eua-restricoes-comerciais-afetam-mercado-de-carne-bovina-24929/>. Acesso em: 10 set. 2020.
- BRAUN, M B S et al. *Impacto das barreiras sanitárias e fitossanitárias na competitividade das exportações brasileiras e paranaenses de carne bovina*. [S. l.: s. n.], 2008.

- BUREAU OF LABOR STATISTICS — BLS. *Subjects*. 2020. Disponível em: <https://www.bls.gov/>. Acesso em: 10 out. 2020.
- CENTRO DE ESTUDOS EM ECONOMIA APLICADA — CEPEA. 2020. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/boi-gordo.aspx>. Acesso em: 20 jul. 2020.
- COMTRADE. *UN COMTRADE DATABASE*. 2020. Disponível em: <https://comtrade.un.org/data/>. Acesso em: 5 ago. 2020.
- DAMIÃO, D N. *Impactos dos instrumentos regulatórios SPS e TBT sobre a comércio de carne bovina dos países do Mercosul*. 2011. 156 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG.
- FEDERAL RESERVE ECONOMIC. *Economic Research*. 2020. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/>. Acesso em: 1 out. 2020.
- FERRAZ, L P C; RIBEIRO, M; MONASTERIO, P. On the effects of non-tariff measures on Brazilian exports. *Revista Brasileira de Economia*, v. 71, n. 3, p. 301–320, jul.–set. 2017.
- FITCH SOLUTIONS. *India Agribusiness Report: includes 5 years forecasts to 2023*. 2019. Disponível em: <https://www.fitchsolutions.com/>. Acesso em: 16 nov. 2020.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Índices econômicos da Fundação Getúlio Vargas: índice geral de preços-disponibilidade interna (IGP-DI)*. 2020. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/>. Acesso em: 20 set. 2020.
- GARCIA, D C C *et al.* Impactos do surto de febre aftosa de 2005 sobre as exportações de carne bovina brasileira. *Ciência Animal Brasileira*, v. 16, n. 4, p. 525–537, out.–dez. 2015.
- GOLDSTEIN, M; KHAN, M S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *Review of Economics and Statistics*, v. 60, n. 2, abr. 1978.
- GREENE, W H. *Econometric analysis*. Nova Jersey: Prentice Hall, 2002.
- HONG KONG MONETARY AUTHORITY. *Market data & statistics*. 2020. Disponível em: <https://www.hkma.gov.hk/eng/index.shtml>. Acesso em: 1 ago. 2020.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA*. 2020. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil>. Acesso em: 15 out. 2020.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA — IEA. Situação da Febre Aftosa no Brasil. *Análises e Indicadores do Agronegócio*, v. 11, n. 6, jun. 2016.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA — IPEA. *Ipeadata*. 2020. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 10 out. 2020.

- ISAAC, F L. *As exportações de carne bovina do Brasil e a taxa de câmbio*. 2006. 74 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.
- JUDGE, G G *et al.* *The Theory and Practice of Econometrics*. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 1985.
- LIMA, R P. *Crescimento das exportações de carne bovina brasileira entre 2005 e 2015: fatores econômicos*. 2018. 84 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia-GO.
- LUCHANSKY, M S; MONKS, J. Supply and demand elasticities in the U.S. ethanol fuel market. *Energy Economics*, v. 31, n. 3, p. 403–410, maio 2009.
- MC KENDREE, M G S *et al.* Impacts of Retail and Export Demand on United States Cattle Producers. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 102, n. 3, p. 866–883, ago. 2019.
- MEAT & LIVESTOCK AUSTRALIA — MLA. *Statistics Database*. 2020. Disponível em: <http://statistics.mla.com.au/Report/List>. Acesso em: 1 out. 2020.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO — MAPA. *Brasil livre da Febre Aftosa*. 2020a. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/saude-animal-e-vegetal/saude-animal/programas-de-saude-animal/febre-aftosa/brasil-livre-da-aftosa>. Acesso em: 26 out. 2020.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO — MAPA. *Mapa da Febre Aftosa*. 2020b. Disponível em: [https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/saude-animal-e-vegetal/saude-animal/programas-de-saude-animal/febre-aftosa/imagens/copy%5C\\_of%5C\\_Mapa%5C\\_estrategias%5C\\_versao3.png](https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/saude-animal-e-vegetal/saude-animal/programas-de-saude-animal/febre-aftosa/imagens/copy%5C_of%5C_Mapa%5C_estrategias%5C_versao3.png). Acesso em: 26 out. 2020.
- MIRANDA, S H G. *Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina*. 2001. 254 f. Tese (Doutorado em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba-SP.
- MORAES, B M M; BENDER FILHO, R; CORONEL, D A. A influência da taxa de câmbio nas exportações brasileiras de carne bovina in natura. *Revista Perspectivas Contemporâneas*, v. 11, n. 3, p. 01–18, set.–dez. 2016.
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS OF CHINA. *Statistical database*. 2020. Disponível em: <http://data.stats.gov.cn/english/easyquery.htm?cn=A01>. Acesso em: 6 out. 2020.
- NEWKEY, W K; WEST, K D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703–708, maio 1987.

- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE ANIMAL — OIE. *Foot and Mouth Disease (FMD)*. 2018. Disponível em: <http://www.oie.int/en/animal-health-in-the-world/official-disease-status/fmd/en-fmd-carte/>. Acesso em: 24 nov. 2020.
- PARAJULI, R; ZHANG, D; CHANG, S J. Modeling stumpage markets using vector error correction vs. simultaneous equation estimation approach: A case of the Louisiana sawtimber market. *Forest Policy and Economics*, v. 70, p. 16–19, set. 2016.
- SA, C D *et al.* Impactos da Covid-19 no agronegócio e o papel do Brasil: Texto para Discussão. *In*: 3.
- SECRETARIA DO COMÉRCIO EXTERIOR — SECEX. *Comex Stat*. 2020. Disponível em: <http://aliceweb.mdic.gov.br/>. Acesso em: 4 ago. 2020.
- SILVA NETO, W A. *Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais*. 2011. 173 f. Tese (Doutorado em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba-SP.
- STAIGER, D; STOCK, J. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, v. 65, n. 3, p. 557–586, 1997.
- UNITED STATES CENSUS BUREAU. *Foreign Trade*. 2020. Disponível em: <https://www.census.gov/foreign-trade/statistics/state/index.html>. Acesso em: 20 set. 2020.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE — USDA. *BSE frequently asked questions*. 2020a. Disponível em: <https://www.usda.gov/topics/animals/bse-surveillance-information-center/bse-frequently-asked-questions>. Acesso em: 5 ago. 2020.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE — USDA. *Livestock and Poultry: World Markets and Trade*. 2020b. Disponível em: <https://www.fas.usda.gov/data/livestock-and-poultry-world-markets-and-trade>. Acesso em: 24 nov. 2020.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE — USDA. *PSD Online-USDA/FAS*. 2020c. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline>. Acesso em: 4 ago. 2020.
- WOOLDRIDGE, J M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 5. ed. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning, 2013.
- WORLD TRADE ORGANIZATION — WTO. *Sanitary and Phytosanitary measures*. 2020. Disponível em: <http://spsims.wto.org/en/Notifications/Search?page=4%5C&sortBy=Distribution%5C%5C%20Date%5C&sortDirection=desc%5C&DisplayChildren=True%5C&DoSearch=True%5C&Number%5C%5C%20fRows=20>. Acesso em: 15 out. 2020.

WORLD TRADE ORGANIZATION — WTO. *The WTO agreement on the application of sanitary and phytosanitary measures (SPS agreement)*. 2021. Disponível em: [https://www.wto.org/english/tratop%5C\\_e/sps%5C\\_e/spsagr%5C\\_e.htm](https://www.wto.org/english/tratop%5C_e/sps%5C_e/spsagr%5C_e.htm). Acesso em: 16 maio 2021.

ZINI JÚNIOR, A A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615–661, dez. 1988.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Resultado do modelo das exportações brasileiras de carne bovina desossada, congelada para a Ásia (07/2008 a 12/2019)

Variáveis	Função de Demanda de Exportação			
	2SLS	2SLS com correção de Newey-West	3SLS	3SLS com correção de Newey-West
Constante	-53,8885** (19,4563)	-53,8885* (24,3117)	-56,0966** (19,4421)	-56,0966* (24,3162)
Preço médio mensal da carne bovina desossada, congelada do Brasil no mercado asiático	11,3598*** (2,8597)	11,3598*** (3,1882)	11,3887*** (2,8588)	11,3887*** (3,2057)
Renda da Ásia	2,6960* (1,1460)	2,6960• (1,5676)	2,7852* (1,1456)	2,7852• (1,5695)
Preço médio mensal da carne bovina, desossada, congelada dos Estados Unidos no mercado internacional	3,9329*** (0,9164)	3,9329*** (0,6560)	3,8859*** (0,9146)	3,8859*** (0,6539)
Preço médio mensal da carne bovina da Austrália no mercado internacional	4,3014*** (1,2059)	4,3014*** (1,0008)	4,2052*** (1,2036)	4,2052*** (1,0480)
Preço médio mensal da carne bovina, desossada, congelada da Índia no mercado internacional	1,9213 (1,4877)	1,9213 (1,8826)	2,0823 (1,4843)	2,0823 (2,0027)
Dummy para embargos estabelecidos por Filipinas	0,5502• (0,3104)	0,5502* (0,2615)	0,5842• (0,3097)	0,5842* (0,2565)
Dummy para o embargo determinado pela China	0,4162 (0,2573)	0,4162• (0,2131)	0,3847 (0,2569)	0,3847• (0,2216)
R <sup>2</sup>	0,1740		0,1709	
R <sup>2</sup> ajustado	0,1295		0,1262	

Erros-padrões entre parênteses.

• Significativo a 10%; \* Significativo a 5%; \*\* Significativo a 1%; \*\*\* Significativo a 0,1%

**Tabela A.1:** Resultado do modelo das exportações brasileiras de carne bovina desossada, congelada para a Ásia (07/2008 a 12/2019) (continuação)

Variáveis	Função de Oferta de Exportação			
	2SLS	2SLS com correção de Newey- West	3SLS	3SLS com correção de Newey- West
Constante	20,8899 (15,1987)	20,8899 (32,9425)	18,8788 (15,1698)	18,8788 (32,8213)
Preço médio mensal da carne bovina desossada, congelada do Brasil no mercado asiático	1,7826*** (0,4480)	1,7826* (0,8942)	1,7678*** (0,4473)	1,7678• (0,9078)
Preço da carne bovina pago ao produtor	-1,5363*** (0,3878)	-1,5363 (2,2096)	-1,5470*** (0,3873)	-1,5470 (2,3186)
PIB do Brasil	-0,5716 (0,7261)	-0,5716 (1,8122)	-0,4745 (0,7248)	-0,4745 (1,8625)
Taxa de câmbio efetiva real ponderada para China e Hong Kong	2,5108*** (0,2060)	2,5108*** (0,4465)	2,5114*** (0,2057)	2,5114*** (0,4496)
Peso médio das carcaças de bovinos abatidos no Brasil	5,6456*** (1,4317)	5,6456** (1,9637)	5,4611*** (1,4294)	5,4611** (2,0048)
Volume dos animais abatidos no Brasil	1,0996* (0,5251)	1,0996 (0,6778)	1,0501* (0,5240)	1,0501 (0,6932)
R <sup>2</sup>	0,8556		0,8557	
R <sup>2</sup> ajustado	0,8490		0,8491	

Erros-padrões entre parênteses.

• Significativo a 10%; \* Significativo a 5%; \*\* Significativo a 1%; \*\*\* Significativo a 0,1%



# MENSURANDO E AVALIANDO OS EFEITOS DE UM CHOQUE DE INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA

PIERRE HÍTALO NASCIMENTO SILVA \*

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA †

MARIA DANIELLA DE OLIVEIRA PEREIRA DA SILVA ‡

## Resumo

Este artigo tem o propósito de criar um índice capaz de mensurar o grau de incerteza da política econômica no Brasil. Esse índice será construído a partir da estimação do sentimento textual contido nas atas de reuniões do Copom, considerando o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Posteriormente, analisa-se como um choque de incerteza afeta a dinâmica de um conjunto de variáveis macroeconômicas por meio de um Modelo de Vetores Autorregressivos com restrição de sinais. Foi possível verificar que o aumento da incerteza tem efeitos contracionistas típicos, promovendo redução no consumo e na atividade econômica.

**Palavras-chave:** incerteza econômica; Copom; análise de sentimento; VAR.

## Abstract

This article aims to create an index capable of measuring the degree of uncertainty of economic policy in Brazil. This index will be built from the estimation of the textual sentiment contained in the minutes of Copom meetings, considering the period from January 2000 to December 2018. Subsequently, we analyze how an uncertainty shock affects the dynamics of a set of macroeconomic variables through an Autoregressive Vector Model with signal restriction. It was possible to verify that the increase in uncertainty has contractionary effects, promoting a reduction in consumption and negatively affecting economic activity.

**Keywords:** economic uncertainty; Copom; sentiment analysis; VAR.

**JEL classification:** C83, D8, E32

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea182617>

---

\* Universidade Federal da Paraíba. Doutorando Programa de Pós-Graduação em Economia. E-mail: pierrehitalo@gmail.com

† Universidade Federal da Paraíba. Professor Programa de Pós-Graduação em Economia. E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

‡ Universidade Federal da Paraíba. Professora Departamento de Gestão Pública. E-mail: maria-daniella75@hotmail.com

## 1 Introdução

Os termos risco e incerteza foram tratados como sinônimos pela teoria econômica por muito tempo, Knight (1921) foi o primeiro autor a propor a separação desses conceitos ao apresentar uma definição desagregada. O risco é caracterizado pela capacidade de se atribuir probabilidade, *a priori*, a um determinado evento, mesmo que não seja possível visualizar o resultado futuro<sup>1</sup>, mas que é passível de modelagem. A incerteza é um componente não observável e que se diferencia do risco pelo fato de não ser possível atribuir probabilidade aos eventos futuros, visto que as decisões são tomadas a partir da influência do ambiente para com o agente econômico. Sendo assim, é impossível modelar o conjunto de resultados possíveis/esperados como acontece sob o cenário de risco.

A discussão sobre os fatores geradores da incerteza e suas consequências não é recente, mas novas formas de lidar com esse componente sempre estão em evidência. Algumas pesquisas empíricas têm direcionado o foco para o estudo das consequências trazidas pela incerteza, principalmente em relação ao efeito psicológico dos agentes econômicos. Alchian (1950) argumenta que sob sua presença, julgamentos e opiniões serão divergentes, mesmo embasados nas melhores evidências disponíveis. Em relação ao Brasil, Costa Filho (2014) encontra evidências de que a incerteza apresenta um comportamento anticíclico e de que os períodos prolongados de incerteza são caracterizados por uma atividade econômica desaquecida e, conseqüentemente, uma fase de recessão mais duradoura. A junção desses fatores dificulta a capacidade preditiva dos agentes econômicos e autoridades, fazendo com que esses retardem tomadas de decisões importantes ou as façam de forma incorreta.

Além disso, a presença de incerteza em uma determinada economia traz como consequência o adiamento de muitas das decisões econômicas em função do seu caráter irreversível<sup>2</sup> e do alto grau de volatilidade. Expectativas negativas por parte dos agentes econômicos e empresários acabam sendo formadas e vão sendo empilhadas dentro desse contexto, além de transcenderem de um período para o outro<sup>3</sup> dando origem a um processo retroalimentador. A longo prazo é criada uma memória pessimista que afeta suas escolhas. A expansão duradoura desses choques modifica a estrutura econômica doméstica que fica condicionada a essa nova conjuntura. Além disso, um ambiente tomado por circunstâncias futuras incertas irá refletir um sentimento de indefinição.

Se observado corretamente, o componente incerteza traz informações importantes para a tomada de decisões dos agentes econômicos. Nesse sentido, choques de incerteza acarretam em impactos negativos perante a política monetária, tornando-a mais sensível e/ou comprometendo sua eficiência devido ao seu efeito sobre os agentes econômicos (SCHYMURA, 2017). No que se refere às diretrizes da política econômica, a incapacidade de projeção do cenário econômico de forma clara acarreta na postergação de decisões estratégicas sobre diversos setores.

---

<sup>1</sup> Tome como exemplo o lançamento de um dado, mesmo sem saber qual será o resultado é possível atribuir a probabilidade de ocorrência para cada resultado provável.

<sup>2</sup> Algumas decisões de investimento devido ao tempo de maturidade acabam se tornando irreversíveis.

<sup>3</sup> Considerando a natureza adaptativa das expectativas.

O principal problema reside no fato de a incerteza da política econômica<sup>4</sup> não se tratar de uma variável que possa ser quantificada de maneira usual como ocorre com outras variáveis. Como visto por Knight (1921), ela não apresenta nenhuma distribuição de probabilidade que permita observar e modelar o seu comportamento, fazendo com que, mensurá-la acabe se tornando uma tarefa um pouco árdua. Um dos recursos utilizados para contornar essa dificuldade é a estimação do sentimento de incerteza<sup>5</sup>, uma técnica alternativa que nos últimos anos vem se consolidando na literatura.

Esse método viabiliza a extração da informação ao tentar captá-la mediante a ferramentas de estimação do sentimento textual. Correa *et al.* (2017), construiu um índice capaz de verificar o sentimento de estabilidade financeira a partir dos relatórios de diversos Bancos Centrais. Os autores encontraram indícios de que o sentimento bancário se deteriorava antes de uma crise bancária. Machado *et al.* (2017) encontram evidências de que o tom de incerteza contido nos relatórios de desempenho trimestrais das indústrias influencia a dinâmica do mercado financeiro. Para mais detalhes sobre a discussão de estimação de sentimento ver os trabalhos de: You, DesArmo e Joo (2013), Hutto e Gilbert (2014), Graminho *et al.* (2015), Nopp e Hanbury (2015), Ormerod, Nyman e Tuckett (2015), Silva *et al.* (2017), Machado *et al.* (2017), Aguiar *et al.* (2018) e Li *et al.* (2019).

O sentimento de incerteza, tal como proposto neste artigo, é obtido a partir da análise textual com o auxílio de um dicionário específico que possibilita polarizar os termos. Essa polarização é responsável por exprimir o grau de positividade, negatividade, incerteza, neutralidade, entre outros sentidos ou significados, de uma palavra. Apoiado nessas informações e aplicando métricas que calculam o peso de cada palavra, é possível determinar o sentimento de incerteza da política econômica extraído dos textos selecionados.

Os métodos de *text regression* permitem quantificar palavras e frases de modo a contribuir, por exemplo, com a previsão de variáveis financeiras. Neste ensaio, aplica-se este método com o intuito de estimar o sentimento de incerteza contido nas palavras a partir de bases de dados textuais. Kearney e Liu (2014) enfatizam a existência de muitas fontes de informações prontas para serem “coletadas”: documentos, reportagens, *blogs*, discursos públicos, entre outros. Destaca-se a aplicação do dicionário que permite averiguar o tom contido na escrita concomitantemente com o aprendizado de máquina que promove a conversão de texto em *vector space model* através do uso de matrizes.

O Processamento de Linguagem Natural (NLP) possibilita a interação entre indivíduo e máquina. Ao permitir treiná-la para compreender o vocabulário humano por meio da leitura de textos, o computador é capaz de realizar análise sintática, morfológica, semântica e léxica. O NLP viabiliza a transformação dos dados qualitativos em valores numéricos, por intermédio da estratégia de *bag-of-words* (saco-de-palavras), na qual as palavras passam a ser tratadas como vetores. É possível obter toda a informação textual imprescindível através do *vector space model*, e usá-la como o insumo necessário para analisar o sentimento textual contido nos documentos mediante a transição da palavra para número. Esse processo de extração de informações como sentimento

---

<sup>4</sup>O mesmo acontece com a incerteza econômica.

<sup>5</sup>Em alguns estudos a incerteza é medida pela volatilidade (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015), em outros utilizam volatilidade e estimação do sentimento como em Barboza e Zilberman (2018).

é possível por conta de aprendizagem de máquina baseadas em dicionários.

O sentimento está diretamente atrelado à escrita e, ao selecionar um conjunto de palavras para analisar, consegue-se determinar o seu tom<sup>6</sup>. A partir da tonalidade gerada e mediante o cálculo do peso de cada palavra, é possível obter o parâmetro que expressa o sentimento requerido. Com base nos resultados alcançados, o pesquisador é capaz de fazer uso dessa informação para derivar diferentes indicadores de sentimento: otimismo, pessimismo, felicidade e incerteza, conforme a necessidade do seu problema de pesquisa. Desenvolveu-se, assim, um instrumento de estudo dos padrões de conduta dos agentes econômicos, no qual as respostas obtidas são utilizadas com o intuito de acalmar os ânimos individuais ao fornecer explicações sobre o comportamento da variável analisada, diagnósticos, previsões entre outros.

Contudo, estimar o sentimento “transcrito” ainda se trata de uma metodologia recente e em pleno desenvolvimento. Novas ferramentas, que buscam otimizar cada vez mais o processo, continuam sendo incorporadas. No Brasil, a discussão sobre essa temática ainda é embrionária e se torna ainda mais restrita quando a análise é direcionada para o termo incerteza. É possível destacar alguns trabalhos que fizeram uso dessa técnica no Brasil, sendo eles: Costa Filho (2014), Machado *et al.* (2017), Ferreira *et al.* (2017) e Barboza e Zilberman (2018). Já Godeiro e Oliveira Lima (2017) criaram um Índice de incerteza Macroeconômica agregada para o Brasil a partir da volatilidade, seguindo a metodologia de Jurado, Ludvigson e Ng (2015).

Baseado no arcabouço literário internacional acerca da mensuração da incerteza econômica e seus efeitos sobre a economia, foi desenvolvido por Ferreira *et al.* (2017) o Indicador de Incerteza Econômica – Brasil (IIE-Br)<sup>7</sup>, que apresentou forte relação com os grandes momentos de incerteza vivido pelo país nos últimos anos. Por meio de um estudo econométrico, os autores chegaram à conclusão de que choques de incerteza produzem efeitos negativos sobre a atividade econômica e produção industrial<sup>8</sup>. A construção do IIE-Br é dada pela ponderação dos seguintes componentes<sup>9</sup>: *i*) IIE-Br Mídia: que considera a frequência de notícias à respeito da incerteza nos principais jornais do país<sup>10</sup>; *ii*) IIE-Br Expectativa: as informações dos especialistas referente as expectativas em relação a economia que são divulgadas no Boletim Focus; e *iii*) III-Br Mercado: calculado através da volatilidade do Ibovespa (FERREIRA *et al.*, 2017).

Já a incerteza da política econômica, por sua vez, foi destacada pela primeira vez em Baker, Bloom e Davis (2016)<sup>11</sup>. Os autores criaram um indicador capaz de captar esse sentimento a partir de artigos de jornais, baseado na frequência de palavras associadas a três categorias: incerteza, política e economia. Os autores identificaram uma relação positiva entre incerteza e volatilidade, além de uma relação negativa entre incerteza e o investimento, ou seja, fortes indícios indicam a sua capacidade de afetar variáveis reais da eco-

<sup>6</sup>Neste trabalho, sentimento e tom são tratados como sinônimos.

<sup>7</sup>Divulgado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas.

<sup>8</sup>Ferreira *et al.* (2017) utilizaram as variáveis: IBC-Br e PIM-PF para captar esses efeitos através de um modelo VAR.

<sup>9</sup>Para mais detalhes sobre como ocorre a ponderação consultar Ferreira *et al.* (2017).

<sup>10</sup>Optou-se por utilizar mais de um jornal com o objetivo de corrigir possíveis vies ocasionado por apenas uma mídia.

<sup>11</sup>Os autores são referências nessa temática e atualmente possuem índices de incerteza para diversos países.

nomia. Tomando como base essas hipóteses, Redl (2017) analisou o impacto de choques de incerteza macroeconômica e financeira no Reino Unido a partir de um modelo VAR com restrição de sinais. Os resultados obtidos mostraram que a incerteza política impacta negativamente o PIB e que os efeitos desse choque são superiores aos observados no choque de incerteza financeira.

As atas das reuniões dos Bancos Centrais são os principais instrumentos de comunicação utilizados por esses agentes para apresentar dados macroeconômicos relevantes, tais como: projeções econômicas a respeito da conjuntura doméstica e externa, além de detalhar os procedimentos da tomada de decisão em relação a política monetária. Dado o conteúdo informativo desses documentos, optou-se por trabalhar com as atas do Copom visando o desenvolvimento um índice capaz de mensurar o sentimento de incerteza no Brasil.

As comunicações dos Bancos Centrais surgem como uma fonte promissora de análise do sentimento textual, e sua transparência é vista como fundamental para controlar as expectativas dos agentes econômicos. Montes e Nicolay (2015) realizam um estudo empírico sobre a influência da comunicação do Banco Central do Brasil sobre as expectativas de inflação por meio das atas do Copom. Os autores obtêm indícios de que os especialistas reagem ao “tom” empregado nelas<sup>12</sup> que por sua vez, comprova a eficiência desse instrumento de comunicação utilizado pelo BACEN. Destacam-se alguns autores que realizaram estudos empíricos sobre a comunicação dos Bancos Centrais: Apel e Grimaldi (2012), Bholat *et al.* (2015), Bruno (2016, 2017), Grignani e Fontana (2018) e Rybinski (2018). Na esfera da análise baseada em documentos envolvendo Autoridades Monetárias, Hansen e McMahon (2016) exploram como as informações divulgadas pelo *Federal Open Market Committee* têm efeitos sobre as variáveis reais e de mercado.

