



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 25 – nº 2

Abril – Junho 2021

ARTIGOS

Sustentabilidade da conta corrente dos EUA e do Brasil e o papel da diferença entre as taxas de retorno de ativos e passivos externos
Renato Martins Godinho, Emerson Fernandes Marçal, Diogo de Prince

Pronatec e o mercado de trabalho: uma análise para os cursos oferecidos no IFRS campus Rio Grande
José Felipe Silva, Gibran da Silva Texeira, Vinícius Halmenschlager, Rafael Mesquita Pereira, Régis Augusto Ely

O efeito da concorrência de importações chinesas na saúde dos trabalhadores brasileiros
Alicia Cechin, Carlos A. Charris, Fernanda Aparecida Silva, Leonardo Chaves Borges Cardoso

Efeitos do programa Inovar-Auto sobre a indústria de veículos no Brasil
Thais Waideman Niquito, André Carraro

Determinantes do *spread* bancário no Brasil e os efeitos do Acordo de Basileia III
Felipe de Oliviera Cavalcanti, Carlos Enrique Carrasco Gutierrez, Jéssica Filardi Milker Figueiredo

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 2 Abril – Junho 2021

PAPERS

Sustainability of the current account of the USA and Brazil and the role of the difference between the rates of return on assets and external liabilities

Renato Martins Godinho, Emerson Fernandes Marçal, Diogo de Prince

Pronatec and the labor market: an analysis for the courses offered at IFRS campus Rio Grande

José Felipe Silva, Gibran da Silva Texeira, Vinícius Halmenschlager, Rafael Mesquita Pereira, Régis Augusto Ely

The effect of the competition of Chinese imports on the health of Brazilian workers

Alícia Cechin, Carlos A. Charris, Fernanda Aparecida Silva, Leonardo Chaves Borges Cardoso

Effects of the Inovar-Auto program in the Brazilian vehicle industry

Thais Waideman Niquito, André Carraro

Determinants of banking spread in Brazil and the effects of the Basel III Agreement

Felipe de Oliveira Cavalcanti, Carlos Enrique Carrasco Gutierrez, Jéssica Filardi Milker Figueiredo

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 2

Abril – Junho 2021

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) 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. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Manuelle Iamakami Peguini

Endereço

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

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

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 – – Ribeirão Preto: 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. 25 – nº 2

Abril – Junho 2021

ARTIGOS

- 165 **Sustentabilidade da conta corrente dos EUA e do Brasil e o papel da diferença entre as taxas de retorno de ativos e passivos externos**
Renato Martins Godinho , Emerson Fernandes Marçal , Diogo de Prince
- 191 **Pronatec e o mercado de trabalho: uma análise para os cursos oferecidos no IFRS campus Rio Grande**
José Felipe Silva , Gibran da Silva Texeira , Vinícius Halmenschlager , Rafael Mesquita Pereira , Régis Augusto Ely
- 217 **O efeito da concorrência de importações chinesas na saúde dos trabalhadores brasileiros**
Alícia Cechin , Carlos A. Charris , Fernanda Aparecida Silva , Leonardo Chaves Borges Cardoso
- 249 **Efeitos do programa Inovar-Auto sobre a indústria de veículos no Brasil**
Thais Waideman Niquito , André Carraro
- 293 **Determinantes do *spread* bancário no Brasil e os efeitos do Acordo de Basileia III**
Felipe de Oliviera Cavalcanti , Carlos Enrique Carrasco Gutierrez , Jéssica Filardi Milker Figueiredo

SUSTENTABILIDADE DA CONTA CORRENTE DOS EUA E DO BRASIL E O PAPEL DA DIFERENÇA ENTRE AS TAXAS DE RETORNO DE ATIVOS E PASSIVOS EXTERNOS

RENATO MARTINS GODINHO *
EMERSON FERNANDES MARÇAL †
DIOGO DE PRINCE ‡

Resumo

Este trabalho analisa o comportamento das contas externas dos Estados Unidos e do Brasil no período entre 1970 e 2017 com o objetivo de entender se a trajetória da conta corrente é sustentável no longo prazo. Há evidência de existência de comportamento explosivo por parte dos ativos e passivos externos dos EUA. Se os ativos do país no exterior continuarem com uma taxa de retorno maior do que a taxa com a qual o país remunera seus passivos externos, o país conseguirá prosseguir com uma Balança Comercial deficitária sem deixar de ser solvente. No caso do Brasil, a evidência é de solvência externa, mas sem diferença entre as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos.

Palavras-chave: balança comercial, posição externa líquida, solvência externa.

Códigos JEL: F32, C32.

Abstract

This paper analyses the behavior of the external accounts of the United States and Brazil from 1970 to 2017, aiming to understand if the trajectory of the current account of the country is sustainable on a long-term basis. There is evidence of explosive behavior by US foreign assets and liabilities. If the country's assets abroad continue to have a higher rate of return than the rate at which the country remunerates its foreign liabilities, the country will be able to continue with a deficit in the trade balance while remaining solvent. As for Brazil, the evidence shows external solvency, but with no difference between the rates of return on external assets and liabilities.

Keywords: trade balance, net foreign assets, sustainability of external accounts.

JEL codes: F32, C32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea172350>

* Mestre em Economia, Escola de Economia de São Paulo (EESP), Fundação Getúlio Vargas (FGV). E-mail: renatomgodinho1@gmail.com.

† Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada (CEMAP), EESP-FGV. E-mail: emerson.marcal@fgv.br.

‡ Pesquisador do CEMAP e Professor da EPPEN/Unifesp. E-mail: dioted@gmail.com.

1 Introdução

O equilíbrio de longo prazo do Balanço de Pagamentos de um país pressupõe que, no longo prazo, tanto a conta corrente quanto a conta financeira estejam em equilíbrio, ou seja, tenham saldo igual a zero. Como a Balança Comercial é o principal componente da Conta Corrente, um Balanço de Pagamentos sustentável e equilibrado no longo prazo também pressuporia que as exportações e importações do país tendessem a se equilibrar, com as exportações líquidas tendendo a zero.