Este trabalho é dividido em duas partes complementares. Na primeira etapa serão descritas as fases da construção do índice de incerteza de política econômica, enfatizando o caráter inovador da análise para a discussão sobre sentimento textual no Brasil. A ideia é apresentar um indicador alternativo<sup>13</sup> ao IIE-Br e com menor custo operacional. Posteriormente, optou-se por realizar uma análise comparativa entre o índice desenvolvido e os indicadores de Incerteza Econômica - Brasil (IIE-Br) e o *Economic Policy Uncertainty Index Brazil* (EPU). Teoricamente os índices IIE-Br e IPE mensuram tipos de incerteza diferentes. No entanto, devido à ausência de outros indicadores dentro da temática tratada e aplicados a análise da economia brasileira, utilizou-se esses indicadores para fins comparativos. Além disso, acredita-se que existe uma relação entre ambos, tendo em vista que a incerteza econômica e a incerteza da política econômica estão, em certa medida, interligadas. O EPU está focado em capturar o mesmo tipo de incerteza do IPE, diferenciando apenas na lista de palavras utilizadas e a fonte de coleta dos dados.

Ao comparar o desempenho do IPE com os demais índices, é possível identificar que esses possuem desempenho muito similar, tendo como destaque o compartilhamento de tendências de alta e baixa, correlação positiva, assim como períodos de pico e redução da incerteza. Cabe ressaltar que o IPE conseguiu captar os períodos de maior incerteza doméstica (crises doméstica

<sup>12</sup>Montes e Nicolay (2015) criaram um indicador de percepção da inflação, no qual mostra que os especialistas reagem de forma negativa ao tom empregado do indicador. Se o indicador demonstra que a inflação está sob controle, as expectativas de inflação são reduzidas e *vice-versa*.

<sup>13</sup>A intenção não é substituir, mas sim fornecer aos pesquisadores um indicador capaz de mensurar a incerteza da política econômica, muitas vezes o IIE-Br era utilizado para essa finalidade.

e internacional, períodos eleitorais, entre outros). Posteriormente, como primeiro exercício, observou o impacto de choques de incerteza sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas através de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com restrições de sinais, proposto por Uhlig (2005). Nessa etapa de investigação, foi possível constatar que um choque de incerteza de política econômica afeta a economia de forma similar a choque contracionista típico, com redução o consumo e queda na atividade econômica.

## 2 Dados

A primeira fase desse estudo levou em consideração, exclusivamente, as atas do Banco Central. Todas as informações relacionadas às atas do Copom foram reunidas diretamente da base de dados compreendida no portal do BACEN. O critério de seleção levou em conta a disponibilidade desses documentos em inglês e, por isso, optou-se por trabalhar com as informações limitadas ao período janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Deve-se levar em conta uma mudança referente à periodicidade de publicação das atas. Durante o período 2000 a 2005, as reuniões ocorriam de forma mensal, assim como as publicações. A partir do ano de 2006, as reuniões passaram a acontecer a cada quarenta e cinco dias, sendo divulgadas oito atas ao ano. Outro ponto que merece ser destacado é o fato de que em 2002, foram publicadas treze atas ao invés de doze. Devido a essa quebra de periodicidade, passou-se a considerar o período trimestral como base do indicador criado neste artigo, possibilitando que toda a amostra passasse a ter a mesma frequência. As demais séries temporais utilizadas no modelo VAR com restrições de sinais também foram transformadas em dados trimestrais.

A ata do Copom é um dos principais instrumentos de comunicação do Banco Central do Brasil, e apresenta projeções econômicas para o cenário nacional e internacional, controle da inflação e decisões a respeito dos juros. É através dela que a autoridade monetária explica os procedimentos utilizados para a tomada de decisão de política monetária com o objetivo de tornar a comunicação mais transparente e manter sob controle as expectativas (COSTA FILHO; ROCHA, 2010). Desse modo, este estudo se propôs a criar o Índice de Incerteza da Política Econômica (IIPE) derivado a partir das atas do Copom. A série temporal criada nesse estudo considerou o período de 01 de janeiro de 2000 a 31 de dezembro de 2018, totalizando uma amostra de 177 atas que, após transformação de periodicidade em valores trimestrais, resultou em 76 observações.

Em posse desse índice, optou-se por aplicá-lo em um modelo VAR com restrições de sinais com o objetivo de observar a resposta de um conjunto de variáveis macroeconômicas a um choque de incerteza. Os dados utilizados nesta etapa foram coletados através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil, Confederação Nacional da Indústria (CNI), Fundação Getulio Vargas (FGV), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

### 2.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste artigo é composta por observações trimestrais no período que compreende janeiro de 2000 a dezembro de 2018. A taxa Selic é a taxa de juros referencial da economia brasileira e é regulada pelo Copom;

Tabela 1: Descrição dos dados

Variável	Descrição	Fonte	Link
SELIC	Taxa de juros - Meta Selic definida pelo Copom	BACEN	<a href="#">Código 432</a>
IPCA	Índice de preços ao consumidor amplo	IBGE	<a href="#">IPCA</a>
HORAS	Horas trabalhadas na produção industrial	CNI	<a href="#">Horas trabalhadas</a>
CONSUMO	Consumo privado + consumo do governo (em log)	IBGE	<a href="#">Despesas de consumo</a>
FBCF	Formação bruta de capital fixo	IPEA	<a href="#">FBCF</a>
SPREAD	Obtido mediante a diferença entre a Selic e o CDI	BACEN	<a href="#">Códigos 12 e 432</a>
PIB	Produto interno Bruto variação em volume	IBGE	<a href="#">PIB</a>

Fonte:Elaboração própria

o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é utilizado como medida de inflação e mede a variação de preços de um conjunto de bens e serviços. A variável horas trabalhadas na indústria é um indicador de desempenho que visa medir a evolução da produção industrial, enquanto a formação bruta de capital fixo (FBCF) mostra o quanto as empresas aumentaram os seus bens de capital, atuando como indicador que mensura o investimento. A variável consumo trata-se da soma das despesas de consumo privada e pública e o produto interno bruto (PIB) considerado foi a série de variação em volume.

Utilizamos como medida de crédito (variável *spread*) a diferença entre a taxa Selic e o CDI. Cabe ressaltar que as variáveis Taxa Preferencial Brasileira (TPB) e Indicador de Custo do Crédito (ICC), refletem com maior precisão o mercado de crédito no Brasil. No entanto, estas não estão disponíveis para o período de análise proposto neste trabalho (1º trimestre de Janeiro de 2000 a 4º trimestre de Dezembro de 2018).

A Tabela 1 mostra as variáveis por nome, descrição, fonte e *link* de acesso.

Destaca-se que a análise empírica da segunda etapa deste artigo está baseada no trabalho proposto por Redl (2017), assim como, a seleção das variáveis.

### 3 Estimação do Sentimento Textual

#### 3.1 IIFE Conjuntura

Definiu-se o  $IIFE_{Conjuntura}$  para abranger a parcela das atas do Copom voltadas para o aspecto conjuntural, em que é observado o cenário econômico do país. Entre as informações divulgadas, destaca-se a decisão da política monetária, voltada para o controle da inflação. A ata é um canal de comunicação direta entre as Autoridades Monetárias e os agentes econômicos, tendo como objetivo tornar mais transparente os fatores que motivaram a decisão do conselho, assim como estabilizar as expectativas dos agentes.

O Processamento de Linguagem Natural permite uma interação entre humano e máquina, e possibilita que sejam determinados os parâmetros que iriam guiar a máquina e permitir a conversão do texto em um *vector space model*<sup>14</sup> que recebeu as *strings* (palavras). A análise das atas do Comitê de Política Monetária demandou a utilização de algumas técnicas específicas de manipulação e mineração textual, de modo a permitir que toda a informação qualitativa necessária contida nos documentos seja extraída e posteriormente transformada em números.

É possível encontrar na literatura algumas metodologias de como estimar o peso das palavras. Por exemplo, Salton e Buckley (1988) utilizam o *vector space model* a partir de uma técnica de normalização dos termos para documentos de diferentes tamanhos visando obter melhores resultados referente ao processo de minimização de *outliers* dentro do vetor corpus<sup>15</sup>.

Neste trabalho, foi escolhida a abordagem proposta por Chisholm e Kolda (1999), onde é aplicada a ponderação nas frequências de palavras, com o objetivo de maximizar a eficiência dos resultados alcançados pelo *vector space model*. O desempenho deste modelo está associado ao esquema de ponderação. Fez-se o uso dos logaritmos com o intuito de ajustar melhor a frequência dos termos em cada ata, impedindo que termos com maiores frequências (*outliers*) venham a ter um peso maior dentro do documento (CHISHOLM; KOLDA, 1999). A estimação do peso das palavras é representada pela equação (1):

$$P_{i,j} \begin{cases} \frac{(1 + \log(Tf_{i,j}))}{(1 + \log(a_j))} \times \log \frac{N}{d_{f,i}} & \text{se } Tf_{i,j} \geq 1 \\ 0 & \text{se } Tf_{i,j} = 0 \end{cases} \quad (1)$$

em que  $P_{i,j}$  representa o peso da palavra  $i$  no documento  $j$ ;  $Tf_i$  é o total de ocorrências de uma palavra  $i$  em um documento  $j$ ;  $a_j$  é a média<sup>16</sup> de frequência das palavras de incerteza presente em um documento  $j$ ;  $N$  é o total de documentos na amostra e;  $d_{f,i}$  representa o total de documentos com ao menos uma ocorrência da palavra  $i$ .

O peso de cada termo pode ser calculado mediante ponderação aplicada a frequência das palavras em cada ata. Pode-se também dividir em duas partes a equação (1). A primeira metade expressa por  $\frac{(1 + \log(Tf_{i,j}))}{(1 + \log(a_j))}$ , representa a parte local da expressão, onde se retrata o peso que a palavra  $i$  tem sobre o documento  $j$ , o termo  $1 + \log(a_j)$  está normalizando<sup>17</sup> a expressão, evitando discrepância entre palavras com frequências muito distintas dentro do mesmo corpo textual. Essa solução de normalização é específica para o *vector space model*. A segunda metade da equação é representada por  $\log \frac{N}{d_{f,i}}$ , e esse termo denota o peso global que a palavra  $i$  tem sobre todo o conjunto de palavras de incerteza.

<sup>14</sup>Representa documentos de texto na forma de vetores de termos, além de permitir modelagem.

<sup>15</sup>O Corpus se trata de uma coletânea restrita de documentos linguísticos manuseados como objeto de estudo que permite modelagem a partir de ferramentas computacionais, para maiores esclarecimentos consultar Aluísio e Almeida (2006).

<sup>16</sup>A média de frequência das palavras de incerteza é obtida mediante a equação:  $a_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n FPI_j$ , em que  $n$  representa o número de termos de incerteza propostos por este estudo, que estão presentes no texto;  $FPI$  é a frequência de palavras de incerteza que aparecem no documento  $j$ .

<sup>17</sup>Para maiores esclarecimentos consultar Chisholm e Kolda (1999) os autores apresentam detalhadamente técnicas ponderação para o *vector space model*.



O sentimento textual foi então estimado com base no peso de cada palavra de incerteza contida nas atas de reuniões do Copom. Utilizou-se da abordagem de dicionário através de uma lista de palavras de incerteza previamente determinada. O cálculo do sentimento individual de incerteza da ata é dado por:

$$SI_j = \sum \text{Peso das palavras de incerteza} \quad (2)$$

em que o termo  $SI_j$  é o sentimento textual de incerteza da política econômica da ata  $j$ . A estimação do Índice de Incerteza da Política Econômica se deu mediante o agrupamento desse sentimento individual gerado por cada ata a partir da equação (2).

### 3.2 IPE Projeção

Devido as expectativas do mercado e dos agentes econômicos, se faz necessário que as informações publicadas nas atas das reuniões do Copom sejam transparentes. Divulgar os objetivos da política monetária concomitante com a realização de previsões quantitativas de indicadores relevantes para a tomada de decisão necessita de um grau de transparência, principalmente em relação às perspectivas econômicas e à condução da política monetária no futuro (COSTA FILHO; ROCHA, 2009).

Criou-se o  $IPE_{projecao}$  levando em consideração o aspecto de previsão incluso na ata do Copom. Tornou-se fundamental captar esse sentimento de projeção contido nesses documentos. Ao redigir a ata, as autoridades monetárias deixam claro aquilo que esperam que aconteça tanto no cenário doméstico quanto no internacional, informação essa que afeta diretamente os agentes econômicos.

O processo de criação e estimação do  $IPE_{projecao}$  é idêntico ao do  $IPE_{conjuntura}$  descrito acima, inclusive fazendo uso das Equações (1) e (2), não havendo, portanto, a necessidade de detalhá-lo. A única diferença é em relação a lista de palavras utilizadas no processo de criação<sup>18</sup>: ao trabalhar com o componente de projeção, faz-se necessária a escolha de termos com tempos verbais que transmitem a ideia de projeção e expectativa. Em outras palavras, aquilo que o formulador da política econômica espera que aconteça.

### 3.3 Indicador de Incerteza da Política Econômica

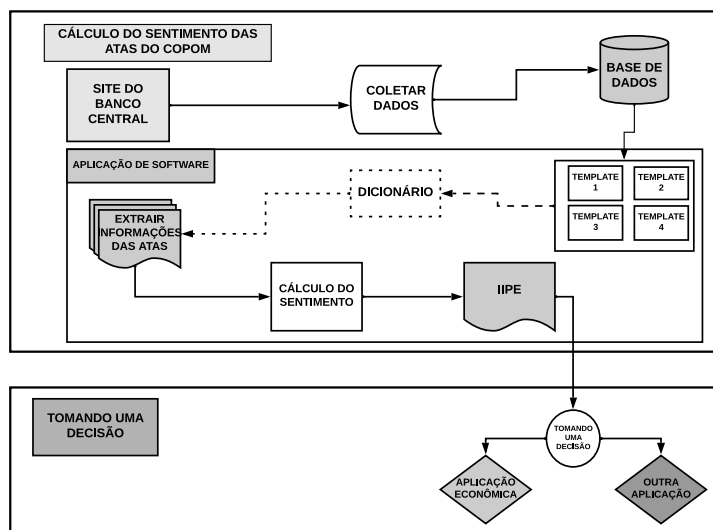
A versão final do Indicador de Incerteza da Política Econômica (IPE) é fruto da combinação do  $IPE_{conjuntura}$  e  $IPE_{projecao}$ , sendo que o peso de cada fator se deu com o objetivo de minimizar possíveis *outliers* que cada medida venha a ter no indicador final, que é obtido mediante a ponderação:

$$IPE = 0,5IPE_{conjuntura} + 0,5IPE_{projecao} \quad (3)$$

A Figura 7 mostra as diferentes ponderações utilizadas. O objetivo principal é demonstrar que, independente do peso escolhido para o indicador final, o efeito final altera-se minimamente. Ao associar os dois indicadores, obteve-se a série histórica que permite observar o comportamento da incerteza da política econômica no Brasil.

<sup>18</sup>A Figura 1 demonstra claramente como ocorre todo o processo para ambos os índices.

Figura 1: Processo de coleta e estimação do sentimento textual



Fonte: Elaboração própria.

### 3.4 Procedimento de estimação textual

A Figura 1 representa um fluxograma onde se descreve todo o processo automatizado<sup>19</sup> deste artigo. O processo inclui desde a coleta dos dados até o cálculo do sentimento e, posteriormente, a estimação do Índice de Incerteza da Política Econômica, que deriva das atas do Copom. Optou-se por captar manualmente todos os arquivos necessários em PDF diretamente do site do BACEN, criando-se então o banco de dados para trabalho. O objetivo é organizar a base de dados de modo que o acesso aos documentos seja facilitado, além de ficar disponível *off-line* para aplicações e modelagem. Todas as etapas de manuseio e tratamento das atas do Copom foram realizadas a partir do *software R*.

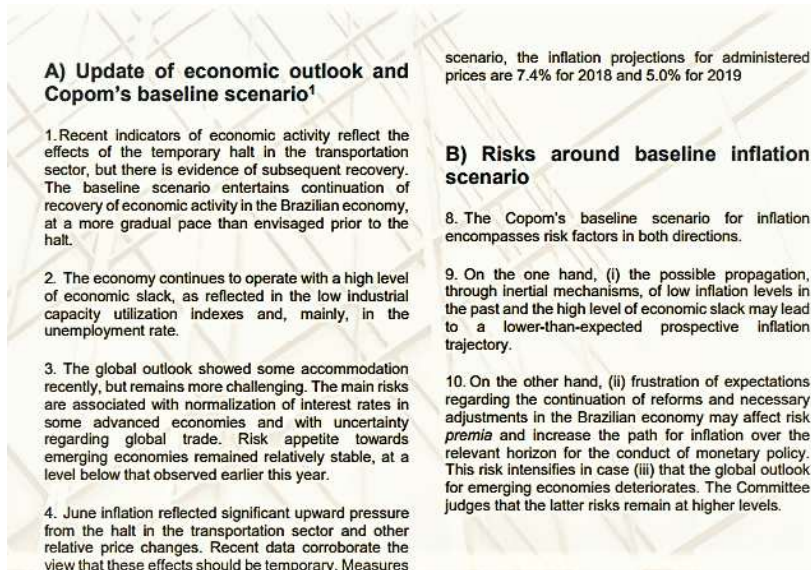
No fluxograma, os *templates* atuam como uma etapa de pré-ajuste, também conhecida como conjunto de regras (remoção de: espaços duplos, pontuação, números, quebra de linha, quebra de página, marca de parágrafo, caracteres maiúsculos), e é aplicada *a priori* sobre a base de dados de modo a prepará-la, a fim de que o algoritmo possa ser executado sem problemas. Uma das maiores dificuldades encontradas no processo de coleta dos dados foi a falta de padronização entre as atas, documentos apresentaram diferença de escrita e de *layout* textual, provocando assim um problema sério, devido ao fato do *software* diferenciar letras maiúsculas e minúsculas, além da organização dos tópicos e exposição da decisão de política monetária. Desta forma, foi possível identificar vários formatos distintos para os documentos que serão analisados ao longo de toda a base textual.

O uso da técnica de *web scraping*<sup>20</sup> é impossibilitado. Como pode ser visto na Figura 2, existe uma quebra textual que impede o algoritmo obter uma enumeração eficiente das palavras de incerteza presente ao longo dos textos. Durante o trabalho com leitura e contagem automatizada de palavras, é pre-

<sup>19</sup>Transformação de informação qualitativa em quantitativa.

<sup>20</sup>Consiste em importar todos os arquivos diretamente do *software*, dispensando o *download*.

Figura 2: Ata Nº 216: Reunião do Copom - 08 Agosto de 2018



Fonte: Elaboração Banco Central.

ciso que o sistema consiga identificá-las e agrupá-las sem maiores problemas. Por isso, foi preciso tratar toda amostra de modo a criar um padrão entre os documentos.

Terminada esta fase, poucas atas apresentaram problemas ao serem convertidas para arquivos *.txt* (títulos de seções com letras trocadas e o surgimento de símbolos). O algoritmo conseguiu contorná-los pelo fato desses problemas estarem nos títulos e não no corpo textual, e conseqüentemente, não houve interferência na contagem de palavras (mesmo que houvesse, o impacto seria irrisório sobre o resultado). Pao (1978) argumenta que os termos com maior valor semântico se encontram no meio da amostra e não nas extremidades. Todavia, as atas de número 44 e 49 precisaram ser digitadas manualmente devido ao fato de o texto ter ficado codificado<sup>21</sup>, impossibilitando assim, qualquer contagem de frequência.

O dicionário<sup>22</sup> nesse caso não é um termo rígido do algoritmo, podendo ter a sua lista de palavras adaptada ou até mesma substituída conforme necessidade do pesquisador. Finalmente, produz-se como resposta valores numéricos por meio de variáveis definidas e obtidas a partir da extração de informações qualitativas contidas no corpo textual das atas. Decorrida esta etapa, inicia-se o processo de cálculo do sentimento de incerteza de todas as palavras contidas em cada registro coletado. Esse procedimento se repete em *loop*<sup>23</sup> até que o último registro tenha o seu sentimento estimado e, ao final dele, é criado um arquivo único com as informações necessárias. O IPE é então gerado a partir do agrupamento dos sentimentos individuais de cada ata, e ao fim de todo o processo é fornecido um arquivo estruturado no formato *.CSV* com os dados

<sup>21</sup>Surgimento de símbolos ao invés do texto esperado o que impedia o *software*. de conseguir lê-las.

<sup>22</sup>Neste trabalho, dicionário e lista de palavras são tratados como sinônimos

<sup>23</sup>O algoritmo ocorre de forma única para cada documento, criando um laço até que todos passem por ele.

do índice.

### 3.5 Dicionário

#### Procedimento de Organização da Base de Dados e Criação da Lista de Palavras de Incerteza

Dentro das escolhas realizadas em *text regression*, o dicionário é necessário para extrair o sentimento de incerteza dos documentos. Optou-se por trabalhar com as atas em inglês por dois motivos: *i*) o dicionário mais utilizado na análise de sentimento encontrar-se nesse idioma<sup>24</sup>; *ii*) ainda é muito escasso os dicionários escritos em português, atualmente, dentro da proposta deste trabalho existe apenas o dicionário utilizado por Baker, Bloom e Davis (2016) para criar o EPU Brasil a partir das matérias do Jornal Folha de São Paulo. Ao fazer a aplicação do dicionário, permitiu-se utilizar a técnica de *clustering*<sup>25</sup>, que consiste em agrupar um conjunto de objeto, nesse caso, palavras.

O dicionário Harvard-IV<sup>26</sup> (*Harvard Psychosocial Dictionary*), empregado anteriormente como referência para esse tipo de análise, classificava erroneamente o tom de alguns termos financeiros. Devido a este problema, Loughran e McDonald (2011) desenvolveram um dicionário específico capaz de classificar melhor o tom das palavras contidas em textos financeiros. Os autores mencionados foram pioneiros ao aplicar uma nova metodologia de análise textual.

A hipótese proposta por este artigo demandou a criação de uma lista de palavras próprias que englobasse o contexto de incerteza da política econômica no Brasil. A partir desta lista e concomitantemente com a aplicação de um algoritmo sobre as atas do Comitê de Política de Política Monetária, pôde-se construir o Índice de Incerteza da Política Econômica para o Brasil.

Desenvolveu-se, especificamente para o Brasil, um dicionário derivado de uma fusão entre termos retirados da lista de palavras de incerteza definidas pelo Loughran e McDonald (2011), combinada com algumas sentenças escolhidas por Baker, Bloom e Davis (2016), que as subdividiu em três categorias em seu estudo para criação do seu Índice de Incerteza da Política Econômica, além de acrescentar alguns termos próprios relevantes para o contexto brasileiro.

A escolha desses termos se deu mediante a leitura de diversas atas. Percebeu-se a existência de um grupo de palavras significativos, quer seja por sua presença sazonal ligada a acontecimentos políticos expressivos para o país, ou por simplesmente atuarem como bigramas fazendo referência à incerteza. A inclusão dessas palavras “exclusivas” se fez necessária no cenário brasileiro, devido a toda conjuntura peculiar que tem pairado sobre o país nos últimos anos. A adição desses termos foi feita unicamente com o propósito de garantir

<sup>24</sup>Devido à falta de tempo hábil não foi possível desenvolver um dicionário em português capaz de atender à necessidade desta pesquisa. O Processo de construção de um dicionário de forma integral demanda bastante tempo e recurso, é preciso passar por um rígido processo de validação composto por várias etapas. Não existe um consenso na literatura à respeito de qual seria o melhor processo, o que há são trabalhos que apontam para a sabedoria das multidões concomitante com algumas regras adicionais (LOUGHRAN; MCDONALD, 2011; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016; HASELMAYER; JENNY, 2017; CORREA *et al.*, 2017). Tendo em vista a limitação enfrentada, optou-se apenas por validar os seis termos necessários a construção do IIPE. O procedimento de validação desses termos pode ser conferido na subseção 3.5.

<sup>25</sup>Técnica que permite agrupar e contar palavras.

<sup>26</sup>Dicionário de Psicologia.

uma melhor discussão acerca do papel que a incerteza desempenha no comportamento das variáveis macroeconômicas. As palavras próprias que foram incorporadas na lista de incerteza para o Brasil foram: *readjustment, readjustments, reform, reforms, shock e shocks*.

A estruturação da lista de palavras por este trabalho deriva dos dicionários citados anteriormente, além de seguir a divisão de categorias adotada por Baker, Bloom e Davis (2016). A decisão de filtrar as sentenças adotadas neste estudo se deu após a leitura das respectivas listas de palavras, das atas do Copom e da aplicação de alguns testes que serão discutidos na próxima sessão. Chegou-se à conclusão que muitas dessas sentenças eram irrelevantes, e por isso optou-se por excluí-las. O dicionário elegido para a construção do Índice Incerteza da Política Econômica Conjuntura é composto por 45 termos subdivididos em três categorias: incerteza que corresponde a 59% do total de palavras, política que representa 21% e econômica com 20%.

Dos termos presentes no IPE, 68,89% corresponde a sentenças retiradas do dicionário do Loughran e McDonald (2011) que foram totalmente alocadas na categoria incerteza devido a sua lista ser totalmente composta por palavras de incerteza. 13,33%<sup>27</sup> e 4,44% correspondem as palavras utilizadas pelo Baker, Bloom e Davis (2016) para criar os índices de incerteza da política econômica para o Brasil e Estados Unidos respectivamente, que foram destinadas as categorias política e econômica. Por fim; 13,33% das palavras são termos próprios. Após uma análise da conjuntura econômica vivida pelo país, da frequência delas ao longo da série temporal e o teor textual de algumas atas que remetiam a quem lê-se o sentido de incerteza, esses termos foram encaixados nas categorias política e econômica.

Por sua vez, o *IPE<sub>projecao</sub>* é composto por 43 termos retirados unicamente do dicionário do Loughran e McDonald (2011), de início foi realizada a leitura de uma amostra das atas e, a partir dessa leitura, foi pré-selecionado um conjunto de termos que remetiam a projeção. Posteriormente, buscou-se esses termos na relação das palavras de incerteza do dicionário L&M, selecionando as palavras presentes em ambas.

#### Procedimento de Validação da Lista de Palavras

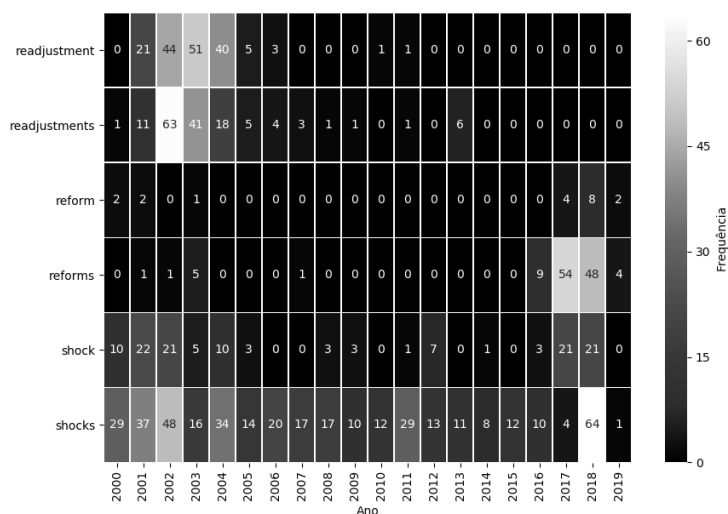
Correa *et al.* (2017) ao estudar a relação entre ciclo financeiro e o sentimento contido nos relatórios de estabilidade financeira, elaborou uma lista de palavras específica para o contexto com 391 palavras<sup>28</sup>, das quais mais de 30% dos termos não constavam no Loughran e McDonald, o que corresponde a um total de pelo menos 117 palavras criadas exclusivamente para o trabalho. Como forma de validar essas sentenças que não integravam o dicionário do Loughran e McDonald<sup>29</sup>, foram escolhidas 25 frases dos relatórios de estabilidade financeira que incluíam esses termos para que dois leitores independentes as classificassem de acordo com sua conotação. Caso houvesse discordância entre eles, uma equipe adicional de mais dois leitores entraria na discussão.

<sup>27</sup>A respeito de palavras repetidas considerou apenas a primeira contagem na seguinte ordem de aparecimento: Loughran e McDonald, Barker lista Brasil e Barker lista USA, evitando contar duas vezes a mesma palavra.

<sup>28</sup>96 positivas e 295 negativas.

<sup>29</sup>São os autores referência na temática de análise de sentimento textual através do uso de dicionário, para maiores esclarecimentos consultar Loughran e McDonald (2011).

Figura 3: Mapa de Calor Frequência dos Termos Próprios



Fonte: Elaboração própria.

O processo de validação dos termos próprios aconteceu em três etapas: *a*) criou-se um mapa de calor apenas com essas sentenças a fim de acompanhar sua evolução ano a ano, *b*) a partir dos dados obtidos em “a” utilizou-se um algoritmo que capta a frequência de buscar realizadas no Google no país durante períodos específicos, e *c*) consistiu em gerar o IIPE utilizando as listas de palavras de incerteza utilizadas pelo Loughran e McDonald (2011) e Baker, Bloom e Davis (2016). Os resultados obtidos ao longo do estágio de validação permitiram obter informações que comprovam que a inclusão desses termos não foi uma ação aleatória, mas sim um processo pensado e previamente definido com objetivo de aumentar o poder do indicador em captar com precisão o sentimento de incerteza.

A Figura 3 mostra o mapa de calor (*heatmap*) dessas palavras nas atas das reuniões ao longo do período observado. Optou-se por usar essa técnica devido a sua clareza. Wilkinson e Friendly (2009) argumentam que, ao utilizar essa ferramenta, é possível compactar matrizes com uma grande quantidade de dados<sup>30</sup> podem ser exibidas de forma compacta facilitando sua inspeção.

Ao analisar a *heatmap* percebemos a presença de palavras sazonais. Nos primeiros anos da amostra, os termos *readjustment* e *readjustments* apareceram de forma mais incisiva nos textos das atas, muito devido à transição de governo e à forma diferente como cada um conduzia a política econômica. Posteriormente, ao observar a parte final, notou-se que as sentenças *reform* e *reforms* apresentam-se de modo significativo; após o *impeachment*. O atual contexto do Brasil favoreceu sua inclusão ao considerá-las vocábulos que se aplicam ao grupo política do IIPE, tendo em vista que o Governo defende a realização de algumas reformas a respeito de questões<sup>31</sup> que trazem impactos significativos para a economia. A indefinição a respeito de sua ocorrência, por sua vez, sinaliza uma mensagem de incerteza para os especialistas. Por fim, as palavras *shock* e *shocks* presentes ao longo de toda série temporal devem ser

<sup>30</sup>Número muito grande de colunas e linhas.

<sup>31</sup>Reforma da previdência e reforma trabalhista.

consideradas como bigramas<sup>32</sup>, ou seja: sozinhas elas possuem um efeito neutro, mas quando precedem outro termo como por exemplo, “choque de juros”, trazem alusão de incerteza. É preciso levar em conta o fato de que para estudar o ambiente brasileiro, é necessário utilizar alguns vocábulos próprios que permitem examinar de forma eficiente o esse sentimento.

A segunda etapa de validação consistiu em aplicar as informações obtidas através do mapa de calor. Mediante uso de um algoritmo foi possível verificar a relevância de alguns termos pertinentes para o nosso estudo pesquisados no Google. No [Apêndice B](#), são apresentados alguns gráficos que refletem o interesse ao longo do tempo no Brasil de alguns bigramas derivados a partir de uma combinação entre as informações das atas e da [Figura 3](#). Mesmo considerando o fato de que os leitores podem ter tido conhecimento destas sentenças a partir de outras fontes e não apenas das atas, é possível notar claramente que o comportamento dos dados reflete o que foi apresentado no mapa de calor<sup>33</sup>.

Como pôde ser visto no fluxograma, o dicionário não é um termo rígido, podendo ser facilmente substituído para a estimação do índice. Com a finalidade de validar a lista de palavras utilizadas por esse estudo, estimou-se novamente o IPE trêz vezes com o dicionário [Loughran e McDonald \(2011\)](#) e com a lista de palavras utilizadas pelo [Baker, Bloom e Davis \(2016\)](#) para o Brasil e Estados Unidos. Após a observação dos dados, percebeu-se que o comportamento do índice praticamente não sofre alterações, comprovando a robustez da lista de palavras utilizada por esse estudo<sup>34</sup>.

À respeito do  $IPE_{Projecao}$ , nenhum procedimento de validação da lista de palavras foi necessário, tendo em vista que todos os 43 termos foram retirados do dicionário do [Loughran e McDonald \(2011\)](#), o que por si só garante a sua validação.

## 4 Modelo Empírico

### 4.1 VAR

Modelo de Vetores Autorregressivo em sua forma estrutural pode ser representado da seguinte forma:

$$A_0 y_t = \sum_{\ell=1}^p A_{\ell} y_{t-\ell} + \epsilon_t \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (4)$$

em que:  $y_t$  é um vetor coluna  $n$ -dimensional de variáveis endógenas,  $A_0$  é uma matriz  $n \times n$  de impactos contemporâneos,  $A_{\ell}$  são  $n \times n$  matrizes de parâmetro de variáveis defasadas,  $\epsilon_t$  é um processo de ruído branco,  $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_{\epsilon})$ ,  $p$  é o número de atrasos e  $T$  o tamanho da amostra.

Ao multiplicar a Equação (4) por  $A_0^{-1}$  obtém-se a forma reduzida usual do VAR:

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p B_{\ell} y_{t-\ell} + u_t \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (5)$$

<sup>32</sup>Pares ordenados de palavras.

<sup>33</sup>Para maiores esclarecimentos à respeito do processo de justificação e validação dos termos próprios contatar um dos autores.

<sup>34</sup>Os resultados desse teste de robustez não estão sendo representados nesse trabalho, para qualquer esclarecimento a respeito deles contatar um dos autores.

onde:  $B_\ell = A_0^{-1}A_\ell$  para  $\ell = 1, 2, \dots, p$ ;  $u_t = A_0^{-1}\epsilon_t$  e  $\Omega = E[u_t u_t']$  é a matriz de variância-covariância dos resíduos.

O sistema obtido em (5) é o que deve ser estimado. A partir dos erros de forma reduzida,  $u_t$  é possível conseguir as funções de respostas aos impulsos ortogonais.

#### VAR com restrição de sinais

Um dos benefícios de fazer uso do método de restrição de sinais é o fato de que não é necessário impor restrições sobre toda a matriz  $A_0$ . O propósito de aplicar a abordagem da restrição de sinais é tornar possível a identificação dos choques estruturais, ao impor sobre algumas variáveis uma restrição ao sinal da resposta impulsiva, ao passo que, para as variáveis de interesse, é possível manter o sinal irrestrito com o objetivo de observar a sua resposta ao impulso. Os choques estruturais identificados foram: choque de produtividade, choque na política monetária e choque de incerteza.

Entendendo melhor o funcionamento dessa estratégia de identificação, denote  $a_k$  o vetor de coluna  $k$  da matriz  $A$ , de modo que  $AA' = \Sigma$  e  $A_k$  o vetor de impulso para a  $k$ -ésima variável. O objetivo é identificar apenas  $m$  choques em que  $m \leq n$ . Essa matriz de impulso  $[a^{(1)}, \dots, a^{(m)}]$  pode ser representada como sendo o produto:

$$[a^{(1)}, \dots, a^{(m)}]_{(m \times n)} = \tilde{A}\Lambda \quad (6)$$

em que:  $\Lambda = [\lambda^{(1)}, \dots, \lambda^{(m)}]$  é uma matriz ortonormal  $m \times n$  de modo que:  $\Lambda\Lambda' = I_m$  e  $\tilde{A}$  é um fator Cholesky triangular inferior de  $\Sigma$ .

Seja  $a = a^{(s)}$ ,  $s = 1, 2, \dots, m$  uma das colunas de impulso da matriz  $\tilde{A}\Lambda$  e  $\lambda = \lambda^{(s)} = \tilde{A}^{-1}$  seja a coluna correspondente de  $\Lambda$ . Uhlig (2005) demonstra que qualquer resposta de impulso  $a$ , pode ser obtida mediante uma combinação linear das respostas de impulso perante uma decomposição de Cholesky  $\Sigma$  que satisfaz  $\Sigma = E[u_t u_t'] = AE[v_t v_t']A' = AA'$ . Admitindo  $r_i(k) \in \mathbb{R}^m$  como sendo a resposta vetorial no horizonte  $k$  para o  $i$ -ésimo choque em uma decomposição de Cholesky de  $\Sigma$ . A função impulso-resposta  $r_a(k)$  para  $a^{(s)}$  é dada por:

$$r_a^{(s)}(k) = \sum_{i=1}^m \lambda_i r_i(k) \quad (7)$$

A equação (7), permite identificar o vetor de resposta ao impulso referente as inovações estruturais, porém, essas restrições não são condições suficientes para identificar corretamente os choques. Considerando a literatura empírica e tendo como base o que foi apresentado em Baker, Bloom e Davis (2016), os efeitos precaucionistas de um choque de incerteza se assemelham a um choque de demanda negativo. Por isso, ao determinar as restrições dos sinais adota-se o que foi definido em Redl (2017).

#### Restrição de Sinal

Ao adotar o modelo com restrições de sinais, o VAR permite identificação com maior grau de flexibilidade em relação à suposição em torno do tempo de respostas das variáveis aos choques, que resulta no conjunto de respostas identificadas para esse choque.



**Tabela 2:** Restrição de sinal para 3 até trimestres

	Selic	Horas	Consumo	Spread	IPCA	FBCF	PIB	IPE
Choque de Incerteza	-	-	?	-	?	?	?	+

Fonte: Elaboração própria.

A literatura que trata especificamente dos choques de incerteza, avalia que os efeitos desse choque na economia se equiparam aos efeitos de um choque contracionista. Nesse caso, é esperado que um aumento da incerteza econômica tenha efeitos negativos sobre a atividade econômica e sobre a inflação, como pode ser visto em Redl (2017). As restrições impostas no exercício empírico seguiram a estratégia de identificação S2 proposta por Redl (2017)<sup>35</sup>, que utilizou de um conjunto de restrições mais fracas, com duração entre 1 e 3 trimestres. O autor levanta a discussão sobre a possibilidade de a restrição de sinais oferecer identificação com mais flexibilidade sobre o tempo de resposta das variáveis ao choque, resultando numa resposta definida.

A taxa de juros Selic e a variável definida como *Spread* de crédito. Seguiu-se o que foi definido em Redl (2017) com o objetivo de controlar os efeitos temporários sobre algumas variáveis. A restrição negativa temporária imposta sobre a taxa de juros se deu unicamente como efeito indireto. Um choque de incerteza reduz a taxa de juros básica, o que conseqüentemente traz um impacto negativo no crédito e, devido à relação horas/produzividade, indiretamente, com a redução do crédito a produtividade indústria cai assim como as horas trabalhadas. Devido ao seu efeito cumulativo e considerando as expectativas formadas, a incerteza aumenta. As variáveis restantes são deixadas irrestritas tendo em vista que estamos interessados em observar o seu comportamento, principalmente após o choque de incerteza. As restrições descritas podem ser observadas na Tabela 2.

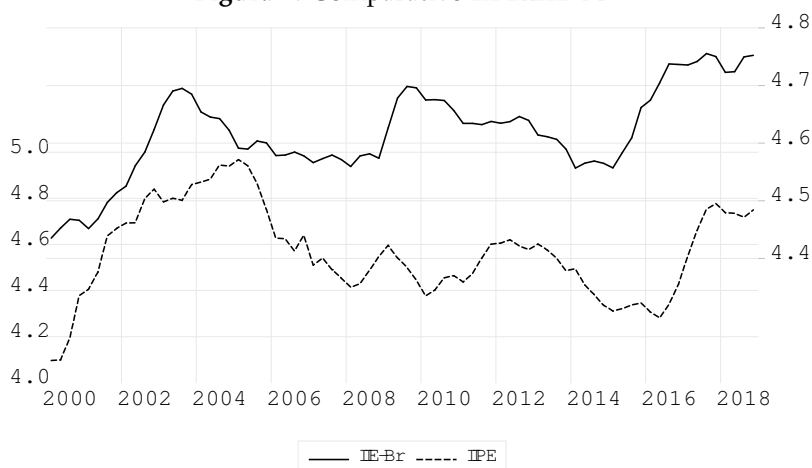
## 5 Resultados da estimação textual

Os primeiros resultados demonstram que o Índice de Incerteza da Política Econômica desenvolvido neste trabalho é capaz de capturar o sentimento de incerteza a partir das atas do Copom. Os picos apresentados pelo IPE coincidem com a realidade vivida pelo Brasil durante as duas últimas décadas, principalmente no âmbito político.

Apesar de que em teoria o IIE-Br desenvolvido por Ferreira *et al.* (2017) e do IPE construído neste trabalho serem indicadores de medidas diferentes que mensuram o grau de incerteza econômica e a incerteza da política econômica, respectivamente, optou-se por compará-los devido ao fato de serem os únicos indicadores construídos nacionalmente. Ao contrapor esses dois indicadores, observamos trajetórias divergentes e convergentes. Contudo, os períodos de ciclo e de vale apresentam o mesmo comportamento. A diferença mais significativa está no intervalo de duração e em alguns pontos na sensibilidade, conforme pode ser observado na Figura 4.

<sup>35</sup>A exceção ocorreu sobre a variável FBCF (investimento), em nosso trabalho preferimos não impor nenhuma restrição e observar o seu comportamento, enquanto que Redl (2017) impôs uma restrição negativa a variável.

Figura 4: Comparativo IPExIIE-Br



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Índices suavizados exponencialmente.<sup>36</sup>

Enquanto o IIE-Br reduz drasticamente a incerteza após 2003 com a mudança Presidencial e a possível “euforia” dos jornais nesse ano, o IPE, por sua vez, considera a incerteza alta até 2005, resultado este influenciado pela elevação dos juros dos Estados Unidos em 2004 e pela Primeira Crise Política vivida pelo Partido dos Trabalhadores em 2005, o que justifica uma postura um pouco mais conservadora do Banco Central até 2005. Destaca-se também o fato de o IIE-Br ser mais sensível a Crise Internacional de 2008, assim como o IPE absorveu melhor a Crise na Europa. Por fim, observa-se ambos os índices adotando o mesmo curso ascendente nos três anos. Sendo assim, os primeiros resultados obtidos com o indicador construído nesse trabalho são satisfatórios, conseguiu apresentar um indicador derivado de uma metodologia mais simples e que pode auxiliar na tomada de decisão.

Em um segundo exercício comparou o IPE com o *Economic Policy Uncertainty Index Brazil*<sup>37</sup> (EPU) criado por Baker, Bloom e Davis (2016), ambos os índices estão concentrados em captar justamente esse sentimento de incerteza da política econômica mediante análise textual. A diferença se deu através da fonte de coleta e do dicionário utilizado. Enquanto o EPU Brasil utiliza jornal e um dicionário com 17 palavras o IPE tem como foco as atas das reuniões do Copom e um dicionário com 88 palavras.

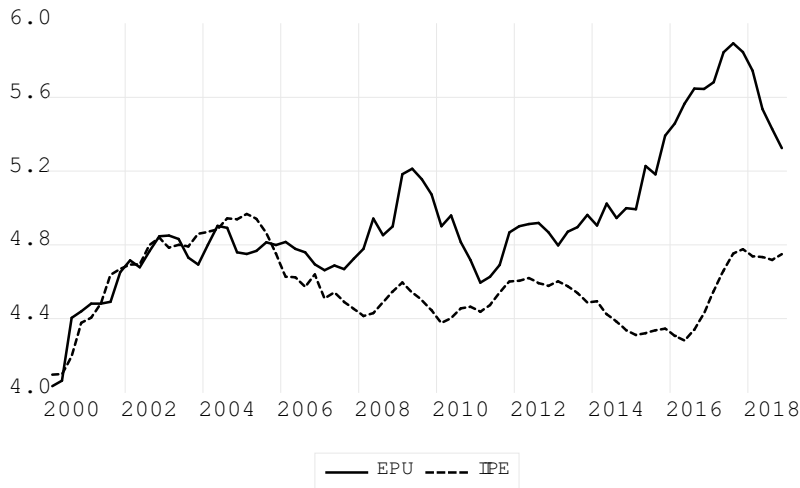
Apesar de existir grande diferença entre a quantidade de documentos utilizados por ambos indicadores<sup>38</sup>, as conclusões iniciais as trajetórias se mostraram satisfatórias. Apesar de mostrarem alguns pontos de divergências em alguns momentos, os períodos relevantes demonstraram convergência, como

<sup>36</sup>Foi utilizado o método de suavização exponencial de Holt (SEH), recomendado para realizar previsões de séries que apresentam tendência: Equação de previsão:  $\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t + hb_t$ ; Equação de nível:  $\ell_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(\ell_{t-1} + b_{t-1})$  e Equação de tendência:  $b_t = \beta^*(\ell_t - \ell_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$ . Em que:  $\ell_t$  a estimativa do nível da série no momento  $t$ ,  $b_t$  é a estimativa da tendência da série no tempo  $t$ ,  $\alpha$  é o parâmetro de suavização para o nível e  $\beta$  para a tendência.  $0 \leq \alpha, \beta \leq 1$ . A mesma fórmula foi aplicada nas séries temporais exibidas nas Figuras 5 e 7. Para maiores detalhes sobre o processo de suavização, consultar Holt (1957).

<sup>37</sup>Disponível em: <http://www.policyuncertainty.com/brazilmonthly.html>.

<sup>38</sup>O jornal possui matérias diárias, por sua vez, a ata que até 2005 era mensal, atualmente é divulgada a cada 45 dias.

Figura 5: Comparativo IPExEPU



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Índices suavizados exponencialmente.

pôde ser observado no período de mudança de partido presidencial (2002-2003), durante a Crise na Europa (2011-2013<sup>39</sup>), e, finalmente, no período que antecedeu e sucedeu o *impeachment* da Presidente Dilma Rousseff (2016-2018), como pode ser visto na Figura 5.

Cabe ressaltar a expectativa da literatura em relação aos choques de incerteza econômica. A elevação da incerteza resulta na redução da inflação, horas trabalhadas na indústria, investimento, consumo e do PIB. Apoiado na literatura de [Costa Filho \(2014\)](#), [Baker, Bloom e Davis \(2016\)](#) e [Barboza e Zilberman \(2018\)](#), identificou-se que a influência da incerteza sobre a atividade econômica se dá por meio de canais de transmissões: *i*) consumo, *ii*) investimento e *iii*) risco.

Os canais taxas de juros e *spread* são incógnitas. Existe uma literatura que argumenta que a taxa de juros reage aos efeitos econômicos contracionistas, ocorrendo uma redução nesse indicador. Essa redução é acompanhada pela queda no *spread*. Conforme pode ser observado em [Bonciani e Van Roye \(2016\)](#) e [Meinen e Roehe \(2018\)](#), o *spread* bancário diminui em resposta a um choque de incerteza. Por sua vez, [Grimme \(2019\)](#) verifica que o *spread* ele tende a reduzir quando a incerteza exógena começa a diminuir. [Popp e Zhang \(2016\)](#) constatam que o *spread* aumentou após um choque de incerteza.

Neste trabalho, seguimos a restrição negativa imposta ao *spread* definida por [Rubio-Ramirez, Waggoner e Zha \(2010\)](#) e [Redl \(2017\)](#)<sup>40</sup>. No entanto, como exercício de robustez, retiramos a restrição negativa sobre o *spread* e os resultados observados podem ser consultados no material suplementar. Por fim, a restrição de positividade sobre o *spread* não trouxe resultados significativos.

Ao observar os efeitos da incerteza sobre o canal consumo nota-se que

<sup>39</sup>A Crise na Europa iniciou em maio de 2010, porém, os dois índices começaram a captar o aumento a incerteza doméstica em 2011.

<sup>40</sup>Estratégia de identificação S2

ela irá afetá-lo de forma negativa: as famílias reduzirão consumo ao mesmo tempo que deslocam recursos para a poupança precaucionária; o investimento, por sua vez, é afetado de forma mais significativa, as firmas e os agentes econômicos postergam decisões à medida que o cenário de indefinição se eleva, o que ocasiona na redução da produção; o risco está ligado a possibilidade de um *default* financeiro, ou seja, esse canal sinaliza mensagens para o mercado sobre um possível colapso financeiro. Espera-se a elevação das taxas de juros como medida de “fidelização” dos agentes econômicos. Por fim, o impacto acumulado sobre a atividade econômica é negativo.