Por outro lado, importações sistematicamente superiores às exportações, com uma Conta Corrente continuamente deficitária compensada por superávits recorrentes da Conta Financeira, levariam o país a uma tendência de elevação do seu endividamento. Isso acarretaria um aumento do pagamento de juros via Balanço de Rendas, agravando o déficit da Conta Corrente e criando um círculo vicioso que levaria à insustentabilidade do Balanço de Pagamentos.

A situação hipotética apresentada no parágrafo anterior (de déficits recorrentes na Balança Comercial compensados por superávits também recorrentes na Conta Financeira) parece descrever a economia dos Estados Unidos desde as últimas décadas do século XX, conforme Tabela 1, que apresenta a evolução das contas externas do país nas décadas desde 1970. Os EUA não têm superávit na Balança Comercial desde 1975, e o país tem se endividado continuamente para financiar os déficits da Conta Corrente, deixando de ser credor externo líquido desde 1989. Se a lógica enunciada no parágrafo anterior for correta, o Balanço de Pagamentos da maior economia do mundo estaria em uma trajetória explosiva e insustentável, com possíveis consequências relevantes no futuro.

Tabela 1: Evolução das principais contas externas norte-americanas no período analisado (variáveis em proporção do PIB, média dos valores anuais de cada década)

Contas externas	1970	1980	1990	2000	2010*
Balança Comercial	-0,20%	-1,70%	-1,30%	-4,40%	-3,20%
Balanço de Rendas	0,80%	0,70%	0,30%	0,40%	1,20%
Posição Externa Líquida	5,00%	4,10%	-5,50%	-17,90%	-33,90%
Ativos externos	19,50%	33,90%	54,20%	99,70%	139,40%
Passivos externos	14,50%	29,80%	59,70%	117,70%	173,30%

(*) Até 2017.

Fonte: Fundo Monetário Internacional, Banco Mundial, Bureau of Economic Analysis, Lane & Milesi-Ferretti (2002).

A literatura testa a sustentabilidade da conta corrente por meio de testes de cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida (Bajo-Rubio et al. (2014), Durdu et al. (2013), Monastiriotis & Tunali (2020), Schoder et al. (2013)). A contribuição do artigo é testar a cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida para os EUA e o Brasil, mas considerando adicionalmente a possibilidade de diferença entre as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos para os EUA e o Brasil. A diferença das taxas de retorno entre ativos e passivos pode estabilizar a renda líquida entre países, o que torna desequilíbrios correntes menos preocupan-

tes do que a análise da dinâmica da conta corrente (Gourinchas et al. (2019), Hausmann & Sturzenegger (2007)). O teste de cointegração considerando adicionalmente a variável passivos externos no presente artigo expande a análise restrita apenas à dinâmica da conta corrente e engloba a possibilidade de diferença entre as taxas de retorno que não foi avaliada anteriormente na literatura.

Os EUA foram selecionados pela evidência de que as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos são distintas (Curcuro et al. (2008), Gourinchas & Rey (2007a), Gourinchas & Rey (2014), Hausmann & Sturzenegger (2007), Wright & Zucman (2018)). Como os países emergentes tendem a ter ativos externos de menor risco do que países avançados segundo Gourinchas & Rey (2014), optou-se por analisar o Brasil para comparação. Não temos conhecimento de trabalhos que analisem o diferencial de retorno entre ativos e passivos externos para o Brasil ou o seu papel na solvência externa.

Além disso, analisa-se a possibilidade de comportamento explosivo para as séries de saldo da balança comercial, de posição externa líquida e de ativos e passivos externos. O ponto é identificar se a presença (se houver) de comportamento explosivo nessas séries afetaria a sustentabilidade da conta corrente e qual o papel da diferença entre as taxas de retorno dos ativos e passivos externos nesse cenário. Esse possível comportamento explosivo dos ativos e passivos externos e o impacto na solvência externa é uma contribuição do trabalho por não ter sido abordado na literatura.

Para responder a essas questões, o trabalho busca analisar o comportamento das principais contas externas norte-americana e brasileira: (a) saldo da Balança Comercial; e (b) valor dos ativos e passivos externos do país e a diferença entre eles (a Posição Externa Líquida). Segue-se um roteiro de testes analisando dados anuais de 1970 a 2017. Em primeiro lugar, são realizados testes Augmented Dickey Fuller (ADF) para identificar se as variáveis são estacionárias. Em seguida, as principais variáveis são submetidas a testes para avaliação de comportamento explosivo: teste Sup Augmented Dickey Fuller (SADF) desenvolvido por Phillips et al. (2011); Generalized Sup Augmented Dickey Fuller (GSADF) e Backward Sup Augmented Dickey Fuller (BSADF) desenvolvidos por Phillips et al. (2015). Por fim, avalia-se a existência de relações de cointegração entre as variáveis por meio dos testes de Johansen e de Cheng & Phillips (2009). Esses testes são válidos mesmo que uma das variáveis tenha comportamento explosivo, conforme demonstrado por Nielsen (2010).

Em seguida, com base nos resultados dos testes, busca-se classificar o comportamento das contas externas dos EUA e do Brasil quanto à solvência do país no equilíbrio intertemporal, ou seja, quanto à sustentabilidade da trajetória dos passivos externos no longo prazo. Essa classificação buscou enquadrar o comportamento das contas externas norte-americanas e brasileira em um dos cenários possíveis de comportamento. O modelo de Lane & Milesi-Ferretti (2002) norteia o trabalho. O resultado corrobora a diferenciação entre as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos do país em um cenário hipotético formulado com base em Gourinchas & Rey (2007b), Gourinchas & Rey (2007a) e Marçal et al. (2017). Nesse cenário, o fato de os ativos externos terem taxas de remuneração maiores que os passivos externos possibilitaria um Balanço de Rendas superavitário, que compensaria em parte o déficit da Balança Comercial e tornaria sustentável e solvente o comportamento de longo prazo das contas externas. Por fim, o trabalho também levanta a pos-

sibilidade de insolvência das contas externas no longo prazo, apresentando as análises de Bohn (2007) para indicar que essa possibilidade é remota e em quais circunstâncias ela poderia ocorrer.

Os resultados indicaram a existência de comportamento explosivo para os ativos e passivos externos dos EUA. O comportamento explosivo para os ativos externos cessa desde 2015 com base na estatística do teste BSADE. Além disso, obtém-se relação de cointegração apenas se a variável de passivos externos for incluída, o que é uma indicação do diferencial entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos ser estatisticamente significativo. Por isso, a evidência deste artigo na linha de solvência externa dos EUA difere de Raybaudi et al. (2004), por exemplo.

No caso do Brasil, não se obteve comportamento explosivo das variáveis do modelo. O teste de cointegração de Johansen aponta existência de cointegração ao considerar as variáveis de saldo da balança comercial, posição externa líquida e passivos externos. Isso corrobora para a solvência externa do Brasil, diferentemente do obtido por Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014). Porém, a evidência obtida indica que não há diferença entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externo do Brasil.

Além da presente introdução, o trabalho apresenta os possíveis cenários de comportamento das contas externas norte-americana e brasileira na seção 2, revisando as referências bibliográficas utilizadas na definição desses cenários. A seção 3 descreve as variáveis utilizadas. A seção 4 detalha a metodologia empregada no trabalho. Os resultados dos testes aplicados às séries temporais das variáveis são apresentados na seção 5. Por fim, discorre-se sobre as considerações finais do trabalho.

2 Revisão da Literatura

Essa revisão da literatura está dividida em três partes. A primeira parte destaca a dinâmica da relação entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida do país e os cenários possíveis para a solvência do país no longo prazo. A segunda subseção apresenta as evidências na literatura em relação à diferença entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos, com destaque para os EUA. A terceira subseção trata do cenário de solvência com base em Bohn (2007).

2.1 Dinâmica do Balanço de Pagamentos e cenários possíveis para solvência do país

Como ponto de partida, considera-se a equação de equilíbrio intertemporal do Balanço de Pagamentos de uma economia aberta utilizada por Lane & Milesi-Ferretti (2002):

$$BC_PIB = -rPEL_PIB \quad (1)$$

no qual BC_PIB é o saldo da balança comercial dividido pelo PIB, r é a taxa real de retorno da posição externa líquida do país, e PEL_PIB é a posição externa líquida dividida pelo PIB, sendo que a posição externa líquida do país é igual ao saldo dos ativos externos totais menos o saldo dos passivos externos totais desse país.

A equação (1) parte da ideia de que os saldos da Conta Corrente e da Conta Financeira devem ter um comportamento estacionário em equilíbrio, com valor esperado igual a zero. Para que isso ocorra, e observando especificamente o lado da Conta Corrente, o saldo positivo da Balança Comercial deve ser compensado por um saldo negativo de igual magnitude no Balanço de Rendas, ou vice-versa, de modo que os dois componentes da Conta Corrente se neutralizem e o saldo da Conta Corrente seja zero.

Supõe-se que a taxa de crescimento real do PIB seja igual a zero no equilíbrio de longo prazo na equação (1). Seguindo Marçal et al. (2017), e em conformidade com a ideia apresentada por Lane & Milesi-Ferretti (2002), pode-se incluir a taxa de crescimento real do PIB (g) diferente de zero nesta equação. Dessa maneira, obtém-se uma nova equação para descrever o equilíbrio do Balanço de Pagamentos no longo prazo:

$$BC_PIB = -(r - g)PEL_PIB \quad (2)$$

A equação (2) mostra um equilíbrio de longo prazo possível em dois cenários:

- Cenário 1: Se as variáveis BC_PIB e PEL_PIB forem estacionárias.
- Cenário 2: Se as variáveis BC_PIB e PEL_PIB forem não estacionárias, mas houver uma relação de cointegração entre elas.

Nos dois cenários descritos, a equação (2) se sustenta, e o Saldo da Conta Corrente será estacionário e com valor médio igual a zero, que é o seu comportamento de equilíbrio no longo prazo.

Ocorre que Marçal et al. (2017) apresentam evidências empíricas de países em que nenhum dos cenários acima se aplica: (i) BC_PIB e PEL_PIB não são ambas estacionárias, e também (ii) não são variáveis com raízes unitárias com relação de cointegração. Nesses casos, a equação (2) não descreve o equilíbrio intertemporal da Conta Corrente.

Ainda seguindo Marçal et al. (2017), para explicar um cenário em que o saldo da Conta Corrente seja estacionário e com média zero, mas BC_PIB e PEL_PIB não cointegrem – chamaremos esse cenário de cenário 3 –. Uma possibilidade é alterar o modelo de maneira a supor taxas de retorno diferentes para os ativos externos (r^A) e para os passivos externos (r^P) do país. Dessa maneira, não é suposto mais uma taxa de retorno r igual para os ativos externos e os passivos externos. Essa alteração leva à seguinte transformação da equação (2):

$$BC_PIB = -[(r^A - g)Ativos_PIB - (r^P - g)Passivos_PIB] \quad (3)$$

na qual $Ativos_PIB$ são os ativos externos do país como proporção do PIB, e $Passivos_PIB$ são os passivos externos do país como proporção do PIB. Reescrevendo a equação (3) para analisar a mudança na equação (2) ao considerar o diferencial das taxas de remuneração ($r^A - r^P$), obtém-se que

$$BC_PIB = -(r^A - g)(Ativos_PIB - Passivos_PIB) + (r^P - g)Passivos_PIB - (r^A - g)Passivos_PIB \quad (4)$$

Como $Ativos_PIB - Passivos_PIB = PEL_PIB$, pode-se simplificar para

$$\begin{aligned} BC_PIB &= -(r^A - g)PEL_PIB + (r^P - g)Passivos_PIB \\ &- (r^A - g)Passivos_PIB \end{aligned} \quad (5)$$

que pode ser reescrita como

$$BC_PIB = -(r^A - g)PEL_PIB - (r^A - r^P)Passivos_PIB \quad (6)$$

A equação (6) traz dois pontos:

- A equação (6) inclui uma nova variável na equação do equilíbrio da Conta Corrente em comparação à equação (2), que é a variável Passivos_PIB. Assim, há a possibilidade do saldo da Conta Corrente ser estacionário no longo prazo, mesmo que BC_PIB e PEL_PIB sejam não estacionários e não cointegrem. Para isso, basta que a inclusão da variável Passivos_PIB crie a relação de cointegração necessária para que a solvência das contas externas se sustente no equilíbrio intertemporal.
- A equação (6) indica que o coeficiente da variável Passivos_PIB é o próprio diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos externos. Assim, caso o coeficiente da variável Passivos_PIB seja estatisticamente significativo, o diferencial entre as taxas de remuneração é estatisticamente significativo, indicando se esse diferencial é relevante ou não.