### 5.1 Choque de incerteza e seu impacto macroeconômico

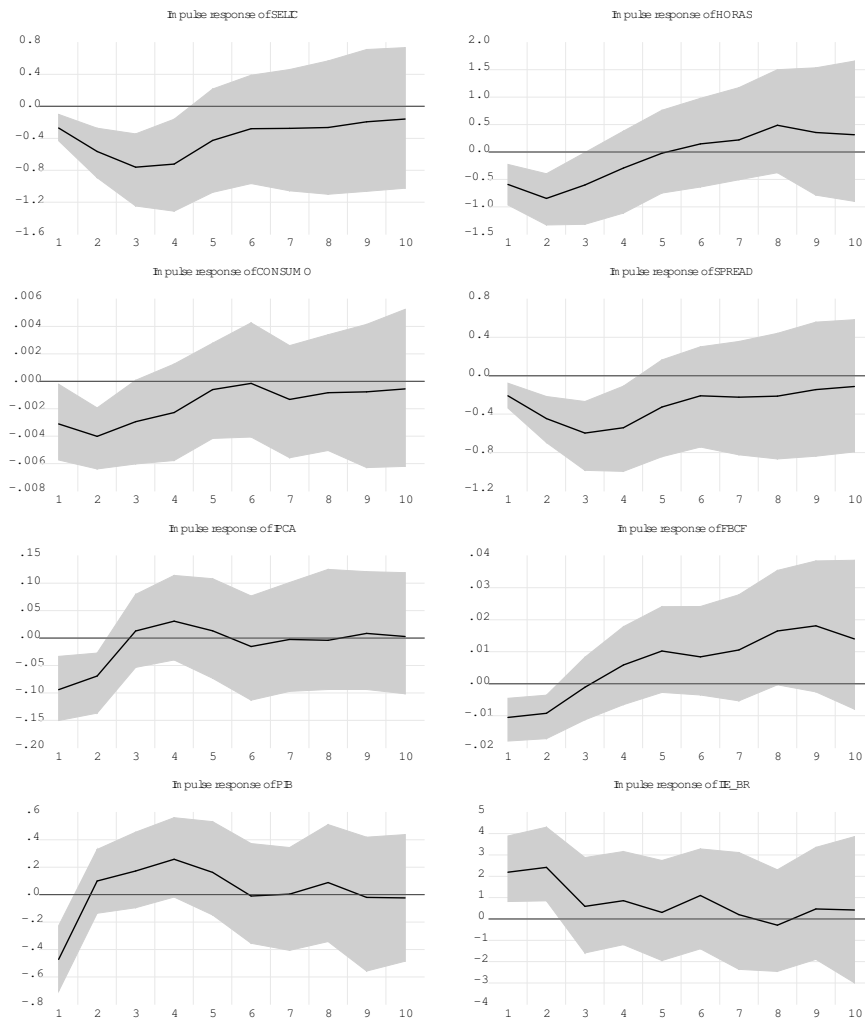
Nesta subseção, apresenta-se os resultados do modelo empírico. Aplicou-se a restrição de sinal sobre os três primeiros trimestres nas variáveis Selic, Horas, *Spread* e IPE, com objetivo de observar o impacto que um choque de incerteza causaria sobre as demais variáveis do modelo. A Figura 6 exibe as funções impulso-resposta para a restrição de sinal temporária  $k = 3$ . Dessa forma, as variáveis seguem a restrição imposta por intervalo entre o período de 1 até 3 trimestres após o choque em que: a incerteza não pode apresentar uma resposta negativa, a taxa de juros e o crédito apresentam retorno negativo e, por fim, a variável hora reduz-se durante o choque de incerteza.

A taxa Selic continua apresentando um efeito negativo significativo por um trimestre após a retirada da restrição imposta. Com relação ao *spread* do crédito, o impacto negativo do choque manteve-se significativo até o quarto trimestre. A variável horas teve o efeito imposto perdurando até a metade do segundo trimestre.

Como pode ser visto na Figura 6, as funções de impulso-resposta das variáveis irrestritas apresentaram resultados esperados, levando em consideração a literatura. Há impactos negativos e estatisticamente significativos. A inflação demonstrou uma queda inicial de 0.15 no primeiro trimestre e após o segundo, a trajetória foi de encontro até que o efeito seja nulo. Com relação ao consumo, a redução ocorre de forma mais negativa nos dois primeiros trimestres. Em seguida estabiliza-se durante um período e logo em seguida segue uma trajetória de redução dos valores negativos. O investimento evidenciou uma queda no primeiro trimestre, porém, logo em seguida apresentou um curso de redução desse efeito negativo. O PIB, num primeiro momento, apresenta nos dois primeiros trimestres uma redução, que é seguida por um leve trajeto de recuperação e novamente exibe um declínio por mais um trimestre, até que essa trajetória siga o caminho de redução dos efeitos negativos que se estende até o sexto trimestre.

Os resultados sugerem, portanto, que os setores analisados são afetados de forma significativa pela incerteza da política econômica. Trazendo esse resultado à luz do desempenho apresentado pelo Brasil ao longo dos últimos quatro anos, percebe-se a possibilidade de estabelecer uma conexão entre eles e o desempenho das variáveis macroeconômicas. Se considerarmos o fato de a incerteza apresentar um comportamento duradouro ao invés de um choque, pode-se deduzir que os efeitos sobre a atividade econômica no Brasil são consideráveis.

**Figura 6: Choque de Incerteza**



Fonte: Elaboração própria.

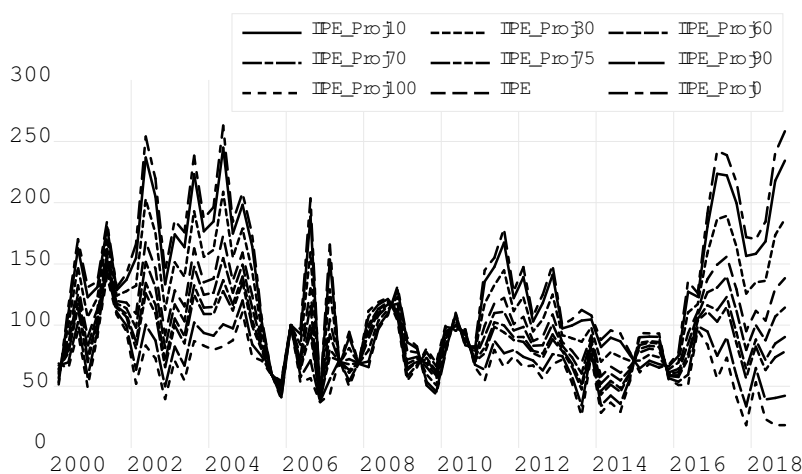
## 5.2 Robustez

O objetivo é aplicar alguns testes sobre o IPE de modo a comprovar a sua robustez.

### Indicador de Incerteza da Política Econômica

A busca por literaturas que auxiliassem a tomada de decisão em relação a ponderação do Indicador de Incerteza da Política Econômica (IPE) foi sem sucesso. Deste modo, optou-se por defini-la *ad hoc*. Decidiu-se por incorporar ao indicador final 50% do componente  $IPE_{Conjuntura}$  e 50% do  $IPE_{Projecao}$ , com objetivo de garantir a isenção da escolha, bem como também minimizar os possíveis *outliers* que cada fator poderia trazer. A Figura 7 exibe as diferentes ponderações adotadas pelo  $IPE_{Conjuntura}$  e  $IPE_{Projecao}$  na construção final do indicador. Basta observar que o resultado praticamente não muda, à

Figura 7: IIPE's



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Todos os indicadores foram suavizados exponencialmente.

exceção quando se concentra uma parcela muito grande a um fator como é o caso do IIPE 100% projeção e do IIPE 90% conjuntura.

#### Choque de Incerteza

Tendo como objetivo testar a robustez do índice, substituímos o IIPE pelo IIE-Br e o EPU Brasil e repetimos o exercício anterior, o que permitiu analisar o impacto de um choque de incerteza advindo de outros indicadores sobre o mesmo conjunto de dados. Conforme pode ser observado nas Figuras 8 e 9, percebe-se que os resultados apresentados vão ao encontro do que foram apresentados e discutidos em 5.1. Sendo assim, considera-se robusto o Índice de Incerteza da Política Econômica construído neste trabalho.

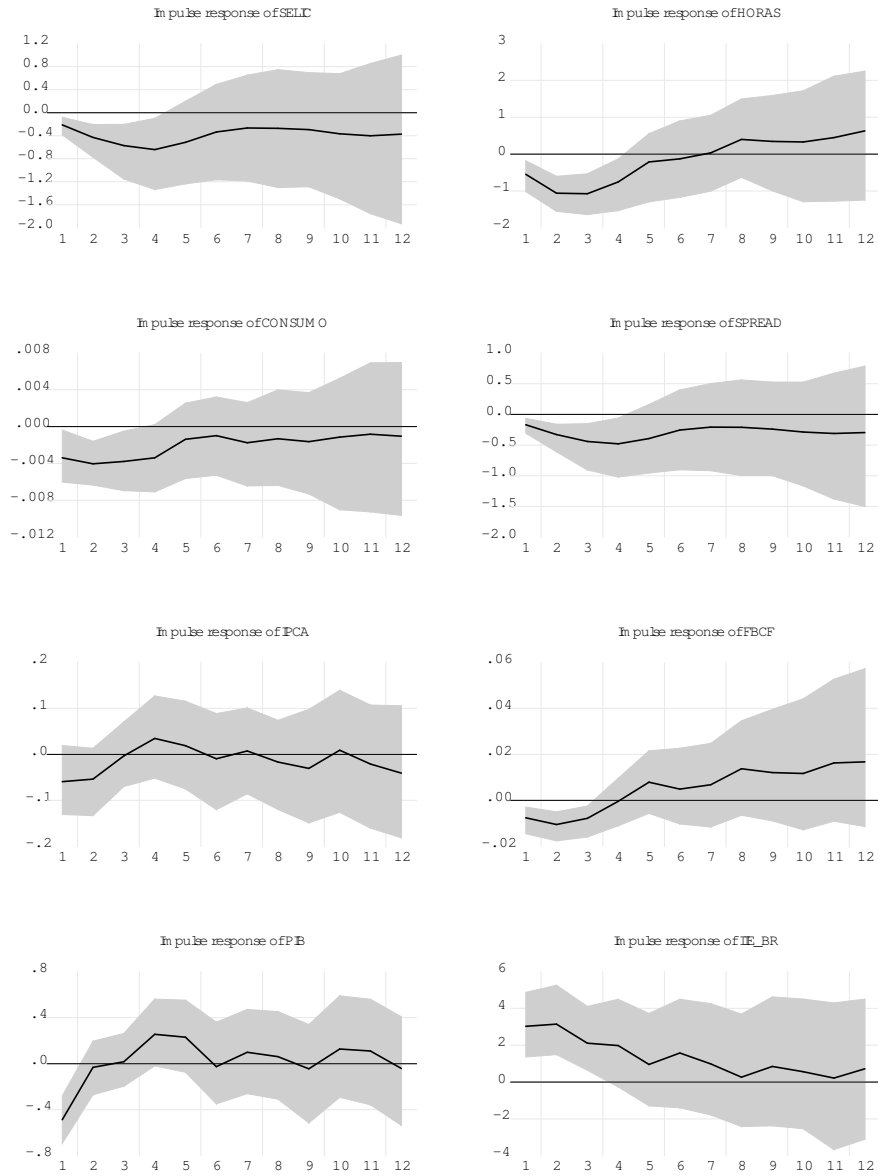
Dentro da estratégia de robustez, observou-se que os efeitos do choque de incerteza mudariam conforme a composição do IIPE. Verificou-se apenas alterações ínfimas nas funções impulso resposta, nada que modifique a análise. Os resultados desses choques podem ser vistos no [Apêndice C](#).

Como parte final do exercício de robustez, estimou-se um modelo VAR recursivo padrão e comparou os resultados obtidos com o modelo VAR com restrição de sinais utilizado neste trabalho. A estratégia de identificação por restrição de sinais vem justamente resolver o problema da identificação recursiva. O modelo VAR padrão não consegue captar bem os efeitos dos choques de incerteza. Os resultados não correspondem com aquilo que é descrito na literatura e por isso, migrou-se para o modelo VAR com restrições de sinais. Os resultados desses choques estão disponíveis como material suplementar. As restrições de sinais, neste caso, fazem a diferença ao captar melhor o efeito de um choque de incerteza.

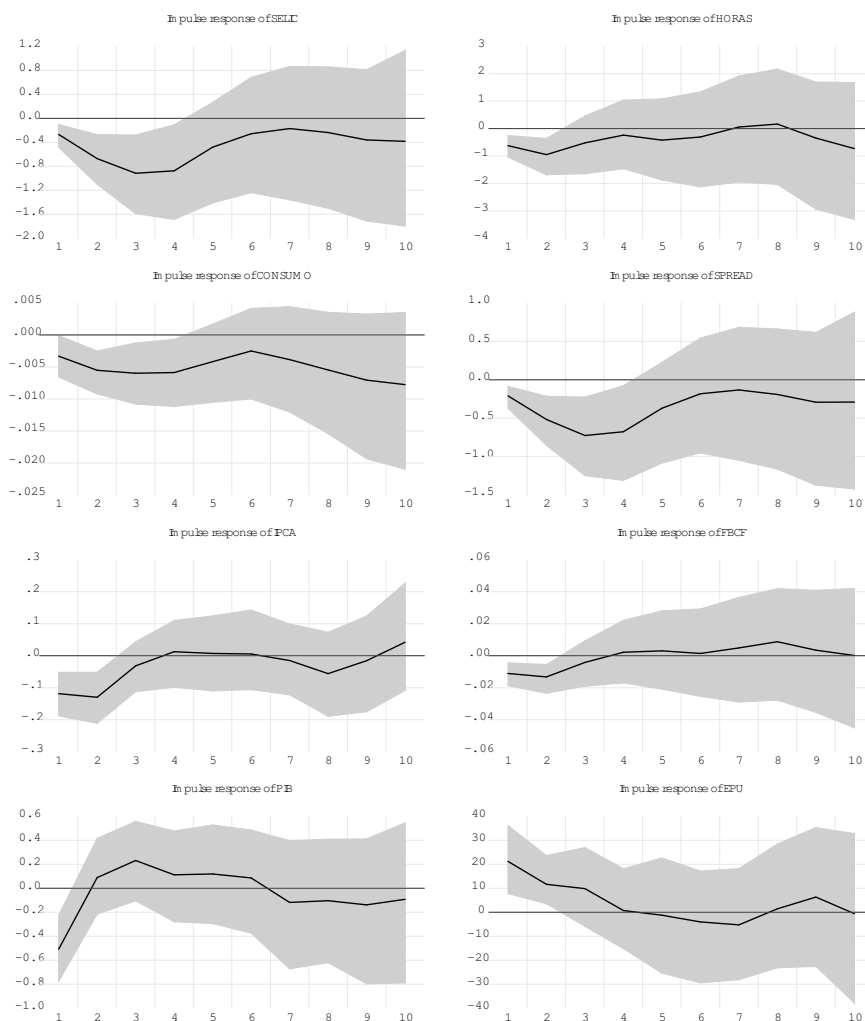
## 6 Considerações finais

Os primeiros resultados demonstraram que o Índice de Incerteza da Política Econômica desenvolvido nesse estudo é capaz de capturar o sentimento de incerteza unicamente a partir das atas do Copom. Ao realizar um comparativo

**Figura 8: Choque de Incerteza: IIE-Br**



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 9:** Choque de Incerteza: EPU Brasil

Fonte: Elaboração própria.

com os demais indicadores, a conclusão em um primeiro momento mostrou ser satisfatória. Sabe-se que é possível buscar novas formas de refinar ainda mais o índice construído neste estudo, tendo como objetivo principal aperfeiçoar sua precisão na captura desse sentimento.

Um ponto que merece destaque é a eliminação de um possível viés do intérprete<sup>41</sup>: os indicadores estimados por meio de artigos de jornais, podem muitas vezes refletir uma análise própria do jornalista ao interpretar as informações divulgadas nas atas das reuniões, além do uso de alguns termos que podem passar uma sensação de incerteza ao leitor<sup>42</sup>.

Espera-se a existência de um viés de escrita por parte de quem divulga

<sup>41</sup>Ferreira *et al.* (2017) justifica que ao utilizar apenas um jornal na sua análise o resultado poderia conter viés.

<sup>42</sup>Alguns autores podem ter preferência por algumas palavras que via dicionário podem exprimir um sentimento diferente.



a ata, até como medida de reduzir o impacto sobre as expectativas do mercado. Por isso, ao optar por gerar o índice diretamente dos documentos oficiais, retira-se esse provável segundo viés.

Em contrapartida, a percepção de incerteza da política econômica por parte do Copom tende a mudar conforme a composição dos seus membros se altera. Em outras palavras, essa percepção não será homogênea ao longo do tempo, visto que tende a refletir as diferentes visões dos membros do Copom, que mudam ao longo do tempo. No entanto, este resultado já era esperado e a métrica aplicada neste trabalho “pune” os documentos que apresentam termos *outliers*, atribuindo um peso maior para aqueles que seguem uma distribuição homogênea ao longo de toda amostra analisada e, reduzindo assim, os efeitos da heterogeneidade sobre o sentimento de incerteza.

Ao se trabalhar com o indicador ponderado pela atual conjuntura e por aquilo que os formuladores de política econômica projetam, conseguiu-se melhorar a capacidade do índice de captar melhor o sentimento de incerteza, tendo em vista que ambos os fatores estão de certa forma interligados.

Num primeiro momento, observa-se as variáveis em que foram aplicadas a restrição de sinais durante o período de três trimestres, a taxa Selic e o *Spread* de crédito continuam apresentando uma resposta negativa ao aumento da incerteza. Com relação às variáveis em que não foram aplicadas nenhuma restrição de sinal, um choque de 1% na incerteza produz efeitos significativos sobre os setores analisados. Imediatamente, o consumo é reduzido e os consumidores adotam uma postura precaucionária em relação ao consumo. Esse desaquecimento do consumo combinado com a elevação da incerteza reflete na redução da inflação, como pode ser visto na Figura 6. Como esperado, o Investimento também é afetado negativamente. A literatura econômica aponta que sob esse cenário é inevitável a reorganização do portfólio de investimento. Existe uma tendência de buscar ativos com segurança garantida. O PIB, que dada a junção dos resultados descritos acima unido ao choque demonstrou um efeito negativo que perdura até 6 trimestres.

A incerteza possui um comportamento contracíclico e retroalimentador. Choques de incerteza terão um efeito negativo sobre a atividade econômica. Os resultados alcançados neste trabalho estão de acordo com o que foi apresentado por Costa Filho (2014) e Barboza e Zilberman (2018). Porém, fez-se o uso de um conjunto maior de variáveis macroeconômicas e de apenas uma variável de incerteza. Conclui-se que a incerteza influencia a postura adotada por empresários que postergam decisões de produção e investimento e agentes econômicos que buscam uma reorganização de portfólio com objetivo de garantir a segurança de seus ativos.

É fundamental chamar atenção para o fato de que a incerteza agora é uma variável mensurável e que pode ser utilizada para justificar e entender o comportamento tanto dos agentes econômicos quanto dos agentes políticos. É possível estabelecer um elo entre os resultados advindos deste estudo e o desempenho macroeconômico do Brasil nos últimos 4 anos. Por fim, O Indicador de Incerteza da Política Econômica (IIFE) criado neste trabalho pode auxiliar tanto as Autoridades Monetárias quanto os agentes econômicos a respeito da tomada de decisões, além de ser uma boa *proxy* para estudos futuros dentro deste cenário.

## 7 Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Os autores também agradecem aos comentários pertinentes do revisor anônimo.

## Referências

- AGUIAR, E J de *et al.* Análise de sentimento em redes sociais para a língua portuguesa utilizando algoritmos de classificação. *In: SBC. ANAIS do XXXVI Simpósio Brasileiro de Redes de Computadores e Sistemas Distribuídos.* [S. l.: s. n.], 2018.
- ALCHIAN, A A. Uncertainty, evolution, and economic theory. *Journal of Political Economy*, v. 58, n. 3, p. 211–221, 1950.
- ALUÍSIO, S M; ALMEIDA, G M B. O que é e como se constrói um corpus? Lições aprendidas na compilação de vários corpora para pesquisa linguística. *Calidoscópio*, v. 4, n. 3, p. 156–178, 2006.
- APEL, M; GRIMALDI, M. The information content of central bank minutes, 2012.
- BAKER, S R; BLOOM, N; DAVIS, S J. Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BARBOZA, R de M; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018.
- BHOLAT, D *et al.* Text mining for central banks. *Available at SSRN 2624811*, 2015.
- BONCIANI, D; VAN ROYE, B. Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 73, p. 200–219, 2016.
- BRUNO, G. Central Bank Communications: Information extraction and Semantic Analysis. *In: THE R User Conference, useR! 2017 July 4-7 2017 Brussels, Belgium.* [S. l.: s. n.], 2017. p. 253.
- BRUNO, G. Text mining and sentiment extraction in central bank documents. *In: IEEE. 2016 IEEE International Conference on Big Data (Big Data).* [S. l.: s. n.], 2016. p. 1700–1708.
- CHISHOLM, E; KOLDA, T G. *New term weighting formulas for the vector space method in information retrieval.* [S. l.], 1999.
- CORREA, R *et al.* Sentiment in Central Banks' Financial Stability Reports. *Available at SSRN 3091943*, 2017.

- COSTA FILHO, A E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014.
- COSTA FILHO, A E; ROCHA, F. Como o mercado de juros futuros reage à comunicação do Banco Central? *Economia Aplicada*, v. 14, n. 3, p. 265–292, 2010.
- COSTA FILHO, A E; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 4, p. 405–422, 2009.
- FERREIRA, P C *et al.* Medindo a Incerteza Econômica no Brasil. *Economia Aplicada*, 2017.
- GODEIRO, L L; OLIVEIRA LIMA, L R R de. Medindo incerteza macroeconômica para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 2, p. 311, 2017.
- GRAMINHO, F M *et al.* Sentimento e Macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no Brasil. *Brazilian Central Bank, trabalhos para discussão*, v. 408, 2015.
- GRIGNANI, F; FONTANA, R. *Using machine learning and Bayesian networks to objectively analyze central bank statements and market sentiment*. 2018. Tese (Doutorado) – Politecnico di Torino.
- GRIMME, C. Uncertainty and the cost of bank vs. bond finance. CESifo Working Paper, 2019.
- HANSEN, S; MCMAHON, M. Shocking language: Understanding the macroeconomic effects of central bank communication. *Journal of International Economics*, v. 99, s114–s133, 2016.
- HASELMAYER, M; JENNY, M. Sentiment analysis of political communication: combining a dictionary approach with crowdcoding. *Quality & quantity*, v. 51, n. 6, p. 2623–2646, 2017.
- HOLT, C C. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *International Journal of Forecasting*, v. 20, n. 1, p. 5–10, 1957.
- HUTTO, C J; GILBERT, E. Vader: A parsimonious rule-based model for sentiment analysis of social media text. In: EIGHTH international AAAI conference on weblogs and social media. [S. l.: s. n.], 2014.
- JURADO, K; LUDVIGSON, S C; NG, S. Measuring uncertainty. *American Economic Review*, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, 2015.
- KEARNEY, C; LIU, S. Textual sentiment in finance: A survey of methods and models. *International Review of Financial Analysis*, v. 33, p. 171–185, 2014.
- KNIGHT, F H. *Risk, uncertainty and profit*. [S. l.]: Houghton Mifflin Company, New York, 1921.

- LI, J *et al.* Topic Popularity Prediction with Sentiment Time Series on Short Text based Social Media, 2019.
- LOUGHRAN, T; MCDONALD, B. When is a liability not a liability? Textual analysis, dictionaries, and 10-Ks. *The Journal of Finance*, v. 66, n. 1, p. 35–65, 2011.
- MACHADO, M A V *et al.* Análise do Sentimento Textual dos Relatórios de Desempenho Trimestral das Indústrias Brasileiras. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, v. 12, n. 1, 2017.
- MEINEN, P; ROEHE, O. To sign or not to sign? On the response of prices to financial and uncertainty shocks. *Economics Letters*, v. 171, p. 189–192, 2018.
- MONTES, G C; NICOLAY, R T F. Central bank's perception on inflation and inflation expectations of experts: empirical evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, v. 42, n. 6, p. 1142–1158, 2015.
- NOPP, C; HANBURY, A. Detecting Risks in the Banking System by Sentiment Analysis. In: PROCEEDINGS of the 2015 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing. Lisbon, Portugal: Association for Computational Linguistics, set. 2015. p. 591–600. Disponível em: <https://aclweb.org/anthology/D/D15/D15-1071>.
- ORMEROD, P; NYMAN, R; TUCKETT, D. Measuring financial sentiment to predict financial instability: A new approach based on text analysis. *arXiv preprint arXiv:1508.05357*, 2015.
- PAO, M L. Automatic text analysis based on transition phenomena of word occurrences. *Journal of the American Society for Information Science*, v. 29, n. 3, p. 121–124, 1978.
- POPP, A; ZHANG, F. The macroeconomic effects of uncertainty shocks: The role of the financial channel. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 69, p. 319–349, 2016.
- REDL, C. The impact of uncertainty shocks in the United Kingdom. Bank of England Working Paper, 2017.
- RUBIO-RAMIREZ, J F; WAGGONER, D F; ZHA, T. Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, v. 77, n. 2, p. 665–696, 2010.
- RYBINSKI, K I. A machine learning framework for automated analysis of formal and informal central bank communication. The case of the National Bank of Poland, 2018.
- SALTON, G; BUCKLEY, C. Term-weighting approaches in automatic text retrieval. *Information Processing & Management*, v. 24, n. 5, p. 513–523, 1988.
- SCHYMURA, L G. A crescente importância de medir a incerteza e seus impactos no Brasil de hoje. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 71, n. 5, p. 6–9, 2017.

- SILVA, M D O P *et al.* O efeito do sentimento das notícias sobre o comportamento dos preços no mercado acionário brasileiro, 2017.
- UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005.
- WILKINSON, L; FRIENDLY, M. The history of the cluster heat map. *The American Statistician*, v. 63, n. 2, p. 179–184, 2009.
- YOU, S; DESARMO, J; JOO, S. Measuring happiness of US cities by mining user-generated text in Flickr. com: A pilot analysis. *In: AMERICAN SOCIETY FOR INFORMATION SCIENCE. PROCEEDINGS of the 76th ASIS&T Annual Meeting: Beyond the Cloud: Rethinking Information Boundaries.* [S. l.: s. n.], 2013. p. 167.

## **Apêndice A Lista de palavras**

### **A.1 Incerteza da Política Econômica**

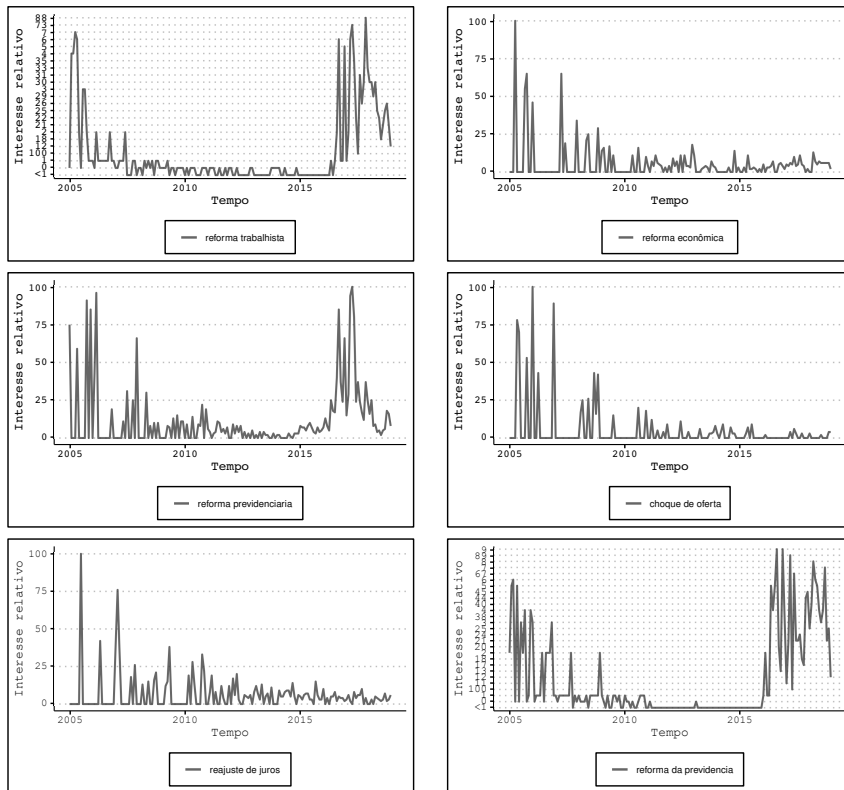
congress; deficit; deficits; economic; economy; instabilities; instability; readjustment; readjustments; reform; reforms; regulation; regulations; risk; risked; riskier; riskiest; riskiness; risking; risks; risky; rumors; senate; shock; shocks; speculate; speculated; speculates; speculating; speculation; speculations; speculative; speculatively; uncertain; uncertainly; uncertainties; uncertainty; unexpected; unexpectedly; unpredictable; unpredictably; unpredicted; volatile; volatilities; volatility.

### **A.2 Projeção de Incerteza da Política Econômica**

alteration; alterations; anomalies; anomaly; anticipate; assume; assumption; believes; cautiousness; doubts; imprecise; improbable; indefinite; indeterminate; maybe; might; ordinarily; perhaps; possibilities; possibility; possible; precaution; precautionary; precautions; predict; predicted; prediction; predictive; predictor; presumes; presuming; presumption; probable; probably; rumors; speculate; speculated; speculates; speculation; speculations; suggest; suggested; suggests.

## Apêndice B Pesquisas Google Trends Brasil

Figura B.1: Termos Próprios Google Trends Brasil

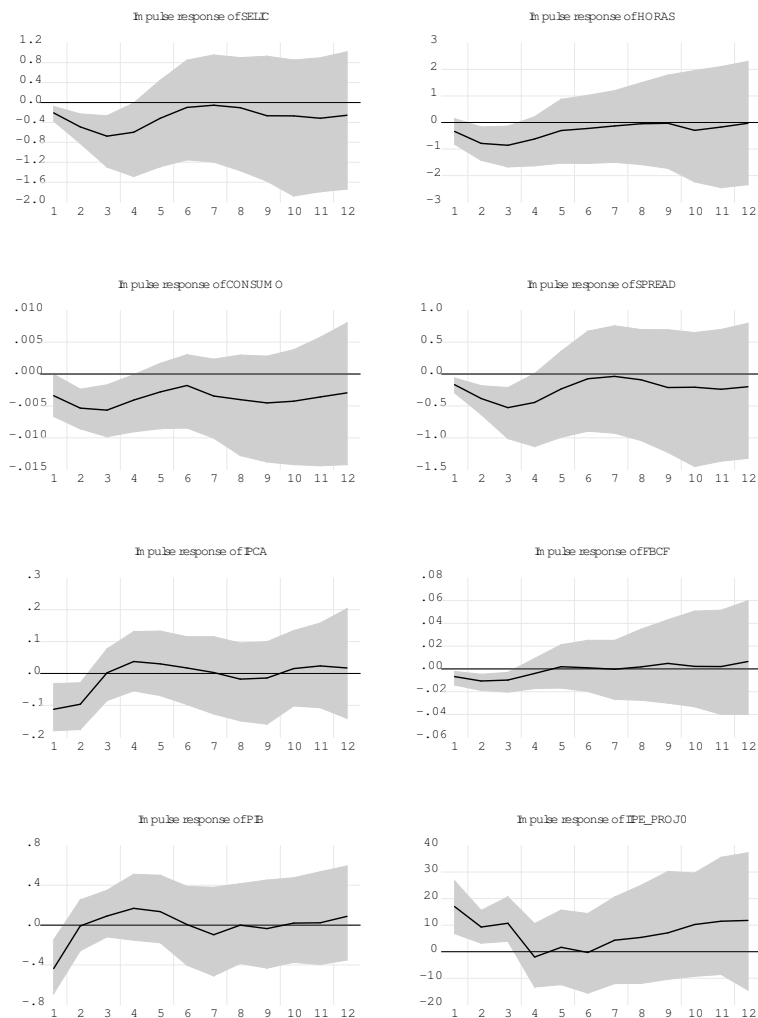


Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Os Termos são tratados como bigramas.

### Apêndice C Choques de Incerteza: diferentes composições do IPE

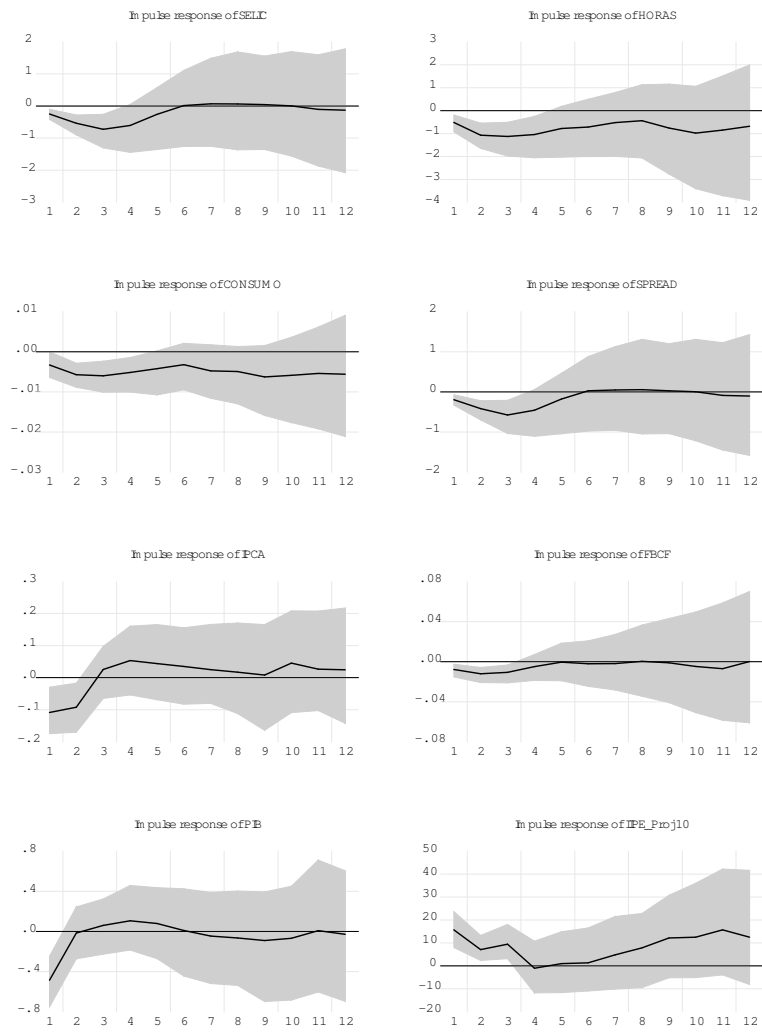
Figura C.1: Choque de Incerteza: IPE\_Proj 0



Fonte: Elaboração Própria

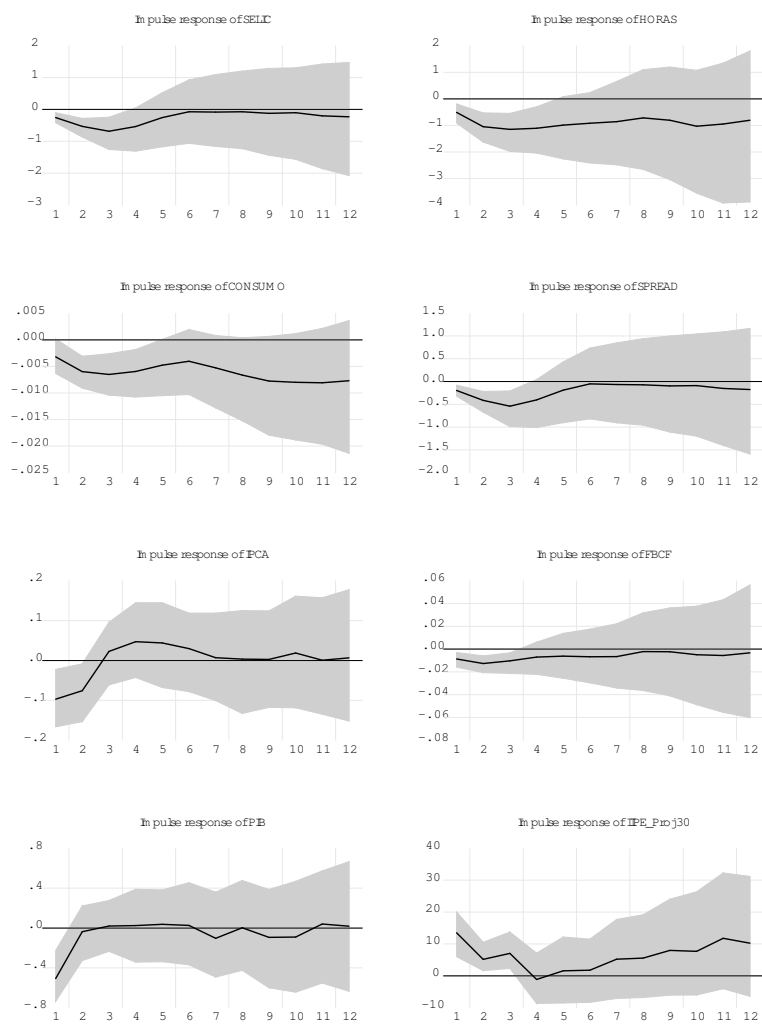


**Figura C.2:** Choque de Incerteza: IIFE\_Proj 10



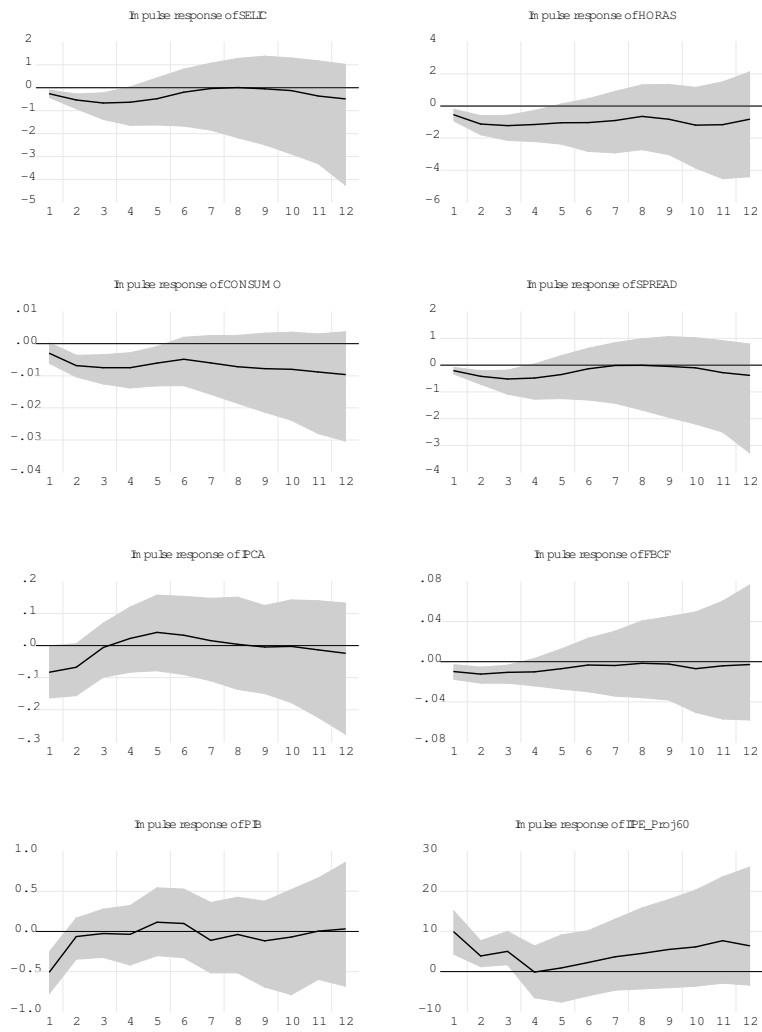
Fonte: Elaboração Própria

Figura C.3: Choque de Incerteza: IIPE\_Proj 30



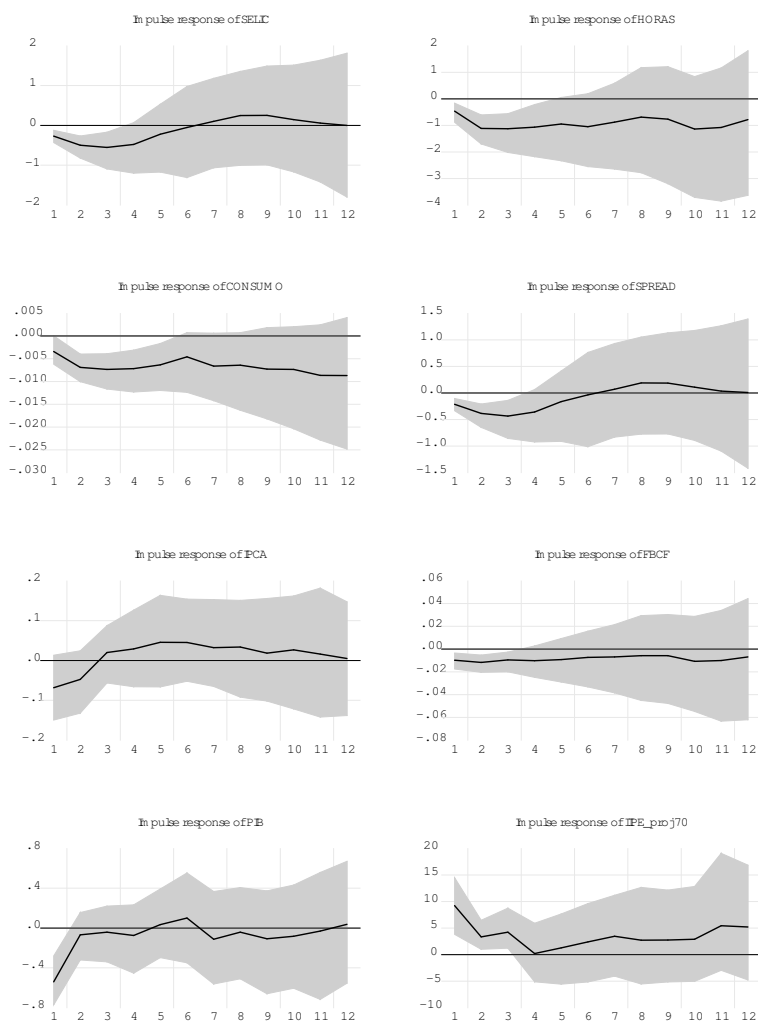
Fonte: Elaboração Própria

Figura C.4: Choque de Incerteza: IIFE\_Proj 60



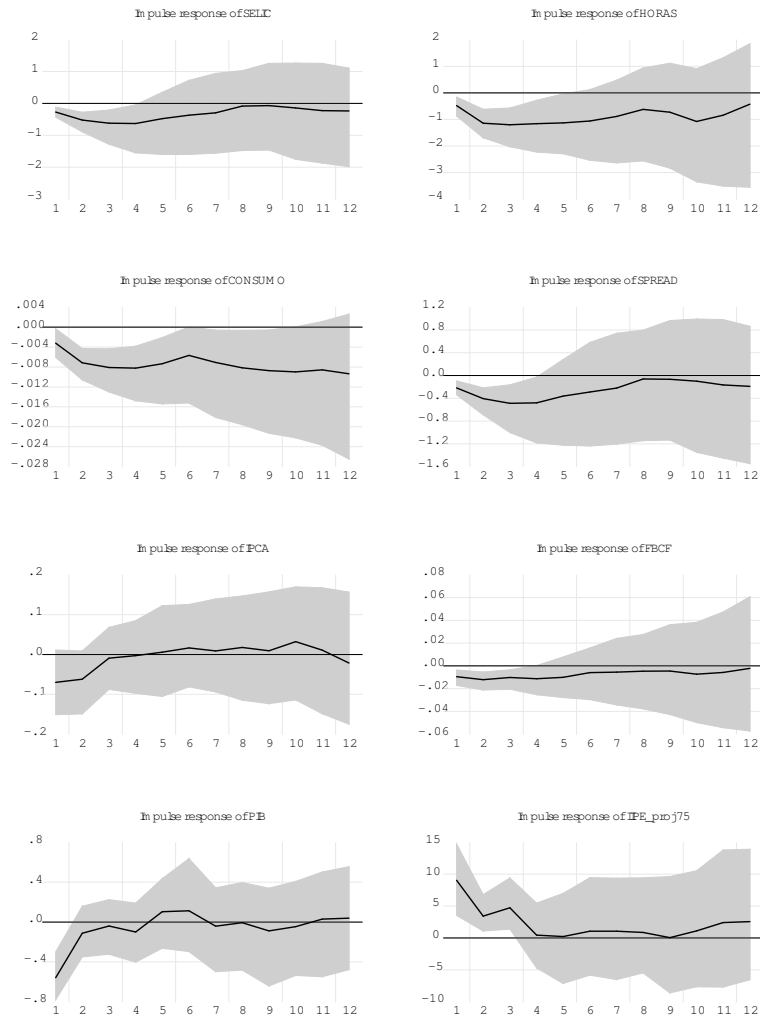
Fonte: Elaboração Própria

Figura C.5: Choque de Incerteza: IIPE\_Proj 70



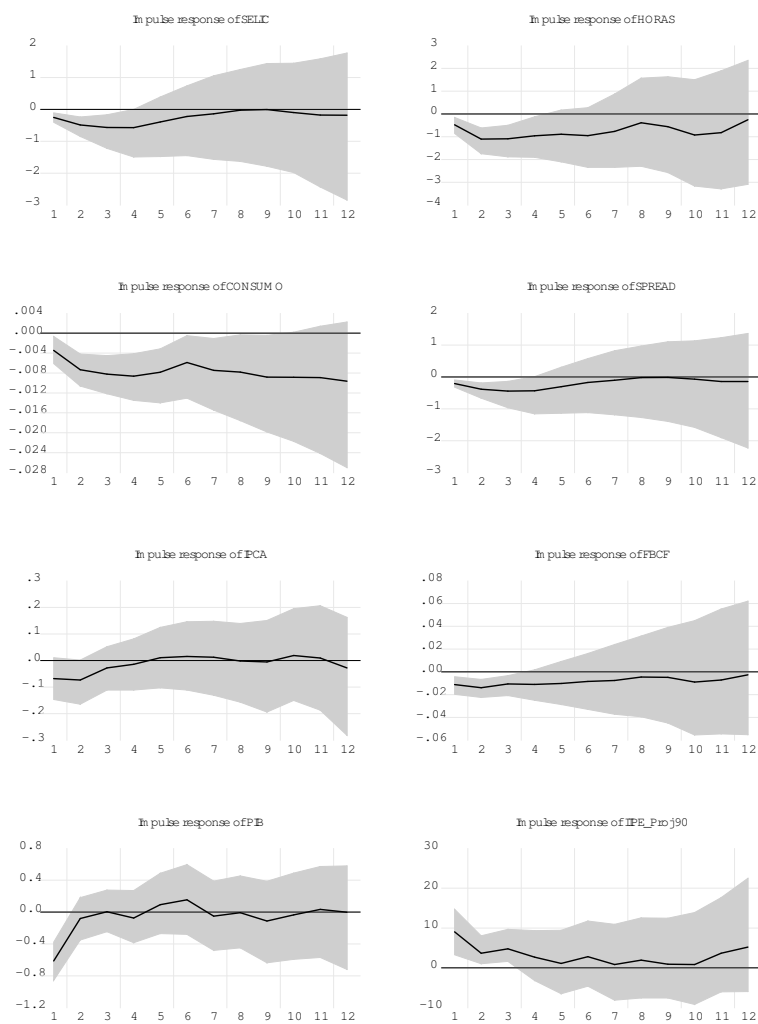
Fonte: Elaboração Própria

Figura C.6: Choque de Incerteza: IIPE\_Proj 75



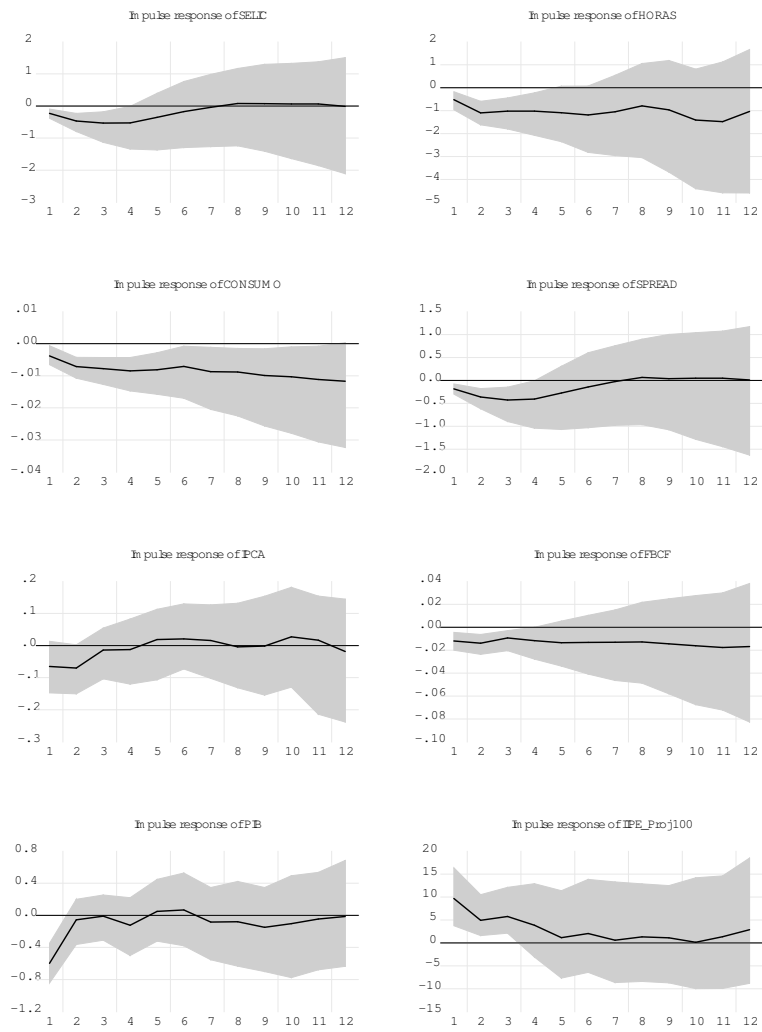
Fonte: Elaboração Própria

Figura C.7: Choque de Incerteza: IIPE\_Proj 90



Fonte: Elaboração Própria

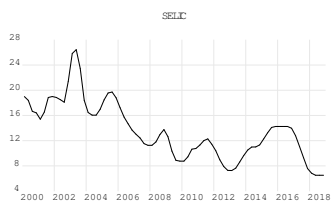
**Figura C.8:** Choque de Incerteza: IIFE\_Proj 100



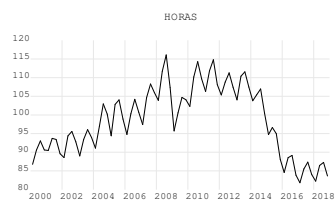
Fonte: Elaboração Própria

## Apêndice D Séries temporais

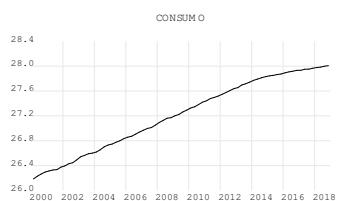
Figura D.1: Séries temporais



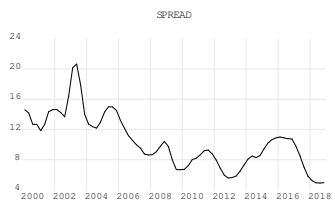
(a) Selic



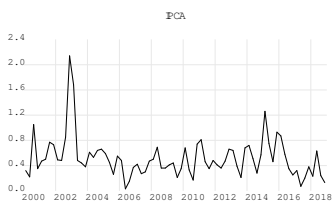
(b) Horas trabalhadas na indústria



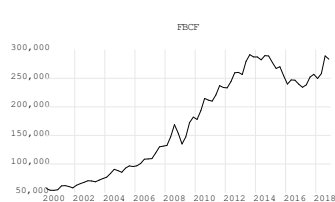
(c) Consumo total (em log)



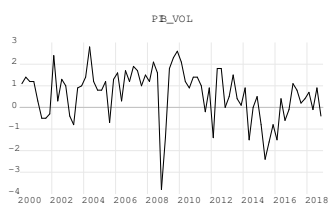
(d) Spread



(e) IPCA



(f) FBCF



(g) PIB



## DIFERENÇA DE RENDA ENTRE MULHERES EMPREENDEDORAS E ASSALARIADAS

SAMANDA SILVA DA ROSA \*  
VÍVIAN DOS SANTOS QUEIROZ ORELLANA †  
GABRIELITO RAUTER MENEZES ‡

### Resumo

O objetivo desse artigo é investigar o diferencial de rendimentos entre mulheres empreendedoras e assalariadas usando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015. Para tanto, é aplicada a decomposição detalhada de Oaxaca-Blinder e o método *heckit* para contornar o problema de autosseleção amostral. Os resultados encontrados sugerem que a empreendedora autônoma recebe R\$ 11,39 por salário-hora, enquanto a mulher assalariada apresenta rendimentos de R\$ 13,51 de salário-hora. Esse cenário se altera quando analisada a situação da empregadora, que auferir R\$ 36,70 de salário-hora. Os principais fatores que explicam essas diferenças de renda são os não observados: idade, escolaridade e viver com cônjuge.