2.2 Evidências da existência de diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos externos nos Estados Unidos

A existência de taxas de remuneração diferentes para os ativos e passivos externos permitiria que a Conta Corrente fosse estacionária mesmo com BC_PIB e PEL_PIB não estacionários e sem uma relação de cointegração entre si. O ponto é se há evidência empírica a respeito de existir diferença entre as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos. A resposta é positiva. Segundo Gourinchas & Rey (2014), esse diferencial de retorno dos ativos em relação ao do passivo está entre 1,6% e 2,7%. Os refinamentos para a construção dos dados de posição não fazem diferença quantitativa (Gourinchas & Rey (2014)).

Desde a década de 1950, os EUA assumiram a posição de banqueiro do mundo. De forma semelhante a um banco, o país capta recursos no exterior a taxas relativamente baixas e aplica esses recursos em ativos externos que rendem taxas mais altas, segundo apontam Gourinchas & Rey (2014) e Kindleberger et al. (1966). Isso leva a uma margem de remuneração $r^A - r^P$ semelhante a um spread bancário.

As taxas de remuneração dos passivos externos dos EUA são baixas por três razões principais. Em primeiro lugar, os passivos norte-americanos têm uma participação elevada de títulos de curto prazo, e as obrigações com prazos curtos ensejam taxas de remuneração menores.

Em segundo lugar, o país é o emissor da principal moeda do mundo, de modo que a maioria dos países mantém reservas internacionais na forma de

títulos denominados em dólar e emitidos nos EUA, o que aumenta a demanda por esses títulos e tende a reduzir a taxa de remuneração deles. O fato de os EUA serem o grande provedor mundial de liquidez é ressaltado por Gourinchas & Rey (2007a). Segundo os autores, a participação de passivos externos líquidos (definidos como dívidas, créditos comerciais a pagar e empréstimos bancários) nos passivos totais dos EUA diminuiu apenas levemente de cerca de 70% em 1973 para cerca de 60% em 2004. Trata-se de uma participação alta nos passivos totais. Ela reflete a alta demanda do resto do mundo por títulos norte-americanos líquidos como um meio transacional e de reserva de valor (Gourinchas & Rey (2007a)).

O fato do dólar e dos títulos norte-americanos funcionarem como reserva de valor do mundo pode ser analisado pela composição das reservas internacionais dos países. A Tabela 2 apresenta a composição das reservas internacionais dos países com base na moeda utilizada. No 3º trimestre de 2018, 61,9% das reservas mundiais estavam denominadas em dólares norte-americanos.

Tabela 2: Composição das Reservas Internacionais mundiais por moeda - 3º trimestre de 2018 (em US\$ Bilhões)

Reservas por moeda	Valor	Participação (%)
Reservas em dólares dos EUA	6.631,09	61,90%
Reservas em euros	2.192,11	20,50%
Reservas em ienes	532,8	5,00%
Reservas em libras	480,83	4,50%
Reservas em renminbi	192,54	1,80%
Reservas em outras moedas	676,09	6,30%
Total	10.705,45	100,00%

Fonte: FMI.

Nota: Valores incluem apenas as reservas reportadas no Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves (COFER), chamadas pelo FMI de reservas alocadas.

Por fim, em terceiro lugar, os títulos emitidos pelos EUA são considerados de baixo risco, em parte devido ao privilégio de emitir a principal moeda do mundo. Segundo Engel (2020), os títulos emitidos pelo governo norte-americano em particular são seguros e isso está atrelado à propriedade de serem líquidos. Os ativos em dólares seriam um hedge contra crises globais pela economia norte-americana ser relativamente fechada segundo Rogoff & Tashiro (2015).

Cabe agora avaliar o outro lado, dos ativos externos, para entender a razão do diferencial entre as taxas de remuneração. A composição da carteira de investimentos do país tem maior participação de ativos de longo prazo e de médio ou alto risco: Investimento Direto Externo (IDE), empréstimos bancários de longo prazo e, principalmente, a partir dos anos 1990, títulos do mercado acionário. Os ativos com maiores prazos e maiores riscos naturalmente ensejam taxas de remuneração mais altas.

Essa diferença de perfil entre os passivos externos dos EUA, concentrados em títulos de baixo risco e curto prazo, e os seus ativos externos, com prazos longos e riscos mais elevados, tem se acentuado nos últimos anos, especialmente a partir de meados da década de 1980. Gourinchas & Rey (2007a) afirmam que os EUA estão passando de banqueiro à posição de venture capitalist do mundo.

Segundo Curcuru et al. (2008), Vicard (2019) e Wright & Zucman (2018), há uma outra fonte para o diferencial entre as taxas de retorno baseado no IDE. Esse diferencial é fruto de transferência de lucros das empresas situadas em países com baixos impostos (ou paraísos fiscais) para países com altos impostos.

2.3 Hipótese de insolvência

Além dos três cenários descritos anteriormente, existe uma quarta situação possível: a hipótese de que a equação de solvência (6) não se sustente, ou seja, de que o país tenha uma trajetória de insolvência. Pode-se discutir em qual situação essa hipótese é válida.

A estacionariedade do saldo da Balança Comercial e do valor da Posição Externa Líquida, e a cointegração entre essas variáveis são condições suficientes para que as contas externas do país sejam solventes. Por outro lado, Bohn (2007) mostra que é possível que a trajetória da dívida pública de um país seja sustentável no longo prazo mesmo em uma situação em que o superávit primário e o estoque da dívida pública desse país tenham raízes unitárias e não cointegrem. Com base em uma analogia com as contas do Balanço de Pagamentos sugerida pelo próprio Bohn (2007), isso corresponde a dizer que as contas externas de um país podem ser sustentáveis mesmo se o saldo da Balança Comercial (análogo ao resultado primário) e o valor da Posição Externa Líquida (análoga ao estoque da dívida pública) tiverem raízes unitárias e não cointegrarem.