**Palavras-chave:** empreendedorismo feminino; Heckman; Oaxaca-Blinder.

### Abstract

The objective of this paper is to investigate the income differential between entrepreneur women and wage earners using the National Household Sample Survey (PNAD) of 2015. For this purpose, detailed decomposition and Oaxaca-Blinder and the *heckit* method are used to overcome the problem of self-selection. The results found suggest that the self-employed entrepreneur is paid an hourly rate of R\$ 11,39 while the salaried woman has earnings of R\$ 13,51 per-hour. This scenario changes when analyzing the situation of the employer, who earns R\$ 36,70 per hour. The main factors that explain these income differences are those not observed: age, education and living with a spouse.

**Keywords:** women's entrepreneurship; Heckman; Oaxaca-Blinder.

**JEL classification:** L26, C35, J31

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea160805>

---

\* Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: samanda.srosa@gmail.com

† Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: viviansq13@gmail.com

‡ Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: gabrielitorm@gmail.com

## 1 Introdução

O objetivo desse trabalho é investigar o diferencial de rendimentos entre mulheres empreendedoras e assalariadas no Brasil usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) de 2015. Segundo a base de dados utilizada (PNAD), a mulher é considerada empreendedora em duas situações: no caso de sua posição de ocupação ser de empregadora, ou quando trabalha por conta própria (autônoma). Os métodos aplicados são a decomposição detalhada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e de Heckman (1979) para contornar o viés de seleção amostral.

De acordo com Buera (2009, 2008), empreendedor é o indivíduo que investe seu trabalho em conjunto com seu capital humano e faz uso da tecnologia existente com a finalidade de produzir um produto. Segundo o economista Joseph Alóis Schumpeter (1883-1950), o agente empreendedor “*não é um cientista criando uma nova invenção, mas é quem utiliza novos meios de produção de maneira inovadora, mais vantajosa*” (DROUIN, 2008, p. 140).

O indivíduo é considerado autônomo quando está ocupado por conta própria sem empregados, já o empregador possui um negócio próprio e tem funcionários. De acordo com pesquisas sobre o tema, as ocupações autônoma e empregadora são comumente usadas como *proxies*<sup>1</sup> para denotar empreendedorismo.

As mulheres estão se inserindo cada vez mais no mercado de trabalho nos últimos anos. Segundo dados da PNAD, em 1992 aproximadamente 54% das mulheres trabalhavam, já em 2015 a proporção de mulheres que ofertavam trabalho foi de 66%. Esse aumento se deve às modificações nas relações matrimoniais, tais como maior número de mulheres chefes de família, sustento de filhos pequenos, jornada de trabalho em casa e considerável aumento no grau de instrução formal (OLIVEIRA; JACINTO, 2017).

No que tange à população economicamente ativa, entre 17 e 70 anos, a participação feminina em atividades laborais é crescente desde a década de 1990, impulsionada pelo próprio crescimento populacional do país. Apesar do argumento de que o envelhecimento da população tenha como consequência uma diminuição nas taxas de indivíduos no mercado de trabalho, com a reforma da previdência houve um aumento na idade mínima para aposentadoria integral, o que corrobora para que pessoas mais velhas continuem no mercado de trabalho. Enquanto a taxa de homens economicamente ativos apresenta uma tendência de queda, o mesmo não ocorre para as mulheres, pois a tendência da participação feminina no mercado de trabalho deve chegar a 64,3% em 2030, ou seja, 8,2% a mais que na década de 1990 (FOGUEL; RUSSO, 2019).

É importante destacar que mesmo estando mais presentes no mercado de trabalho, as mulheres, em média, recebem menores salários em comparação aos homens (dado ao mesmo grau de instrução e desempenhando as mesmas atividades), em praticamente todas as ocupações. Além disso, as mulheres são a maioria no trabalho informal, em ocupações precárias e sem remuneração, como as atividades domésticas, o cuidado de pessoas enfermas na família, a dedicação aos filhos (ONU, 2011).

Por outro lado, o avanço da inserção feminina no mercado de trabalho vem favorecendo o engajamento no empreendedorismo. Os dados da pes-

<sup>1</sup>Ver Menezes, Orellana e Feijo (2015), Evans e Leighton (1990) e Gentry e Hubbard (2000).

quisa *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) de 2016 apontam que, no Brasil, a porcentagem de mulheres que abriram novas empresas é de 51,5%, ao passo que os homens registraram 48,5% dos novos negócios abertos. Com respeito aos empreendimentos consolidados, ou seja, empresas abertas com três anos ou mais, os homens são os responsáveis pela maioria dos empreendimentos (57,3%), enquanto as mulheres representam 42,7% do total dos negócios brasileiros.

Em diversos países, as mulheres representam uma parcela significativa em relação à escolha ocupacional pelo empreendedorismo. Nos países que compõem o continente Europeu e os Estados Unidos, a porcentagem de mulheres empreendedoras é de 19% e 13%, respectivamente (GEM, 2016). No Brasil, segundo a PNAD de 2015, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a porcentagem de empreendedoras<sup>2</sup> é de 19,9%.

De acordo com a literatura sobre o empreendedorismo, as mulheres possuem diferentes razões para empreender, tais como aspiração pela realização pessoal e independência financeira, espaço no mercado de trabalho, dificuldade para ascender na carreira profissional em empresas privadas, problemas financeiros e oportunidade de conciliar o trabalho e a família (CROMIE; HAYES, 1988; HIRSCH; PETERS, 1989; MOORE; BUTTNER, 1997).

O crescimento da mulher, no empreendedorismo, se deve em grande parte, não apenas pelo avanço da mulher no mercado de trabalho, mas também é resposta à discriminação sofrida em ambientes corporativos, onde a não equidade entre homens e mulheres ainda persiste. Para Strobino e Teixeira (2014), é preciso lembrar que as mulheres são associadas às atividades domésticas. É perceptível que elas desempenham a maior parte desse trabalho, principalmente as tarefas erroneamente caracterizadas como tipicamente femininas, como os cuidados com os filhos e afazeres domésticos. Isso acarreta a realização de múltiplos papéis, reconhecidos pelos próprios homens, que percebem essa capacidade como característica inerente à mulher.

Lucas (1978) enfatiza que os indivíduos investem na carreira profissional que lhes dá a maior utilidade esperada, e que a escolha pelo empreendedorismo depende das habilidades. Assim, os indivíduos que apresentam habilidades comuns (menos hábeis) permanecem como assalariados, à medida que indivíduos que apresentam mais habilidades (mais hábeis) se arriscam como empresários (empreendedores).

Moraes, Camargo Neto e Menezes (2017) investigam se existem diferenças entre o salário do empreendedor e o do assalariado, no Brasil. Estimam uma equação *minceriana* com correção para autosseleção, com o intuito de explicar a escolha pela ocupação empreendedora em função dos ganhos relativos ao trabalho assalariado. Ainda fazem uma decomposição do diferencial de salários por categoria a partir do procedimento de Oaxaca-Blinder.

A partir da revisão da literatura, não se identificou trabalhos que examinaram o diferencial de renda da mulher empreendedora no Brasil. Diante disso, neste artigo é realizada uma investigação detalhada do diferencial de rendimentos entre a mulher assalariada e a empreendedora. Para tanto, são usadas as *proxies* de empreendedorismo, autônomo e empregador, para entender se a inserção acontece por necessidade ou por oportunidade.

---

<sup>2</sup>De acordo com a definição da PNAD (2015) as mulheres empreendedoras são aquelas que trabalham por conta própria, tanto na modalidade autônoma quanto empregadora.

O cálculo da diferença de renda é feito usando a decomposição detalhada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), a fim de identificar os fatores que contribuem para o diferencial. No entanto, as equações de rendimentos devem ser controladas para viés de seleção amostral aplicando o método de Heckman (1979), pois há características não observadas, como habilidades empreendedoras, motivação, determinação etc., que podem tornar as estimativas de rendimentos tendenciosas.

O artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Logo em seguida, na seção dois, apresenta-se a revisão de literatura. Já na seção três são apresentadas as estratégias empíricas, enquanto na seção quatro será apresentado o diferencial de rendimento no empreendedorismo feminino no Brasil. Por fim, na seção cinco são apresentadas as considerações finais.

## 2 Referencial Teórico

No Brasil, o empreendedorismo se popularizou a partir da década de 1990, o que contribuiu para a gradativa participação desse tipo de negócio na economia do país. Fortalecido com a entrada em vigor da Lei Geral da Micro e Pequena Empresa em 2007, e da Lei do Microempreendedor Individual em 2008.

O incentivo ao empreendedorismo é visto como instrumental para o crescimento econômico, além de ter um papel relevante na geração de empregos e melhoria na renda das famílias (STEL; CARREE; THURIK, 2005). Em 2015, a taxa de empreendedorismo no país foi de 36%. Significando que 48 milhões de brasileiros com idade entre 18 e 64 anos estavam envolvidos na criação ou na manutenção de algum negócio, na condição de empreendedor em estágio inicial ou estabelecido (GEM, 2016).

De acordo com Lucas (1978), a habilidade empreendedora  $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$  entre os indivíduos é indicada por  $H(\theta)$ . Sendo que  $\bar{\theta}$  indica o potencial empreendedor elevado (limite superior) e  $\underline{\theta}$  o caso contrário (limite inferior).

Segundo Wit (1993), os indivíduos podem optar entre trabalhar por um salário  $w$  ou empreender e receber um lucro  $\pi$  e, conforme apresentado em Menezes, Orellana e Feijo (2015), supõe-se que o bem produzido é homogêneo, com demanda representada por  $X(p)$  e crescente no preço do bem  $p$ , a eficácia empreendedora dos indivíduos reflete apenas na função custo  $c(\theta, x)$  onde o custo marginal é absolutamente decrescente em  $\theta$ . Assim o indivíduo empreendedor maximizará seu lucro escolhendo o nível adequado de produto:

$$\max_x [\pi \equiv px - c(\theta, x)] \quad (1)$$

Portanto, a capacidade de produção e os lucros dependerão de  $\underline{\theta}$ . Assim sendo, quanto maior é  $\theta$ , maiores são os lucros e o nível de produção  $x(\theta, p)$ , e indivíduos com maior  $\theta$  têm um custo marginal menor. Como resultado, o indivíduo optará por empreender se  $\pi(\theta, x)$  se mostrar mais vantajoso que a opção de trabalho pelo salário  $w$ ; o equilíbrio é determinado quando:

$$\pi = px - c(\theta^*, x) = w \quad (2)$$

A capacidade empreendedora inicial é representada por  $\theta^*$ , para um determinado nível de  $w$ , que indica o momento em que o indivíduo é indiferente entre ser empreendedor ou emprego assalariado. No momento em que  $\theta < \theta^*$ ,

a atividade assalariada se mostra mais vantajosa para o indivíduo, e o oposto ocorre quando  $\theta > \theta^*$ , em que a atividade empreendedora é mais vantajosa (MENEZES; ORELLANA; FEIJO, 2015).

Os países desenvolvidos são os pioneiros sobre as pesquisas envolvendo o empreendedorismo feminino (NASER; NUSEIBEH; AL-HUSSAINI, 2012). Na grande maioria, as mulheres iniciam no empreendedorismo com empresas pequenas e com poucos funcionários (MORRIS *et al.*, 2006). Para Naser, Nuseibeh e Al-Hussaini (2012), o principal motivador do empreendedorismo feminino são os fatores pessoais. Esse argumento classifica os fatores pessoais em duas circunstâncias principais: um momento de dificuldades financeiras que impulsionam as mulheres para o estabelecimento de negócios como forma de gerar renda e fatores chamados de “positivos”, em que as mulheres optam por ter o próprio negócio como forma de realização pessoal.

Enquanto analisar a participação das mulheres em atividades empreendedoras tem sido o objeto em recorrentes estudos de Scorzafave e Menezes-Filho (2006), são poucos os pesquisadores que procuram entender a dinâmica do rendimento desse segmento econômico, de acordo com Andersson e Wadensjö (2006), ou o hiato entre retornos de empreendedores e não empreendedores (PARKER, 2009).

Na literatura contemporânea, os estudos que se destacam sobre o hiato salarial são os idealizados por Crespo, Reis *et al.* (2004), Giuberti e Menezes-Filho (2005), Cacciamali, Tatei e Rosalino (2010), Fossen (2012) e Bernat, Lambardi e Palacios (2017), ou seja, os autores que investigaram o retorno entre empreendedores e não empreendedores. A partir da metodologia de decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) amplamente utilizada para o estudo do diferencial salarial, é possível destacar o trabalho de Pereira e Oliveira (2016), entre outros. O trabalho de Fairlie (2006) apresenta uma extensão do método de Oaxaca-Blinder.

Outros motivos para o estabelecimento de empresas por mulheres, de acordo com Davies-Netzley (2013) e Still e Timms (2000), é a necessidade de um horário de trabalho flexível para que possa conciliar o trabalho e a família. Carter e Robb (2002) menciona que a mulher, após um período afastada do mercado de trabalho por motivo de repouso ou de desemprego, dedica muito do seu tempo para cuidar de filhos pequenos ou de pessoas idosas, sendo esse um fator importante pelo qual as mulheres empreendem. Em empresas familiares, das quais as mulheres são herdeiras, elas dificilmente têm espaço suficiente e preferem estabelecer sua própria empresa (MACHADO, 2011).

Fernandez *et al.* (2014) e Morris *et al.* (2006) destacam que as mulheres necessitam provar para si mesmas que são capazes de conduzir a própria empresa. A hipótese de conseguir a independência financeira e concretizar uma oportunidade de negócios foi observada por Vale, Corrêa e Reis (2014). As mulheres também podem ser motivadas por ganhar dinheiro para fundar seu empreendimento próprio, segundo Naser, Nuseibeh e Al-Hussaini (2012) e Zanakis, Renko e Bullough (2012). Ao ter o próprio empreendimento, cria-se a oportunidade de acumular capital, além do que seria possível com o trabalho assalariado, como no caso de pessoas mais ambiciosas, como o destacado por Hermans *et al.* (2012), ou para incrementar seu poder de compra, como destacado por Beyda e Casado (2011) e Fernandez *et al.* (2014). Ademais, a independência financeira e a tendência para enfrentar desafios que vão além do ambiente doméstico também são motivos para o estabelecimento de empresas por mulheres (FERNANDEZ *et al.*, 2014; ZANAKIS; RENKO; BULLOUGH, 2012).

Bartalotti (2007) utilizou a metodologia de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para regressões quantílicas com dados para o Brasil, onde as mulheres sofrem com a discriminação no mercado de trabalho por cor e gênero, estando assim na pior situação entre os grupos estudados. A remuneração, dado o investimento em educação, indica ganhos crescentes conforme a posição na distribuição salarial, ampliando a desigualdade de renda, além de as mulheres sofrerem discriminação no que diz respeito à educação nos níveis de rendimentos mais elevados.

No trabalho de Oliveira e Jacinto (2017), foi examinada a evolução dos rendimentos das mulheres empreendedoras no Brasil entre 1992-2015. Os resultados apontaram que a idade assume um papel relevante na evolução dos rendimentos das autônomas e das empregadoras informais. Um efeito de coorte permitiu um acréscimo de renda às autônomas, por meio da abertura e criação de novas oportunidades a esse segmento de mulheres.

Menezes, Orellana e Feijo (2015) fazem uma análise dos determinantes do empreendedorismo no Brasil, evidenciando que características socioeconômicas e geográficas são relevantes para a escolha ocupacional dos indivíduos, de forma que há características que aumentam e outras que diminuem a chance de se tornar empreendedor. Além disso, os autores também fazem a correção do viés de seleção por meio do modelo proposto por Heckman, e encontram que os salários são relevantes na escolha ocupacional dos indivíduos.

Moraes, Camargo Neto e Menezes (2017) investigam se existem diferenças entre o salário do empreendedor e do assalariado no Brasil. Estimam uma equação do tipo *minceriana* com correção para autoseleção, com o intuito de explicar a escolha pela ocupação empreendedora em função dos ganhos relativos ao trabalho assalariado. Ainda fazem uma decomposição do diferencial de salários por categoria a partir do procedimento de Oaxaca-Blinder. Encontraram que em média os indivíduos que escolheram a carreira de empreendedor no Brasil obtiveram um rendimento em torno de 19,68% mais elevado em comparação aos assalariados.

### 3 Estratégia Empírica

Nesta seção, será primeiramente apresentada a metodologia de Heckman e, em seguida, o método de decomposição de Oaxaca-Blinder. O método de Heckman (1979) é usado para corrigir o possível viés de seleção nas equações de rendimentos decorrente da presença de habilidades não observáveis. Esse método propõe duas etapas para controlar o referido viés de seleção. Na primeira etapa, é estimado um *probit* para gerar o fator de controle dos rendimentos; na segunda etapa, esse termo de controle é introduzido nas equações de rendimentos, e estes são usadas para o cálculo do diferencial de rendimentos através da decomposição de Oaxaca-Blinder.

#### 3.1 Modelo de Heckman

Os rendimentos esperados pelas mulheres, nas ocupações empreendedora e assalariada, são determinados pelas seguintes equações *mincerianas*, respectivamente:

$$Y_e = X_e\beta_e + \varepsilon_e \quad (3)$$

$$Y_a = X_a\beta_a + \varepsilon_a \quad (4)$$

onde  $e$  é empreendedora e  $a$  é assalariada;  $Y_e$  e  $Y_a$  são, respectivamente, os rendimentos por hora (em logaritmo) auferidos, pela empreendedora e assalariada,  $\beta_e$  e  $\beta_a$  são os vetores de parâmetros das equações de rendimentos das empreendedoras e assalariadas, respectivamente;  $X_e$  e  $X_a$  são vetores de características dos grupos de mulheres empreendedoras e assalariadas, nesta ordem;  $\varepsilon_e$  e  $\varepsilon_a$  são os respectivos termos estocásticos, normalmente distribuídos com média constante e variância, dadas por  $\sigma_e^2$  e  $\sigma_a^2$ .

De acordo com Heckman (1979), o problema de viés de seleção pode ocorrer por autosseleção dos indivíduos da amostra, ou seja, a presença de melhores características não observadas relacionadas às habilidades empreendedoras pode levar o indivíduo a ser mais determinado, motivado, batalhador etc., o que tornaria as estimativas dos rendimentos tendenciosas se estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Para controlar a autosseleção na amostra, Heckman (1979) sugere um procedimento em dois estágios, método também conhecido como *heckit*, que consiste em estimar um modelo *probit* univariado,  $Pr(Y_i = 1) = \phi(\pi)$  para toda amostra conjunta de empreendedoras e assalariadas:

$$Y^* = X\beta + \epsilon, Y = \begin{cases} 1 & \text{se } Y^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

onde  $Y^*$  é uma variável latente que representa a utilidade de escolha entre ser empregadora/autônoma ou assalariada;  $Y$  é uma variável indicadora binária que assume o valor 1 se a mulher opta pelo trabalho empreendedor e 0 se escolhe trabalho assalariado; portanto, a disposição de ocupação feminina entre trabalho empreendedor e assalariado deriva da comparação das utilidades potenciais proporcionadas por cada categoria: se  $Y^* > 0$ , a mulher escolhe o trabalho empreendedor, e se  $Y^* \leq 0$ , escolhe trabalho assalariado;  $X$  é um vetor de características que concerne à escolha ocupacional das mulheres;  $\beta$  é o vetor de parâmetros estruturais do modelo estrutural;  $\epsilon$  é um termo de erro aleatório que capta a influência de fatores não observados. O *probit* é estimado por Máxima Verossimilhança.

Através da predição linear da equação (5),  $\widehat{Y} = X\widehat{\beta}$ , calculam-se os fatores de controle para viés de seleção amostral (taxas inversas de Mill) da seguinte forma:

$$\lambda_e \equiv \frac{\phi(\widehat{Y})}{\Phi(\widehat{Y})} \quad \text{para a ocupação empreendedora} \quad (6)$$

$$\lambda_a \equiv \frac{-\phi(\widehat{Y})}{1 - \Phi(\widehat{Y})} \quad \text{para a ocupação assalariada} \quad (7)$$

onde  $\phi(\cdot)$  representa a função de densidade normal padrão, e  $\Phi(\cdot)$ , a função de densidade normal acumulada (MADDALA, 1986). Os termos de correção  $\lambda_e$  e  $\lambda_a$  são inseridos nas regressões de rendimentos (3) e (4) como regressores adicionais. Portanto, as equações de rendimentos *mincerianas* podem ser estimadas da seguinte forma:

$$\widehat{Y}_e = X_e\widehat{\beta}_e + \widehat{\sigma}_e\widehat{\rho}_e\widehat{\lambda}_e \quad (8)$$

$$\widehat{Y}_a = X_a\widehat{\beta}_a + \widehat{\sigma}_a\widehat{\rho}_a\widehat{\lambda}_a \quad (9)$$

onde  $\widehat{\rho}_e$  e  $\widehat{\rho}_a$  são, sequencialmente, os coeficientes de correlação entre os termos de erro das equações de rendimentos das empreendedoras e assalariadas com o termo de erro estocástico da equação (5)<sup>3</sup>;  $\widehat{\sigma}_e$  e  $\widehat{\sigma}_a$  são os desvios-padrão dos termos de erro das equações de rendimentos das empreendedoras e assalariadas, respectivamente.

Se  $\rho \neq 0$ , indica-se a presença de viés de seleção e justifica o uso do procedimento de Heckman. Com isso, controla-se o viés de seleção nas estimativas dos rendimentos tanto das empreendedoras como das assalariadas, e as equações (8) e (9) podem ser estimadas por MQO.

### 3.2 Diferencial de Rendimentos: Decomposição de Oaxaca-Blinder

Para calcular o diferencial de rendimentos existente entre empreendedoras e assalariadas é empregada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), como apresentada por Jann (2008). A finalidade é identificar quanto desse diferencial é devido às características explicadas e não explicadas relacionadas à produtividade ou habilidades não observadas.

A diferença média  $\widehat{R}$  estimada entre os rendimentos  $Y_e$  e  $Y_a$  em logaritmo das empreendedoras e assalariadas (equações (8) e (9)) pode ser calculada, conforme Jann (2008), da seguinte forma<sup>4</sup>:

$$\widehat{R} = E(Y_e) - E(Y_a) = \bar{Y}_e - \bar{Y}_a = \bar{X}_e \widehat{\beta}_e - \bar{X}_a \widehat{\beta}_a \quad (10)$$

onde  $E(Y_e)$  e  $E(Y_a)$  são os valores esperados dos rendimentos das empreendedoras e assalariados, ou seja, são as médias  $\bar{Y}_e$  e  $\bar{Y}_a$  dos rendimentos,  $\bar{X}_e$  e  $\bar{X}_a$  são os vetores médios dos regressores,  $\widehat{\beta}_e$  e  $\widehat{\beta}_a$  são os vetores de parâmetros estimados.

Para Jann (2008), a diferença de rendimentos na equação (10) pode ser decomposta da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \widehat{R} &= \bar{Y}_e - \bar{Y}_a \\ &= [E(X_e) - E(X_a)]' \beta^* + [E(X_e)'(\widehat{\beta}_e - \beta^*) + E(X_a)'(\beta^* - \widehat{\beta}_a)] \end{aligned} \quad (11)$$

onde  $\beta^* = \beta_e$  e ou  $\beta^* = \beta_a$ ; dependendo de qual é o grupo de referência<sup>5</sup> escolhido, o primeiro componente  $\{\bar{X}_e - \bar{X}_a\}' \beta^*$  é a parte do diferencial de renda que é “explicada” pelas diferenças entre os preditores dos grupos (efeito quantidade) e o segundo componente entre colchetes é a parte “não explicada” do diferencial, que é atribuída às características não observadas que englobam os diferentes níveis de habilidades empreendedoras.

A categoria base normalmente auferir menor rendimento. Se, por exemplo, a categoria base escolhida for a assalariada<sup>6</sup>, então pode-se utilizar o coeficiente  $\widehat{\beta}_e$  das empreendedoras como uma estimativa para  $\beta^*$ . Logo, a decomposição (11) é computada da seguinte forma:

$$\widehat{R} = (\bar{X}_e - \bar{X}_a)' \widehat{\beta}_e + \bar{X}_a' (\widehat{\beta}_e - \widehat{\beta}_a) \quad (12)$$

<sup>3</sup>Corr( $\epsilon; \epsilon_e$ ) =  $\rho_e$  e Corr( $\epsilon; \epsilon_a$ ) =  $\rho_a$

<sup>4</sup> $E(Y_l) = E(X_l' \beta_l + \epsilon_l) = E(X_l' \beta_l) + E(\epsilon_l) = E(X_l)' \beta_l$ ,  $l = 2, 3$ . Onde  $E(\beta_l) = \beta_l$  e  $E(\epsilon_l) = 0$ , por suposição.

<sup>5</sup>Ver Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

<sup>6</sup>Para efeitos desse estudo, será usada a categoria base assalariada ou empreendedora.



Assim, um valor positivo do componente explicado sugere que as empreendedoras são mais propensas ao empreendedorismo em atributos observados, quando comparadas com as assalariadas. O segundo componente mensura a porção da diferença de renda entre os dois grupos, caso cada mulher do grupo empreendedor tenha os mesmos atributos médios de cada mulher do grupo assalariado. Se esse componente apresentar sinal positivo, indica-se que as mulheres empreendedoras possuem uma renda média relativamente superior devido às melhores habilidades não observadas.

Adicionalmente, será feita uma decomposição detalhada do hiato de rendimento para computar a contribuição de cada variável referente às diferenças explicadas e não explicadas. Assim, a soma da contribuição individual das partes explicadas resulta no total explicado do diferencial da equação (12):

$$\begin{aligned} \widehat{Q} &= (\bar{X}_e - \bar{X}_a)' \widehat{\beta}_e \\ &= (\bar{X}_{1e} - \bar{X}_{1a}) \widehat{\beta}_{1e} + (\bar{X}_{2e} - \bar{X}_{2a}) \widehat{\beta}_{2e} + \dots + (\bar{X}_{ne} - \bar{X}_{na}) \widehat{\beta}_{ne} \end{aligned} \quad (13)$$

onde  $\widehat{\beta}_{1e}, \widehat{\beta}_{2e}, \dots, \widehat{\beta}_{ne}$  são os coeficientes associados, e  $\bar{X}_e, \bar{X}_a, \dots, \bar{X}_n$  são a média das variáveis explicativas. O primeiro somatório contempla a contribuição das diferenças do grupo em  $\bar{X}_e$ ; o segundo, as diferenças de  $\bar{X}_a$ , e assim por diante.

Do mesmo modo, as contribuições individuais para a parte não explicável da equação (12) são os seguintes somatórios:

$$\begin{aligned} \widehat{U} &= \bar{X}'_a (\widehat{\beta}_e - \widehat{\beta}_a) \\ &= \bar{X}'_{1a} (\widehat{\beta}_{1e} - \widehat{\beta}_{1a}) + \bar{X}'_{2a} (\widehat{\beta}_{2e} - \widehat{\beta}_{2a}) + \dots + \bar{X}'_{na} (\widehat{\beta}_{ne} - \widehat{\beta}_{na}) \end{aligned} \quad (14)$$

### 3.3 Base de dados e tratamentos

Este trabalho utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponível na data do presente estudo.

A amostra constitui-se de mulheres com idade entre 18 e 75 anos. Segundo a metodologia da GEM (2016), o recorte por idade é essencial para excluir indivíduos que não têm condições de estar inseridos no mercado de trabalho como empregadores abaixo do limite inferior de idade. Para o recorte de idade no limite superior foi possível observar na amostra um número expressivo de mulheres idosas ocupadas como empreendedoras. Adicionalmente, e com o objetivo de eliminar possíveis distorções na análise, permaneceram na amostra apenas as mulheres ocupadas que apresentam rendimento até R\$ 40 000,00<sup>7</sup>.

Para efeito desse trabalho, considera-se empreendedora a mulher que está ocupada como autônoma ou como empregadora, que são utilizadas como *proxies* do empreendedorismo. Segundo o IBGE, as pessoas são definidas como empregadoras quando o empreendimento possui pelo menos um funcionário assalariado, já as autônomas trabalham por conta própria sem funcionário.

A variável dependente  $Y_i$  “empreendedora” (empregador e autônomo) assume o valor 1 se a mulher atuar em uma dessas ocupações e assume o valor zero se a mulher estiver inserida no mercado de trabalho como assalariada.

<sup>7</sup>Somente 8 observações estavam acima deste valor, e foram excluídas. Pois se tratava de *outliers*.

As variáveis explicativas que captam as características socioeconômicas e demográficas utilizadas para explicar a variável dependente  $Y_i$  foram selecionadas com base na literatura sobre economia do empreendedorismo (PARKER, 2009). Portanto, as variáveis utilizadas são: raça, idade, idade ao quadrado, variáveis indicadoras de “n” níveis de escolaridade (*dummies*) para escolaridade<sup>8</sup>, vive com o cônjuge, chefe de família, horas dedicadas aos afazeres domésticos, renda do não trabalho<sup>9</sup>, idade dos filhos<sup>10</sup>, migrante de retorno, região urbana, área metropolitana e por fim *dummies* para as regiões norte, nordeste, sul, sudeste e centro-oeste.

Ressalta-se que algumas variáveis foram excluídas das equações de rendimentos para identificar o modelo de Heckman, tais como: renda do não trabalho, idade dos filhos, horas dedicadas aos afazeres domésticos e migrante de retorno, seguindo a proposta de exclusão de variáveis de Maddala (1986). Segundo esse método, essas variáveis influenciam na escolha pela carreira empreendedora, porém não afetam diretamente a determinação de rendimentos.

Para calcular a média da remuneração por hora trabalhada, foi criada uma variável de rendimento por hora, como proposto por Mincer (1974), em que é feita a divisão dos rendimentos do trabalho principal mensal por 4,2<sup>11</sup>. Assim, tanto os rendimentos como as horas trabalhadas estão na mesma unidade semana.

A partir do exposto na Tabela 1 e na Tabela 2, é possível conferir as estatísticas descritivas da amostra após os recortes mencionados e exclusão dos valores *missings*. Foram mantidas na amostra final apenas as mulheres ocupadas como conta-própria, empregadora, e que estavam empregadas com ou sem carteira de trabalho assinada. Antes da exclusão dos valores *missings*, a amostra total após os recortes mencionados anteriormente foi de 44857 observações, mas depois da exclusão dos valores *missings* nas variáveis “número de pessoas no domicílio” e “logaritmo do salário-hora”, a amostra final de empregadoras mais assalariadas foi de 32632 observações, sendo 31095 assalariadas e 1537 empregadoras, conforme a Tabela 1. Este trabalho utilizou um plano amostral complexo além de pesos amostrais, neste caso em específico a PNAD, que, segundo Blinder (1973), incorpora estratificação, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção e ajustes de pesos amostrais para calibração com os totais populacionais.

Em relação às variáveis, no tocante à raça, 49% das mulheres que são empregadoras são da raça branca. A idade média da mulher empregadora é de aproximadamente 35 anos.

A partir da condição familiar, as mulheres que vivem com cônjuge são aproximadamente 54% das empregadoras. As chefes da família são cerca de 34% das empregadoras.

Com base da Tabela 2, é possível conferir as estatísticas descritivas da amostra para as autônomas e assalariadas. A amostra final de autônomas e assalariadas foi de 42517, sendo 31095 assalariadas e 11422 autônomas.

<sup>8</sup>A escolaridade está classificada como: sem instrução, 1-4 anos de estudo, 5-8 anos de estudo, 9-11 anos de estudo e 12 anos de estudo ou mais.

<sup>9</sup>Renda do não trabalho representa qualquer remuneração recebida sem exercer atividade laboral, por exemplo, aposentadoria, pensão, aluguel.

<sup>10</sup>A idade dos filhos está classificada como: até 1 ano de idade, > 1-5 anos de idade, > 5-10 anos de idade.

<sup>11</sup>Um mês tem trinta dias e é dividido por sete dias da semana, resultando em 4,2.

**Tabela 1:** Descrição estatística da amostra empregadoras e assalariadas

Variável	População	Amostra	Proporção	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Empregadora	19097176	32632	0,05	0,21	0	1
Branca	19097176	32632	0,49	0,50	0	1
1 a 4 anos de estudo	19097176	32632	0,05	0,21	0	1
5 a 8 anos de estudo M1	19097176	32632	0,13	0,34	0	1
9 a 11 anos de estudo	19097176	32632	0,46	0,50	0	1
12 anos ou mais de estudo	19097176	32632	0,29	0,45	0	1
Migrante de retorno	19097176	32632	0,03	0,17	0	1
Vive com cônjuge	19097176	32632	0,54	0,50	0	1
Chefe da família	19097176	32632	0,34	0,47	0	1
Urbano	19097176	32632	0,95	0,22	0	1
Metrópole	19097176	32632	0,45	0,50	0	1
Norte	19097176	32632	0,11	0,31	0	1
Nordeste	19097176	32632	0,23	0,42	0	1
Sul	19097176	32632	0,20	0,40	0	1
Centro-Oeste	19097176	32632	0,11	0,32	0	1
			Média			
Idade	19097176	32632	35,18	10,95	18	64
Idade ao quadrado	19097176	32632	1357,50	834,88	324	4096
Horas de afazeres domésticos	19097176	32632	15,79	12,07	0	98
Criança < 1 ano no domicílio	19097176	32632	0,03	0,19	0	3
Criança 1 a 5 anos no domicílio	19097176	32632	0,53	1,43	0	12
Criança 5 a 10 anos no domicílio	19097176	32632	1,65	3,79	0	35
Log salário-hora	19097176	32632	2,04	-0,77	1,53	8,47
Renda do não trabalho	19097176	32632	87,78	510,36	0	25900

Elaborado pelos autores a partir da [PNAD \(2015\)](#).

**Tabela 2:** Descrição estatística da amostra autônomas e assalariadas

Variável	População	Amostra	Proporção	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Autônoma	24 608 430	42 517	0,27	0,44	0	1
Branca	24 608 430	42 517	0,47	0,50	0	1
1 a 4 anos de estudo	24 608 430	42 517	0,07	0,26	0	1
5 a 8 anos de estudo M1	24 608 430	42 517	0,16	0,37	0	1
9 a 11 anos de estudo	24 608 430	42 517	0,45	0,50	0	1
12 anos ou mais de estudo	24 608 430	42 517	0,25	0,43	0	1
Migrante de retorno	24 608 430	42 517	0,03	0,18	0	1
Vive com cônjuge	24 608 430	42 517	0,54	0,50	0	1
Chefe da família	24 608 430	42 517	0,36	0,48	0	1
Urbano	24 608 430	42 517	0,93	0,26	0	1
Metrópole	24 608 430	42 517	0,44	0,50	0	1
Norte	24 608 430	42 517	0,12	0,33	0	1
Nordeste	24 608 430	42 517	0,26	0,44	0	1
Sul	24 608 430	42 517	0,18	0,39	0	1
Centro-Oeste	24 608 430	42 517	0,11	0,31	0	1
			Média			
Idade	24 608 430	42 517	37,50	11,47	18	64
Idade ao quadrado	24 608 430	42 517	1481,95	898,30	324	4096
Horas de afazeres domésticos	24 608 430	42 517	17,62	13,13	0	98
Criança < 1 ano no domicílio	24 608 430	42 517	0,03	0,19	0	3
Criança 1 a 5 anos no domicílio	24 608 430	42 517	0,55	1,47	0	14
Criança 5 a 10 anos no domicílio	24 608 430	42 517	1,71	3,88	0	35
Log salário-hora	24 608 430	42 517	1,94	0,83	-2,57	8,25
Renda do não trabalho	24 608 430	42 517	103,53	520,44	0	25 000

Elaborado pelos autores a partir da PNAD (2015).

**Tabela 3:** Diferença média do salário-hora (R\$)

	Amostra	Salário-hora
Assalariada	31 095	13,51
Empreendedora <sup>†</sup>	12 959	14,39
<b>Diferença</b>	44 054	-0,88
Assalariada	31 095	13,51
Autônoma	11 422	11,39
<b>Diferença</b>	42 517	2,12***
Assalariada	31 095	13,51
Empregadora	1 537	36,70
<b>Diferença</b>	32 632	-23,19***
Autônoma	11 422	11,39
Autônoma	1 537	36,70
<b>Diferença</b>	12 959	-25,39

Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD (2015).

<sup>†</sup> Autônomas + empregadoras.

\*\*\* estatisticamente significativo a 1%.

Em relação às variáveis, no tocante à raça, 47% das mulheres que são autônomas são da raça branca. A idade média da mulher empreendedora autônoma é de aproximadamente 37 anos.

A partir da condição familiar, as mulheres que vivem com cônjuge são aproximadamente 56% das empreendedoras autônomas. As chefes de família são cerca de 36% empreendedoras autônomas.

A Tabela 3 apresenta a distribuição das mulheres por posição de ocupação e os rendimentos médios (salário-hora). As mulheres empreendedoras são 12 959, representando 29,4% da amostra, as assalariadas representam 70,6% do total de mulheres da amostra.

Nota-se na Tabela 3, que o rendimento médio, em salário-hora, da empreendedora é de R\$ 14,39; já o rendimento médio, em salário-hora, da assalariada é de R\$ 13,51. Ao separar a empreendedora em empregadora e autônoma, é possível observar uma grande diferença entre os rendimentos médios das empregadoras: o seu salário-hora é de R\$ 36,70, enquanto o salário-hora das autônomas é de R\$ 11,39.

#### 4 Resultados

Nesta seção, serão apresentados primeiramente os resultados para controle de autosseleção amostral nos rendimentos, a partir da metodologia *heckit* e, por fim, a decomposição detalhada do diferencial de renda de Oaxaca-Blinder.

Os resultados do modelo de Heckman (1979) para empregadora e assalariada podem ser conferidos na Tabela 4. Constata-se que na primeira etapa do modelo, ou seja, a equação de seleção estimada pelo *probit*, as variáveis apresentaram sinais de acordo com o esperado e a maioria delas é estatisticamente

significativa ao nível de 1%. Na segunda etapa do modelo, os coeficientes de controle de viés de seleção,  $\lambda$ , foram estatisticamente significativos, justificando a importância de usar o método *heckit* neste trabalho.

Dentre os resultados da Tabela 4, chama-se atenção para os anos de estudo, pois a probabilidade de empreender é maior para as mais escolarizadas (ensino superior). Esses resultados estão de acordo com a literatura que aponta que as pessoas mais instruídas captam melhor as oportunidades porque favorece o desenvolvimento de habilidades empreendedoras (FRITSCH; RUSAKOVA, 2011).

Referente à variável raça, a magnitude dos coeficientes indica que a mulher empregadora de cor branca apresenta maiores rendimentos em relação às não brancas. A empregadora também ganha mais com o avanço da idade do que a assalariada, embora esse aumento seja decrescente (sinal negativo da idade ao quadrado).

Quanto à escolaridade, nota-se que a mulher com menos anos de estudo apresenta menos chance de se tornar empregadora; em oposição, a mais escolarizada (12 anos de estudos ou mais) tem mais probabilidade de ser empregadora, principalmente aquela com nível superior, em relação à categoria omitida (sem instrução). O efeito de aumento de renda é maior e persistente entre as empregadoras do que para as assalariadas, conforme aumenta a escolaridade. Esse resultado está de acordo com o encontrado por Menezes, Orellana e Feijo (2015), em que indivíduos com mais instrução apresentam maiores chances no mercado de trabalho.

A variável chefe de família exibe coeficiente positivo, indicando que a mulher nesta posição tende a optar pelo empreendedorismo. Com relação a viver conjugalmente com a pessoa de referência da unidade familiar, existindo ou não o vínculo matrimonial, pode-se observar que a variável apresenta um sinal positivo sobre a probabilidade de ser uma empregadora, ou seja, a mulher que vive com cônjuge tem maior chance de ser empreendedora. Blanchflower (2004) e Parker (2009, 2004) destacam a importância da relação de segurança familiar relacionada ao suporte emocional e renda do cônjuge, que possibilita a mulher assumir o risco de um negócio. Esse resultado está de acordo com o proposto por Lindh e Ohlsson (1996), evidenciando a família como amparo para que a mulher assumira os riscos de ter um negócio próprio.

Com respeito ao local de residência, as mulheres residentes de áreas metropolitanas exibem menor probabilidade de serem empregadoras, sugerindo que nestas áreas as mulheres têm mais chance de se inserirem no mercado de trabalho assalariado devido à maior oferta de vagas de trabalho e melhores remunerações. Esses resultados estão de acordo com os achados de Menezes, Orellana e Feijo (2015), mas divergem do estudo de Ács, Bosma e Sternberg (2008).

Sobre as mulheres que são migrantes de retorno, ou seja, que residem e são naturais da Unidade da Federação, porém já residiram em outro estado ou país estrangeiro, o coeficiente da variável é positivo, indicando que a mulher tende a abrir seu próprio negócio e empregar ao retornar ao estado de origem. Mayr e Peri (2008) apontam que, no Brasil, há grandes fluxos migratórios e o retorno de indivíduos à região de origem contribui positivamente para o desenvolvimento por aumentar a média de capital humano devido ao acúmulo de experiência em outras localidades e investimento em empreendimentos.

Ainda, os aspectos geográficos, que procuram denotar os efeitos semelhantes das características locais sobre a probabilidade das mulheres em escolher

**Tabela 4:** Resultado do modelo de Heckman para a amostra de empregadoras e assalariadas

Variáveis	<i>Probit</i>	Equações de salário hora	
	Coefficientes	Empregadora	Assalariada
Branca	0,2300*** (0,0310)	0,0842 (0,0663)	0,0666*** (0,0103)
Idade	0,0744*** (0,0101)	-0,0344 (0,0214)	0,0292*** (0,0025)
Idade ao quadrado	-0,0005*** (0,0001)	0,0003 (0,0002)	-0,0004*** (0,0000)
Anos de estudo			
1 a 4	-0,2983*** (0,0972)	-0,2425 (0,1738)	-0,2950*** (0,0250)
5 a 8	-0,0756 (0,0765)	-0,1419 (0,1287)	-0,2425*** (0,0212)
9 a 11	0,0907 (0,0702)	0,0459 (0,1091)	-0,0871*** (0,0194)
12 ou mais	0,3425*** (0,0716)	0,2960** (0,1189)	0,4678*** (0,0226)
Vive com cônjuge	0,4686*** (0,0341)	-0,1807** (0,0857)	-0,0346*** (0,0122)
Chefe de família	0,1398*** (0,0329)	0,0711 (0,0610)	0,0007 (0,0102)
Urbano	0,0816 (0,0791)	0,0989 (0,1636)	0,0720*** (0,0164)
Metrópole	-0,2146*** (0,0327)	0,4573*** (0,0624)	0,2577*** (0,0140)
Norte	0,1019* (0,0577)	0,0635 (0,0894)	-0,1236*** (0,0157)
Nordeste	0,1311*** (0,0426)	-0,1716** (0,0728)	-0,3084*** (0,0134)
Sul	0,0744* (0,0408)	-0,2051*** (0,0649)	-0,0320** (0,0128)
Centro-Oeste	0,1539*** (0,0488)	0,1310 (0,1050)	-0,0346* (0,0198)
Migrante de retorno	0,2273*** (0,0711)		
Horas afazeres domésticos	-0,0127*** (0,0015)		
Núm. crianças no dom.			
Crianças até 1 ano	0,2274*** (0,0754)		
Crianças 1 a 5 anos	0,0313*** (0,0102)		
Crianças 5 a 10 anos	0,0082** (0,0038)		
Renda do não trabalho	0,0001*** (0,0000)		
$\lambda$		-0,7176*** (0,1640)	-1,6149*** (0,1229)
Intercepto	-4,3358*** (0,2145)	4,8149*** (0,8406)	1,2094*** (0,0500)
Amostra	32 632	1 537	31 095
População	19 097 176	887 608	18 209 568
Strata	728	453	728
PSUs	6208	1 148	6047
R <sup>2</sup>		0,1712	0,3008
Classificação preditiva	95,29%		

Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD (2015).

\* Parâmetros significativos a 10%; \*\* parâmetros significativos a 5%; \*\*\* parâmetros significativos a 1%.

a ocupação empreendedora empregadora, apontam que as mulheres das regiões Sul, Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam maior probabilidade de se tornarem empreendedoras, relativamente à categoria omitida Sudeste.

O resultado do cálculo do diferencial de rendimentos entre empregadoras e assalariadas é apresentado na Tabela 5. Os resultados evidenciam que o diferencial de renda controlado para viés de seleção na Tabela 5 mostra que as assalariadas sofrem uma perda de renda de -2,2261 em log (representando R\$0,11), quando comparadas com as empregadoras. O valor do diferencial sem controle de viés era de -0,7627 (representando R\$0,47). Assim, há evidências de que as empregadoras optam pelo empreendedorismo por oportunidade.

Para entender a decomposição detalhada de cada parte, é necessário dividir as variáveis em dois grupos. A parte explicada que compreende resultados com sinal positivo, que contribui para aumentar o diferencial de rendimentos entre empregadoras e assalariadas, e negativo, que contribui para a redução dessa diferença. A parte não explicada também apresenta os dois sinais.

Com relação ao componente explicado, o grupo das variáveis que contribuem para o aumento do hiato de rendimentos é: residir na região Sul do Brasil e residir em metrópole. A *dummy* de região Sul, que é a única variável regional que contribui de maneira positiva, aumenta em 1,2% o hiato de rendimentos, ou seja, a mulher que reside nesta região ganha mais ocupada como empregadora do que como assalariada, relativamente à categoria omitida Sudeste. Já a variável metrópole contribui significativamente com 1,86% para o aumento do hiato de rendimentos.

As variáveis idade, vive com cônjuge e escolaridade se destacam como aquelas que contribuem significativamente para a redução do hiato de rendimentos. A idade reduz o diferencial, enquanto a idade ao quadrado o eleva; assim, o efeito líquido da idade é de uma redução do diferencial de rendimentos entre empregadoras e assalariadas de 24,95%. Isso sugere que quanto mais elevada é a idade, menor é a diferença de renda entre empregadoras e assalariadas, indicando que as assalariadas podem ter dificuldade de auferir maiores rendimentos no mercado de trabalho em idade avançada.

A variável vive com o cônjuge contribui para reduzir o hiato de rendimento em 0,55 p.p. entre as duas ocupações. Esse resultado sugere que as assalariadas casadas poderiam aceitar um salário mais baixo no mercado de trabalho a fim de complementar a renda do esposo, contribuindo para reduzir o hiato. Em relação à escolaridade, ter 12 anos de estudo ou mais contribuiu com a redução da parte explicada do diferencial em 8,57 p.p., referente à categoria omitida sem instrução.

No tocante ao componente não explicado, a *dummy* de região Sul, que é a única variável regional que contribui de maneira positiva, aumenta em 3,67% o hiato de rendimentos; ou seja, a mulher que reside nesta região ganha mais ocupada como assalariada do que como empregadora, relativamente à categoria omitida Sudeste. Já a idade aumenta o diferencial, enquanto a idade ao quadrado o eleva; assim, o efeito líquido da idade é de um aumento do diferencial de rendimentos entre empregadoras e assalariadas de 2,75%. Viver com o cônjuge contribui de maneira positiva, aumenta 12,26% o hiato de rendimentos.