Em outras palavras, Bohn (2007) demonstra que a estacionariedade e a cointegração entre as variáveis da equação (6) são condições suficientes, mas não necessárias, para que haja solvência. Assim, se as variáveis tiverem raízes unitárias e não cointegrarem, mas tiverem uma ordem de integração finita, isso será suficiente para que a Posição Externa Líquida tenha uma trajetória sustentável. Além disso, mesmo se a ordem de integração não for finita, haverá apenas a possibilidade de insolvência, e não a certeza de que a trajetória da Posição Externa Líquida será insustentável.

Porém, cabe uma ressalva: as conclusões de Bohn (2007) não têm validade para situações em que as variáveis apresentarem comportamento explosivo. Caso se verifique a existência de comportamento explosivo nas variáveis, a cointegração continua sendo uma condição necessária para que a trajetória da posição externa líquida seja sustentável. Nesse caso, cabe questionar se continuaria sendo possível utilizar os testes usuais para avaliar a presença de cointegração e, conseqüentemente, de solvência nas variáveis da equação (6). Nielsen (2010) obtém que, mesmo em situações em que as variáveis apresentam comportamento explosivo, o teste de cointegração de Johansen mantém sua validade. Assim, se as variáveis da equação (6) cointegrarem, pode-se afirmar que haverá solvência mesmo se essas variáveis tiverem comportamento explosivo.

Portanto, em resumo: (1) de acordo com Bohn (2007), a trajetória da posição externa líquida pode ser solvente mesmo que as variáveis da equação (6) não sejam estacionárias e não cointegrem, embora essa afirmação só seja válida se as variáveis não tiverem comportamento explosivo; (2) caso a variável tenha comportamento explosivo, é necessário que haja cointegração para que a trajetória da posição externa líquida seja considerada sustentável no longo prazo.

Tabela 3: Resumo dos cenários possíveis

Cenário	Diagnóstico quanto à solvência no longo prazo
BC_PIB e PEL_PIB estacionárias (Cenário 1)	País solvente
BC_PIB e PEL_PIB não estacionárias, mas cointegram (Cenário 2)	País solvente
BC_PIB e PEL_PIB não cointegram, mas passam a cointegrar com a inclusão da variável Passivos_PIB (Cenário 3)	País solvente (Marçal et al., 2017)
BC_PIB e PEL_PIB com raízes unitárias e ordem de integração finita, cointegrando ou não	País solvente (Bohn, 2007)
BC_PIB e PEL_PIB com raízes unitárias sem ordem de integração finita	Possibilidade de insolvência (não é possível afirmar) (Bohn, 2007)
Comportamento explosivo em uma das variáveis, presença de relação de cointegração	País solvente (devido à existência de relações de cointegração)

A literatura empírica aborda a sustentabilidade da conta corrente através de testes de raiz unitária. Testa-se se o saldo da conta corrente é estacionário, baseado no cenário 1. Exemplos de trabalhos nessa linha são Afonso et al. (2019), Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014). Os dois primeiros analisam o Brasil e obtêm que a conta corrente brasileira não é sustentável. Raybaudi et al. (2004) reportam evidência de insustentabilidade externa para os EUA, enquanto Holmes (2006) apresenta evidência de sustentabilidade com análise em painel.

Baseado no cenário 2 de Bohn (2007), a literatura empírica testa a sustentabilidade da conta corrente por meio de testes de cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida (Bajo-Rubio et al. (2014), Durdu et al. (2013), Monastiriotis & Tunali (2020), Schoder et al. (2013)).¹ A análise é feita com dados em painel de países ou séries temporais de um determinado país. A evidência de Bajo-Rubio et al. (2014) é de a conta corrente dos EUA ser insustentável. Os artigos mencionados são um caso particular ao analisado no presente trabalho em que o diferencial das taxas de retorno entre ativos e passivos externos pode ser estabilizador para a solvência externa, o que não foi endereçado na literatura.

3 Dados

O presente trabalho analisa os EUA e o Brasil. Primeiramente, aborda-se o caso dos dados dos EUA. A base de dados para os EUA é proveniente das seguintes fontes: (1) Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (FMI); (2) Indicadores de Desenvolvimento do Banco Mundial

¹Há trabalhos, como Chen (2011) e Garg & Prabheesh (2020), que testam a sustentabilidade da conta corrente através do teste de cointegração entre as variáveis de exportações e de importações (somado o pagamento líquido de juros). Esse caso é distinto do analisado aqui, baseado em Bohn (2007).

(BM); (3) Bureau of Economic Analysis (BEA) do governo dos Estados Unidos; (4) base de dados utilizada por Lane & Milesi-Ferretti (2007). Optou-se por utilizar dados de fim de período para evitar problemas de agregação temporal de variáveis - ver Marcellino (1999). As estimações foram realizadas utilizando-se os softwares estatísticos Oxmetrics 7.0 e MATLAB R2017b. A base de dados é anual para o período de 1970 a 2017. A Tabela 4 oferece detalhes adicionais sobre as fontes das informações e as definições das variáveis para os EUA:

Tabela 4: As variáveis e suas definições

Variável	Definição	Fonte dos dados
Saldo da Balança Comercial como proporção do PIB	$BC_PIB = 100 * (\text{Saldo da Balança Comercial}) / \text{PIB}$	FMI e Banco Mundial
Saldo do Balanço de Rendamentos como proporção do PIB	$BR_PIB = 100 * (\text{Saldo do Balanço de Rendamentos}) / \text{PIB}$	BEA
Razão entre ativos externos e PIB	$\text{Ativos_PIB} = (\text{Ativos externos}) / \text{PIB}$	BEA
Razão entre passivos externos e PIB	$\text{Passivos_PIB} = (\text{Passivos externos}) / \text{PIB}$	BEA
Posição externa líquida como proporção do PIB	$PEL_PIB = \text{Ativos_PIB} - \text{Passivos_PIB}$	BEA
Taxa de remuneração dos ativos externos*	$r^A = (\text{Recebimentos de rendas primárias}) / (\text{Ativos externos})$	BEA
Taxa de remuneração dos passivos externos*	$r^P = (\text{Pagamentos de rendas primárias}) / (\text{Passivos externos})$	BEA
Diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos*	$r^A - r^P$	BEA

Obs.: (*) O Balanço de Rendamentos e as taxas de remuneração de ativos e passivos externos consideram apenas rendas primárias, ou seja, não consideram transferências, como pensões, doações e multas.

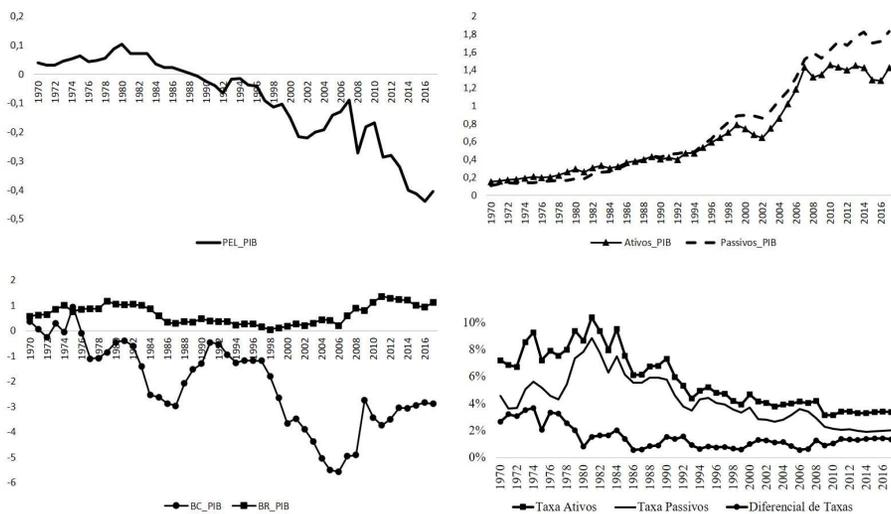
A análise gráfica do comportamento das principais variáveis do modelo permite visualizar o cenário que se pretende analisar por meio deste trabalho para os EUA. Na parte superior, o Gráfico 1 apresenta à esquerda a posição externa líquida como proporção do PIB e à direita os ativos e passivos externos como proporção do PIB. Na parte inferior, o Gráfico 1 mostra à esquerda os balanços da balança comercial e de rendas como proporção do PIB e à direita as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos (e o seu diferencial). O Gráfico 1 destaca em cor cinza os períodos de contração da economia norte-americana de acordo com a cronologia do NBER (National Bureau of Economic Research).

O país tem aumentado os seus ativos e passivos externos, mas os passivos crescem mais rápido que os ativos, o que leva à trajetória declinante da posição externa líquida dos EUA e ao fato deste país ter passado da posição de credor para o papel de devedor externo em meados dos anos 1980. O crescente endividamento externo americano serviu para financiar os déficits da Conta Corrente do país através de superávits na Conta Financeira. O déficit

da Conta Corrente dos EUA é causado pelo déficit na Balança Comercial do país. Porém, esse déficit da Conta Corrente é atenuado por um recorrente superávit nas rendas decorrentes da Posição de Investimento Internacional do país. Os EUA têm conseguido manter, e até aumentar, o fluxo positivo de rendas do exterior para o país mesmo depois de se tornar um devedor externo líquido na década de 1980.

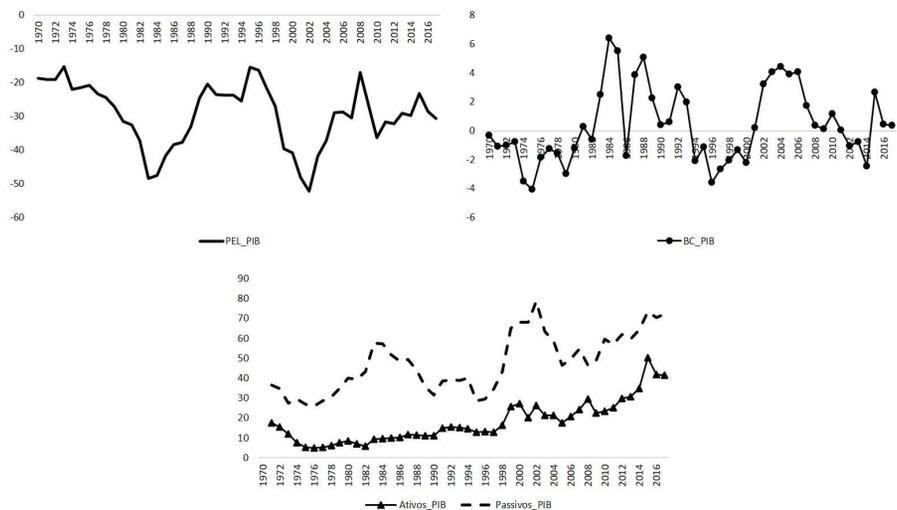
A explicação para o crescimento do fluxo positivo de rendas apesar da posição líquida de investimentos negativa é o diferencial expressivo entre as taxas que remuneram os passivos e os ativos externos do país. As taxas remuneratórias dos passivos externos são mais baixas do que as taxas dos ativos externos. Cabe destacar que a crise de 2008 foi acompanhada de redução dos ativos externos e aumento dos passivos externos, acentuando a trajetória negativa da Posição Externa Líquida nesse período.

Figura 1: Comportamento das principais variáveis para os EUA no período analisado (em %)



No caso do Brasil, o período também abrange de 1970 a 2017. Os dados foram coletados no Banco Central do Brasil, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do trabalho de Lane & Milesi-Ferretti (2007). Na parte superior, o Gráfico 2 apresenta à esquerda a posição externa líquida como proporção do PIB e à direita o saldo da balança comercial como proporção do PIB para o Brasil. Na parte inferior, o Gráfico 2 mostra os ativos e passivos externos como proporção do PIB. Os ativos e os passivos externos apresentaram uma tendência de crescimento ao longo do tempo, no qual os passivos externos cresceram de maneira mais acelerada que os ativos externos. Os períodos com aumentos consideráveis do passivo externo levaram aos momentos de declínio da posição externa líquida do Brasil, como na primeira parte da década de 1980 e o início dos anos 2000.

Figura 2: Comportamento das principais variáveis para o Brasil no período analisado (em %)



4 Metodologia

A metodologia do trabalho pode ser dividida em três partes. Inicialmente, utiliza-se o teste ADF para detectar se as variáveis têm raiz unitária ou são estacionárias por conta dos cenários possíveis que foram discutidos anteriormente. Em seguida, os testes de bolha de Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) são apresentados para analisar se as variáveis apresentam comportamento explosivo. Terceiro, testa-se cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) entre as variáveis para poder tratar qual dos cenários parece mais adequado.