Dentre as variáveis que contribuem para a redução do componente não explicado destacam-se residir em metrópole, viver nas regiões Norte e Nordeste. Residir em região metropolitana reduz em 5,99% o componente não



**Tabela 5:** Decomposição do diferencial de renda entre empregadoras e assalariadas

Log do salário-hora	Coefficiente	Desvio Padrão		
Assalariada (a)	2,0189***	0,0068		
Empregadora (b)	2,7816***	0,0293		
Diferença (a-b)	-0,7627	0,0296		
	Parte explicada		Parte não explicada	
	Coefficientes	Desvio Padrão	Coefficientes	Desvio Padrão
Branca	-0,0173***	0,0021	-0,0055	0,0456
Idade	-0,2495***	0,0228	0,0275***	0,9274
Idade ao quadrado	0,2008***	0,0320	-1,2331***	0,4554
1 a 4 anos de estudo	-0,0048**	0,0020	-0,0010	0,0063
5 a 8 anos de estudo	-0,0053**	0,0024	-0,0112	0,050
9 a 11 anos de estudo	-0,0077***	0,0023	-0,0496	0,0399
12 ou mais anos de estudo	-0,0857***	0,0085	0,0852	0,0528
Vive com cônjuge	-0,0055**	0,0023	0,1226*	0,0648
Chefe de família	-0,0013**	0,0007	-0,0257	0,0235
Urbano	-0,0014**	0,0006	-0,0256	0,1567
Metrópole	0,0186***	0,0035	-0,0599***	0,0203
Norte	0,000	0,0005	-0,0100**	0,0050
Nordeste	-0,0029	0,0034	-0,0259*	0,0139
Sul	0,0012*	0,0006	0,0367***	0,0142
Centro-Oeste	0,000	0,0003	-0,0152	0,0097
Intercepto			-3,6055***	0,8421
Total	-0,1610***	0,0144	-2,0651***	0,3057
Amostra	32 632			
População	19 097 176			
Strata	728			
PSUs	6083			

Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD (2015).

\* Parâmetros significativos a 10%; \*\* parâmetros significativos a 5%; \*\*\* parâmetros significativos a 1%.

explicado, à medida que residir nas regiões Norte e Nordeste reduz em 1,0% e 2,59%, respectivamente a parte não explicada de diferencial de renda entre empregadoras e assalariadas. Esse resultado aponta para a importância da localização geográfica na hora de decidir por montar um empreendimento.

Visando entender os fatores que afetam a decomposição detalhada da renda entre as empreendedoras autônomas e as assalariadas, foi realizado o modelo de Heckman (1979) para corrigir os respectivos rendimentos para viés de seleção, conforme a Tabela 6.

Menores níveis de escolaridade apresentam coeficientes positivos de se tornar autônoma, em relação à categoria omitida (sem instrução), como de 1 a 4 anos de estudo e de 5 a 8 anos de estudo. Com mais anos de estudo, a mulher tem menos probabilidade de optar pelo empreendedorismo autônomo, como de 9 a 11 anos de estudo e de 12 anos ou mais anos de estudo. Esse resultado está de acordo com o encontrado por Menezes, Orellana e Feijo (2015) para toda a população, em que indivíduos com mais instrução apresentam maiores chances no mercado de trabalho assalariado.

Com respeito ao local de residência, as mulheres residentes de áreas metropolitanas e urbanas exibem menor probabilidade de serem autônomas. Esses resultados sugerem que em regiões mais urbanizadas as mulheres encontram mais dificuldades em abrir o próprio negócio quando autônomas; assim, nessas localidades há mais ofertas de emprego.

Na Tabela 7 constam os resultados da decomposição detalhada do hiato de renda entre assalariadas e autônomas. Note-se que a mulher assalariada ganha, em média, R\$ 8,99 de salário-hora, enquanto a trabalhadora autônoma recebe, em média, R\$ 2,34 de salário-hora. Esse resultado sugere que as empreendedoras autônomas optam pelo empreendedorismo por necessidade.

Com relação ao componente explicado, o grupo das variáveis que contribuem para o aumento do hiato de rendimentos é: residir na região Nordeste do Brasil, morar em metrópole, em perímetro urbano, ser branca, em relação aos anos de estudo, as frações de 1 a 4 anos de estudo e de 5 a 8 anos de estudo. A *dummy* de região Nordeste, que é a única variável regional que contribui de maneira positiva, aumenta em 2,82% o hiato de rendimentos, ou seja, a mulher que reside nesta região ganha mais ocupada como autônoma do que como assalariada, relativamente à categoria omitida Sudeste. Já a variável metrópole contribui significativamente com 1,15% para o aumento do hiato de rendimentos. Residir no perímetro urbano também contribui positivamente para o hiato de rendimentos em 0,94%.

Em relação à raça, ser mulher branca contribui positivamente em 0,89% para o hiato de rendimentos entre autônomas e assalariadas. No que tange aos anos de estudo, as parcelas de 1 a 4 anos de estudo e de 5 a 8 anos de estudo contribuem em 2,41% e 1,21%, respectivamente, para o aumento do hiato de rendimentos entre autônomas e assalariadas.

As variáveis idade e vive com cônjuge se destacam como aquelas que contribuem significativamente para a redução do hiato de rendimentos. A idade reduz o diferencial, enquanto a idade ao quadrado o eleva; assim, o efeito líquido da idade é de uma redução do diferencial de rendimentos entre autônomas e assalariadas de 23,98%. O que sugere que quanto mais elevada é a idade, menor é a diferença de renda entre autônomas e assalariadas, indicando que as autônomas podem ter dificuldade de auferir maiores rendimentos no mercado de trabalho em idade avançada. A variável vive com o cônjuge contribui para reduzir o hiato de rendimento em 1,78 p.p. entre as duas ocu-

**Tabela 6:** Resultado do modelo de Heckman para a amostra de autônomas e assalariadas

Variáveis	<i>Probit</i>	Equações de salário hora	
	Coefficientes	Autônoma	Assalariada
Branca	0,0049 (0,0173)	0,1624 *** (0,0198)	0,1210 *** (0,0096)
Idade	0,0112 ** (0,0049)	0,0419 *** (0,0063)	0,0275 *** (0,0025)
Idade ao quadrado	0,0002 *** (0,0001)	-0,0004 *** (0,0001)	-0,0002 *** (0,0000)
Anos de estudo			
1 a 4	0,2323 *** (0,0370)	-0,0877 ** (0,0445)	-0,3425 *** (0,0254)
5 a 8	0,1602 *** (0,0325)	0,0923 ** (0,0421)	-0,2437 *** (0,0215)
9 a 11	-0,0738 ** (0,0298)	0,2644 *** (0,0399)	-0,0833 *** (0,0196)
12 ou mais	-0,1928 *** (0,0334)	0,8455 *** (0,0482)	0,5298 *** (0,0224)
Migrante de retorno	0,1274 *** (0,0419)		
Vive com cônjuge	0,1926 *** (0,0186)	0,1651 *** (0,0256)	0,1039 *** (0,0118)
Chefe de família	0,1064 *** (0,0175)	0,0361 (0,0222)	0,0486 *** (0,0103)
Horas de afazeres domésticos	0,0134 *** (0,0006)		
Núm. crianças no domicílio			
Criança até 1 ano	0,1088 ** (0,0423)		
Crianças 1 a 5 anos	0,0253 *** (0,0054)		
Crianças 5 a 10 anos	0,0049 ** (0,0021)		
Renda do não trabalho	0,0001 *** (0,0000)		
Urbano	-0,3652 *** (0,0326)	0,2893 *** (0,0422)	0,0220 (0,0192)
Metrópole	-0,0244 (0,0176)	0,1625 *** (0,0207)	0,2066 *** (0,0133)
Norte	0,3879 *** (0,0295)	-0,0906 ** (0,0405)	-0,0340 * (0,0194)
Nordeste	0,3268 *** (0,0219)	-0,4132 *** (0,0322)	-0,2251 *** (0,0161)
Sul	-0,0586 ** (0,0260)	0,0360 (0,0302)	-0,0249 * (0,0128)
Centro-Oeste	0,1332 *** (0,0277)	0,0943 *** (0,0304)	0,0212 (0,0199)
$\lambda$		0,4557 *** (0,0678)	0,3771 *** (0,0622)
Intercepto	-1,5877 *** (0,0981)	-0,3757 * (0,1976)	1,2005 *** (0,0529)
Amostra	42 517	11 422	31 095
População	24 608 430	6 398 862	18 209 568
Strata	728	719	728
PSUs	6208	4635	6047
R <sup>2</sup>		0,3038	0,2941
Classificação preditiva	76,34%		

Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD (2015).

\* Parâmetros significativos a 10%; \*\* parâmetros significativos a 5%; \*\*\* parâmetros significativos a 1%.

**Tabela 7:** Decomposição do diferencial de renda entre autônomas e assalariadas

Log do salário-hora	Coefficiente	Desvio Padrão		
Assalariada (a)	2,0189***	0,0068		
Autônoma (b)	1,7992***	0,0133		
Diferença (a-b)	0,2197***	0,0794		
	Parte explicada		Parte não explicada	
	Coefficientes	Desvio Padrão	Coefficientes	Desvio Padrão
Branca	0,0089***	0,0010	-0,0197*	0,0105
Idade	-0,2398***	0,0176	-0,5674**	0,2781
Idade ao quadrado	0,1333***	0,0186	0,3371**	0,1419
1 a 4 anos de estudo	0,0241***	0,0024	-0,0284***	0,0055
5 a 8 anos de estudo	0,0121***	0,0020	-0,0667***	0,0098
9 a 11 anos de estudo	0,0015	0,0016	-0,1409***	0,0181
12 ou mais anos de estudo	0,0694***	0,0038	-0,0618***	0,0106
Vive com cônjuge	-0,0178***	0,0016	-0,0361**	0,0177
Chefe de família	-0,0051***	0,0010	0,0056	0,0096
Urbano	0,0094***	0,0018	-0,2391***	0,0409
Metrópole	0,0115***	0,0014	0,0152*	0,0081
Norte	0,0007	0,0006	0,0052	0,0034
Nordeste	0,0282***	0,0023	0,0533***	0,0098
Sul	-0,0005	0,0004	-0,0088*	0,0047
Centro-Oeste	0,001	0,0002	-0,0057*	0,0027
Intercepto			1,5762***	0,2046
Total	0,0359***	0,0110	0,8181***	0,0864
Amostra	42517			
População	24608430			
Strata	728			
PSUs	6208			

Elaborado pelos autores a partir dos dados da [PNAD \(2015\)](#).

\* Parâmetros significativos a 10%; \*\* parâmetros significativos a 5%; \*\*\* parâmetros significativos a 1%.

pações. Esse resultado sugere que as assalariadas casadas poderiam aceitar um salário mais baixo no mercado de trabalho a fim de complementar a renda do esposo, contribuindo para reduzir o hiato.

A parte não explicada apresenta apenas uma variável que eleva o componente não explicado do hiato, que compreende em residir em região metropolitana. Residir em metrópole contribui significativamente com 1,52% para o aumento do hiato de rendimentos.

As variáveis que reduzem a parte não explicada são: residir na região Norte, morar na área urbana, viver com cônjuge, a idade; e, na variável escolaridade, as parcelas de 9 a 11 anos de estudo e 12 anos de estudo ou mais. Residir na região Nordeste contribui para uma redução de 5,33% do diferencial da renda explicado pelos fatores não observados. O efeito total da idade é negativo, ou seja, diminui o componente não explicado do diferencial de renda entre autônomas e assalariadas. Residir em área urbana contribui para uma redução de 23,91% do diferencial da renda. Já viver com o cônjuge reduz em 3,61% o diferencial da renda pela parte não explicada.

Dentre as variáveis de escolaridade, a fração doze anos de estudo ou mais contribui significativamente em 6,18% para diminuir a parte explicada do hiato de renda. Já as mulheres que possuem entre 9 e 11 anos de estudo diminuem a parte explicada do hiato da renda em 14,09%. Esse resultado aponta que as mulheres mais escolarizadas auferem maiores rendimentos como assalariadas do que como autônomas. A idade contribui com 56,74 p.p. para a parte explicada do diferencial de renda. Assim, a mulher com mais idade, e consequentemente com mais experiência de trabalho, se beneficia com rendimentos mais elevados se estiver ocupada como assalariada.

## 5 Considerações Finais

O objetivo desse trabalho foi investigar de que maneira o empreendedorismo afeta o diferencial de rendimentos entre as mulheres empreendedoras e assalariadas brasileiras usando os dados da PNAD de 2015. Para corrigir os possíveis vieses de seleção que poderiam surgir e tornar as estimativas dos salários tendenciosas, fez-se uso do método de Heckman (1979), e para calcular o diferencial de renda foi aplicado Oaxaca-Blinder.

Os principais determinantes do empreendedorismo feminino no Brasil são influenciados principalmente por características pessoais como raça, idade, viver com cônjuge, ser a chefe de família, ter crianças até de dez anos de idade e ser migrante de retorno. Os níveis educacionais médio e superior afetam negativamente a escolha da mulher em se tornar uma empreendedora autônoma, o que evidencia, portanto, a maior propensão daquelas com menores níveis de instrução ao empreendedorismo por necessidade.

Quanto aos resultados para condição de empregadora, observou-se que as mulheres com os níveis mais elevados de instrução, médio e superior, se mostraram mais propensas a ser empregadoras, pois, possivelmente, mais educação capacita para melhores oportunidades e, sobretudo, torna a mulher mais propensa para abrir o próprio negócio.

As evidências produzidas neste trabalho indicam que as empreendedoras autônomas/empregadoras possuem rendimentos inferiores aos das trabalhadoras assalariadas. No entanto, as empreendedoras empregadoras auferem maiores rendimentos quando comparadas às assalariadas, sugerindo que as

empreendedoras empregadoras iniciam seus empreendimentos por oportunidade. Por outro lado, as empreendedoras autônomas podem estar nesta ocupação por necessidade, visto que o que elas ganham em média é inferior ao recebido pelas assalariadas. Esse resultado é um forte indício do motivo de os empreendimentos femininos serem menos consolidados em comparação aos masculinos, o que sugere que, havendo a oportunidade, a empreendedora autônoma opta por retornar ao trabalho assalariado, no qual os rendimentos são mais elevados.

É importante destacar que a participação feminina no mercado de trabalho, seja ele formal, informal ou no empreendedorismo, é marcada pela discriminação de gênero que as mulheres historicamente sofrem. Enquanto os homens são menos afetados por questões como o aumento ou diminuição da oferta de empregos e de salários devido à expansão ou não da economia, as mulheres, além de sofrer mais com essas questões, têm, por questões culturais, o estereótipo de serem as responsáveis pelos cuidados com a casa, os filhos, o que dificulta sua participação tanto no mercado de trabalho formal quanto no empreendedorismo por oportunidade.

Por fim, esse trabalho contribuiu com a literatura sobre o tema ainda pouco explorado, apesar de sua suma importância. As evidências produzidas neste trabalho fornecem subsídios que podem ser utilizados para a formulação de políticas públicas com o intuito de estimular o empreendedorismo feminino. Dentre os fatores que podem favorecer as condições para empreendedoras femininas no Brasil, podem-se citar os níveis de educação devido à sua relação positiva com as empreendedoras empregadoras. Destaca-se que o empreendedorismo pode ser utilizado como ferramenta de crescimento econômico e redução de desemprego.

## Referências

- ÁCS, Z J; BOSMA, N; STERNBERG, R. *The entrepreneurial advantage of world cities: evidence from global entrepreneurship monitor data*. [S. l.], 2008.
- ANDERSSON, P; WADENSJO, E. Employees who become self-employed: do labour income and wages have an impact? IZA discussion paper, fev. 2006.
- BARTALOTTI, O A C. *Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas*. 7 ago. 2007. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo-SP.
- BERNAT, L F; LAMBARDI, G; PALACIOS, P. Determinants of the entrepreneurial gender gap in Latin America. *Small Business Economics*, v. 48, n. 3, p. 727–752, 1 mar. 2017.
- BEYDA, T T; CASADO, R U. Relações de trabalho no mundo corporativo: possível antecedente do empreendedorismo? *Cadernos EBAPE. BR*, v. 9, p. 1066–1084, 1 jan. 2011.
- BLANCHFLOWER, D G. *Self-employment: More may not be better*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, fev. 2004.

- BLINDER, A S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, p. 436–455, 1973.
- BUERA, F J. A dynamic model of entrepreneurship with borrowing constraints: theory and evidence. *Annals of Finance*, v. 5, n. 3, p. 443–464, 1 jun. 2009.
- BUERA, F J. Persistency of poverty, financial frictions, and entrepreneurship. *Unpublished Manuscript, University of California at Los Angeles*, 2008.
- CACCIAMALI, M C; TATEI, F; ROSALINO, J W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento e Políticas Públicas*, 14 jan. 2010.
- CARTER, N M; ROBB, A. *The role of risk orientation on financing expectations in new venture creation: Does sex matter*. [S. l.: s. n.], 2002. p. 170–181.
- CRESPO, A R V; REIS, M C *et al.* *Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte*. [S. l.: s. n.], 2004. ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC. Natal: ANPEC.
- CROMIE, S; HAYES, J. Towards a typology of female entrepreneurs. *Sociological Review*, v. 36, n. 1, p. 87–113, 1 fev. 1988.
- DAVIES-NETZLEY, S A. *Gendered capital: entrepreneurial women in American enterprise*. [S. l.]: Routledge, 2013.
- DROUIN, J C. *Os Grandes Economistas*. 1. ed. [S. l.]: Martins Fontes, 2008.
- EVANS, D S; LEIGHTON, L S. Some empirical aspects of entrepreneurship. *In: THE economics of small firms*. [S. l.]: Springer, 1990. p. 79–99.
- FAIRLIE, R W. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to Logit and Probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, v. 30, n. 4, p. 305–316, jan. 2006.
- FERNANDEZ, D *et al.* *Entreprendre en France? Les motivations des femmes*. [S. l.], 1 jan. 2014.
- FOGUEL, M N; RUSSO, F M. *Decomposição e projeção da taxa de participação do Brasil utilizando o modelo idade-período-coorte (1992 a 2030)*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2019.
- FOSSEN, F M. Gender differences in entrepreneurial choice and risk aversion—a decomposition based on a microeconomic model. *Applied Economics*, v. 44, n. 14, p. 1795–1812, 1 maio 2012.
- FRITSCH, M; RUSAKOVA, A. *Entrepreneurial Choice across Occupations: an empirical investigation of occupation-specific ‘push’-and ‘pull’factors*. *Unpublished Paper of Friedrich Schiller University Jena*, 2011.

- GENTRY, W M; HUBBARD, R G. *Entrepreneurship and household saving*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, set. 2000.
- GIUBERTI, A C; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, v. 9, p. 369–384, set. 2005.
- GLOBAL ENTREPRENEURSHIP MONITOR — GEM. *Global Entrepreneurship Monitor (GEM)*. 2016. Disponível em: <http://www.gemconsortium.org/>. Acesso em: 30 set. 2017.
- HECKMAN, J J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153–161, 1979.
- HERMANS, J *et al.* Ambitious entrepreneurship: antecedents and consequences, nov. 2012.
- HIRSCH, R D; PETERS, M P. *Entrepreneurship: Starting, developing and managing a new enterprise*. Illinois: PIP Irwin Homewood, 1989.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015*. 2015. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados>. Acesso em: 13 nov. 2023.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453–479, 2008.
- LINDH, T; OHLSSON, H. Self-Employment and Windfall Gains: Evidence from the Swedish Lottery. *Economic Journal*, v. 8, n. 106, p. 13–133, 1996.
- LUCAS, R E. On the size distribution of business firms. *Bell Journal of Economics*, p. 508–523, 1978.
- MACHADO, Hilka Vier. Brazil: The Challenge of Female Successors in a Brazilian Family Business: A Case Study. In: FATHER-DAUGHTER Succession in Family Business. [S. l.]: Routledge, 2011. p. 277–284.
- MADDALA, G S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 1986.
- MAYR, K; PERI, G. *Return Migration as a Channel of Brain Gain*. [S. l.], maio 2008. (Working Paper Series, 14039).
- MENEZES, G R; ORELLANA, V S Q; FEIJO, F T. Determinantes do Empreendedorismo no Brasil: uma análise da escolha ocupacional e dos rendimentos. *XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos-XIII ENABER*, 2015.
- MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. Human Behavior & Social Institutions No. 2. ERIC, 1974.



- MOORE, D P; BUTTNER, E H. *Women entrepreneurs: Moving beyond the glass ceiling*. [S. l.]: Sage, 1997.
- MORAES, I S; CAMARGO NETO, R P; MENEZES, G R. Vale a pena ser empreendedor no Brasil? Uma análise utilizando micro dados. *In: XX ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*.
- MORRIS, M H *et al.* The dilemma of growth: Understanding venture size choices of women entrepreneurs. *Journal of Small Business Management*, v. 44, n. 2, p. 221–244, 1 abr. 2006.
- NASER, K; NUSEIBEH, R; AL-HUSSAINI, A. Personal and external factors effect on women entrepreneurs: Evidence from Kuwait. *Journal of Developmental Entrepreneurship*, v. 17, n. 2, p. 1250008, 1 jun. 2012.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, p. 693–709, 1973.
- OLIVEIRA, V R; JACINTO, P A. Decompondo o retorno do empreendedorismo feminino brasileiro: uma análise idade-período-coorte. *In: XX ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*.
- ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS — ONU. Brasil 2003–2010. *CEPIA/ONU Mulheres*, 2011.
- PARKER, S C. *The economics of entrepreneurship*. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 2009.
- PARKER, S C. *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*. [S. l.]: Cambridge University Press, 2004. Disponível em: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:cbooks:9780521828130>.
- PEREIRA, R M; OLIVEIRA, C A de. Os diferenciais de salário por gênero no Rio Grande do Sul: uma aplicação do Modelo de Heckman e da Decomposição de Oaxaca-Blinder. *Redes (St. Cruz do Sul Online)*, v. 21, n. 1, p. 148–173, 6 maio 2016.
- SCORZAFAVE, L G; MENEZES-FILHO, N. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. *Economia Aplicada*, v. 10, p. 41–55, mar. 2006.
- STEL, A V; CARREE, M; THURIK, R. The effect of entrepreneurial activity on national economic growth. *Small Business Economics*, v. 24, n. 3, p. 311–321, 2005.
- STILL, L V; TIMMS, W. Women's business: the flexible alternative workstyle for women. *Women in Management Review*, 1 ago. 2000.
- STROBINO, M R C; TEIXEIRA, R M. Empreendedorismo feminino e o conflito trabalho-família: estudo de multicasos no setor de comércio de material de constru-

ção da cidade de Curitiba. *Revista de Administração (São Paulo)*, v. 49, p. 59–76, mar. 2014.

VALE, G M V; CORRÊA, V S; REIS, R F. Motivações para o empreendedorismo: necessidade versus oportunidade? *Revista de Administração Contemporânea*, v. 18, p. 311–327, jun. 2014.

WIT, G de. *Determinants of Self-Employment*. Heidelberg: Physica-Verlag, 1993.

ZANAKIS, S H; RENKO, M; BULLOUGH, A. Nascent entrepreneurs and the transition to entrepreneurship: Why do people start new businesses? *Journal of Developmental Entrepreneurship*, v. 17, n. 1, p. 1250001, 1 mar. 2012.

## Apêndice A

Tabela A.1: Descrição das variáveis utilizadas nas regressões

Atributos pessoais	Definição
Raça	Var. binária: 1 – branca; 0 – não branca.
Idade	Idade em anos
Idade <sup>2</sup>	Idade ao quadrado
Anos de estudo	
Sem instrução	Var. binária: 1 – indivíduos sem instrução; 0 aos demais.
De 1 a 4 anos de estudo	Var. binária: 1 – possui de 1 a 4 anos de estudo; 0 – aos demais.
De 5 a 8 anos de estudo	Var. binária: 1 – possui de 5 a 8 anos de estudo; 0 – aos demais.
De 9 a 11 anos de estudo	Var. binária: 1 – possui de 9 a 11 anos de estudo; 0 – aos demais.
Acima de 12 anos de estudo	Var. binária: 1 – possui 12 ou mais anos de estudo; 0 – aos demais.
Família	
Estado Civil	Var. binária: 1 – vive com cônjuge; 0 – aos demais.
Chefe	Var. binária: 1 – responsável pela família; 0 – aos demais.
Afazeres domésticos (horas)	Horas dedicadas aos afazeres domésticos.
Idade dos filhos	
Até 1 ano	Var. binária: 1 – criança até 1 ano; 0 – aos demais.
>1–5 anos	Var. binária: 1 – criança maior de 1 ano até 5 anos; 0 – aos demais.
>5–10 anos	Var. binária: 1 – criança maior de 5 anos até 10 anos; 0 – aos demais.
Renda	
Renda do não trabalho	Var. binária: 1 – recebe renda de não trabalho; 0 – caso contrário.
Variáveis Demográficas	
Migrante de retorno	Var. binária: 1 – residiu em outro país ou estado; 0 – caso contrário.
Urbano	Var. binária: 1 – residente em região Urbana; 0 – caso contrário.
Agrícola	Var. binária: 1 – residente em região Agrícola; 0 – caso contrário.
Metrópole	Var. binária: 1 – residente em Metrópole; 0 – caso contrário.
Norte	Var. binária: 1 – residente na região Norte; 0 – caso contrário
Nordeste	Var. binária: 1 – residente na região Nordeste; 0 – caso contrário
Sul	Var. binária: 1 – residente na região Sul; 0 – caso contrário
Centro-Oeste	Var. binária: 1 – residente na região Centro-Oeste; 0 – caso contrário
Sudeste	Var. binária: 1 – residente na região Sudeste; 0 – caso contrário

Elaborado pelos autores a partir da [PNAD \(2015\)](#).



## 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](mailto: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

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