O forte crescimento de algumas variáveis para os EUA, especialmente dos Passivos externos (apresentado no Gráfico 1), permite levantar a hipótese de que algumas das contas externas norte-americanas têm comportamento explosivo, com raízes maiores que 1. A hipótese de as variáveis apresentarem comportamento explosivo será verificada ao longo deste trabalho.

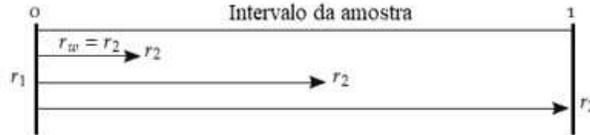
Essa verificação exige que se explore, nesta seção, as metodologias existentes para testar a existência de variáveis com raízes explosivas e para identificar os ciclos do comportamento explosivo, que geralmente compreende períodos em que a variável adquire comportamento explosivo com subsequentes períodos de retorno a um comportamento estacionário, de equilíbrio.

Nesse tema, Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) são as referências utilizadas neste trabalho. Analisando o comportamento do mercado acionário norte-americano nas últimas décadas, os autores criaram três testes que permitem identificar comportamentos explosivos em séries temporais.

Phillips et al. (2011) desenvolvem o teste SADF. Trata-se de um teste recursivo, que compara o resultado do teste de raiz unitária ADF com a cauda direita da distribuição de probabilidades, em vez de compará-lo com a cauda esquerda, como faz o teste ADF tradicional. Assim, em vez de testar a hipótese nula de que a variável tem raiz unitária contra a hipótese alternativa de que ela é estacionária, o teste SADF tem a mesma hipótese nula contra a hipó-

tese alternativa de que a variável apresenta comportamento explosivo. O teste SADF calcula a estatística do teste ADF sobre a amostra normalizada $[r_1, r_2]$, representada por ADF_{r_1, r_2} . Além disso, denota-se por r_w o tamanho da janela da regressão, definido por $r_w = r_2 - r_1$, no qual r_1 é o início da amostra. Como apresenta o Gráfico 3, calcula-se a estatística ADF para diferentes janelas com o ponto inicial da amostra fixo, e a estatística do teste SADF é o supremo das estatísticas ADF para as várias janelas.

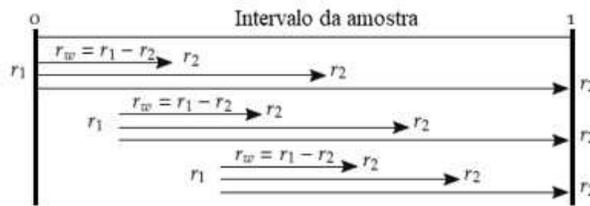
Figura 3: Ilustração do procedimento SADF, adaptado de Caspi (2017)



O teste SADF representa um avanço, mas tem uma limitação por ser consistente apenas em situações em que há um único episódio de comportamento explosivo na série de dados. Esse teste não consegue lidar com situações em que há múltiplos episódios, ou seja, em que a variável alterna mais de uma vez os períodos de comportamento explosivo com os períodos de comportamento estacionário.

Para eliminar essa limitação, Phillips et al. (2015) criam o teste GSADF. Esse teste segue a mesma lógica do teste anterior, mas é consistente em séries históricas com múltiplos episódios de comportamento explosivo. O teste GSADF considera diferentes janelas para estimar a estatística do teste ADF. Como apresenta o Gráfico 4, a diferença do teste GSADF em relação ao teste SADF é que o ponto inicial da janela de estimação pode variar. A estatística de teste do GSADF também é o supremo das diversas estatísticas de teste ADF para as várias janelas utilizadas.

Figura 4: Ilustração do procedimento GSADF, adaptado de Caspi (2017)



Os testes SADF e GSADF calculam uma única estatística de teste para todo o período analisado, que indica se, ao longo desse período, ocorreram ou não episódios de comportamento explosivo. Por meio desses testes, porém, não é possível saber quando o comportamento explosivo começou e quanto tempo durou.

Para possibilitar essa avaliação, Phillips et al. (2015) trazem um novo avanço ao criar também o teste BSADF, que calcula uma estatística de teste para cada subamostra de tempo. Com isso, ele permite identificar em quais anos (ou

meses, ou dias, conforme a periodicidade da série de dados utilizada) a variável apresentou comportamento explosivo e quais foram os anos em que ela apresentou comportamento não explosivo, ajudando no entendimento da dinâmica do comportamento explosivo.

Esses três testes – SADE, GSADF e BSADF – são utilizados no trabalho para avaliar se as variáveis estudadas apresentam ou não comportamento explosivo.

Outra metodologia a ser utilizada é o teste de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) entre as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB para discutir qual cenário parece mais adequado. A partir do resultado desses testes, é possível analisar se há cointegração apenas entre as variáveis BC_PIB e PEL_PIB, se há cointegração apenas se adicionar-se a variável Passivos_PIB (seria uma indicação de que há diferencial entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos) ou se não há cointegração entre as variáveis.

5 Resultados

A seção de resultados está dividida em duas subseções: a primeira voltada para os EUA e a segunda para o Brasil. A análise para cada país é dividida em três. A primeira parte apresenta o resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis do trabalho. A segunda parte mostra as estimativas do modelo VAR estimado com as variáveis e o resultado dos testes SADE, GSADF e BSADF de comportamento explosivo. A última parte apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009). O próximo passo é analisar as variáveis para os EUA.

5.1 Análise para os EUA

Teste de raiz unitária ADF para as variáveis utilizadas

Utilizou-se o teste ADF com duas defasagens, sem tendência determinista e com constante, para avaliar se as variáveis utilizadas no estudo são não estacionárias. O nível de significância adotado no teste foi de 5%, o que corresponde a um valor crítico de -2,93.

Tabela 5: Resultados dos testes ADF para as variáveis consideradas dos EUA

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Estatística t	Conclusão	Estatística t	Conclusão
BC_PIB	-1,712	Não estacionária	-3,649	Estacionária
PEL_PIB	1,144	Não estacionária	-3,541	Estacionária
Ativos_PIB	0,106	Não estacionária	-3,115	Estacionária
Passivos_PIB	1,139	Não estacionária	-2,423	Estacionária

A Tabela 5 apresenta as estatísticas do teste ADF para as variáveis consideradas no trabalho em nível e em primeira diferença. Com base nos resultados apresentados, pode-se afirmar que nenhuma das variáveis analisadas é estacionária em nível, ao passo que as suas primeiras diferenças são estacionárias. Geralmente, esse resultado (variável não estacionária em nível e estacionária

em primeira diferença) é interpretado como uma indicação de que a variável em análise é integrada de ordem 1. Porém, dada a trajetória mostrada por algumas variáveis no Gráfico 1, decidiu-se verificar a hipótese de essas variáveis terem comportamento explosivo, ou seja, raiz maior que 1.

Testes para análise de comportamento explosivo

A primeira indicação de que algumas das variáveis estudadas apresentavam comportamento explosivo foi estimar um modelo vetorial autorregressivo (VAR) com as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB. A especificação considera uma defasagem das variáveis, com constante e sem tendência ². Os resultados do VAR com os coeficientes estimados e seus respectivos erros-padrão e p-valores são apresentados na Tabela 6. Nesse modelo, o coeficiente da primeira defasagem da variável Passivos_PIB apresentou valor superior a 1 no modelo autorregressivo dessa mesma variável. Essa é uma indicação de um possível comportamento explosivo para variável Passivos_PIB. As outras variáveis (BC_PIB e PEL_PIB) apresentam coeficiente da defasagem para explicar a própria variável inferior à unidade, não indicando a possibilidade de comportamento explosivo.

Tabela 6: Resultados do VAR das variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB dos EUA

Variável Explicativa	BC_PIB			Variável Dependente PEL_PIB			Passivos_PIB		
	Coef	EP	P-valor	Coef	EP	P-valor	Coef	EP	P-valor
BC_PIB _{t-1}	0,91	0,08	0,00	-0,01	0,00	0,18	-0,02	0,01	0,03
PEL_PIB _{t-1}	0,46	1,66	0,78	0,62	0,10	0,00	0,20	0,14	0,18
Passivos_PIB _{t-1}	0,08	0,47	0,87	-0,12	0,03	0,00	1,03	0,04	0,00
Constante	-0,28	0,21	0,18	0,03	0,01	0,02	0,00	0,02	0,86

Obs.: EP é erro-padrão.

Para avaliar a existência de comportamento explosivo nas variáveis, foram utilizados os testes de Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) descritos anteriormente: SADF, GSADF e BSADF com uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. Os resultados dos testes SADF e GSADF são mostrados na Tabela 7, na qual α é o nível de significância do teste.

Tabela 7: Resultados dos testes SADF e GSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB dos EUA

	Estatística de teste				Valores críticos por α		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
SADF	0,14	1,875	4,42	5,50	0,89	1,21	1,872
GSADF	1,27	1,87	4,42	5,50	1,60	1,97	2,67

No caso do saldo da Balança Comercial, a variável não apresenta comportamento explosivo de acordo com os testes SADF e GSADF. O comportamento

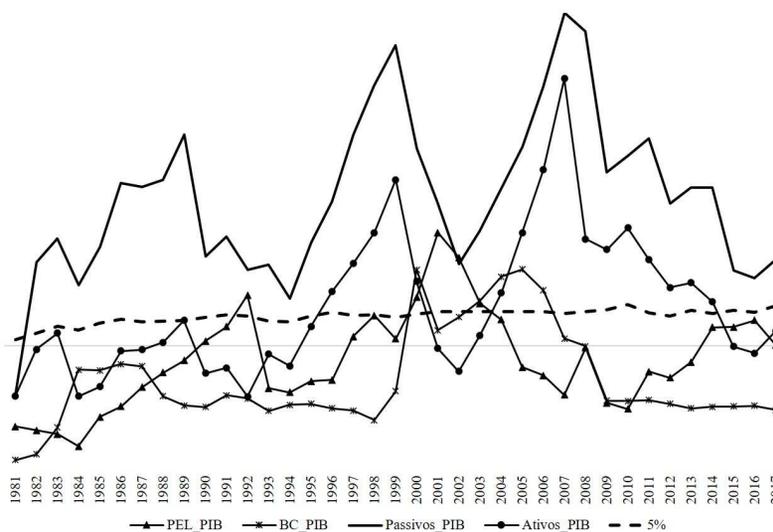
²Também foi realizada a regressão de um VAR com as mesmas variáveis, mas com tendência. Nesse caso, não houve indícios de comportamento explosivo, mas o coeficiente da tendência não foi estatisticamente significativo a 10% em nenhuma das três equações.

da variável PEL_PIB é menos nítido: o teste SADF indica que a variável apresenta comportamento explosivo ao nível de significância de 1%, mas o teste GSADF rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 10%. Já um nível de significância de 5% leva à conclusão de que variável não tem trajetória explosiva. Por fim, os Ativos e Passivos externos como proporção do PIB apresentam trajetória explosiva, rejeitando a hipótese nula a 1% de significância estatística.

O comportamento ano a ano descrito pelo teste BSADF é mostrado no Gráfico 5 e na Tabela A.1 no apêndice, com os períodos de contração econômica baseados na cronologia do NBER destacados em cinza. O teste BSADF indica que a trajetória dos passivos externos é explosiva de 1982 até 2017 ininterruptamente. A variável Ativos_PIB não apresenta comportamento explosivo no período que vai de 1981 até 1995; por outro lado, de 1996 até 2014, um período de 19 anos, o comportamento da variável é explosivo em 16 anos. Os últimos 3 anos, porém, têm uma nova alteração de comportamento com o fim do episódio de comportamento explosivo e o retorno à situação anterior, não explosiva.

A variável PEL_PIB tem comportamento explosivo no período de 2000 a 2003 e um caso pontual no ano de 1992. Por fim, a Balança Comercial apresenta comportamento explosivo em 2000 e nos anos de 2003 a 2006. Essas análises consideram o nível de significância de 5%. Novamente, os períodos recessivos mostram uma redução da intensidade do comportamento explosivo dos ativos e passivos externos.

Figura 5: Valores críticos e estatísticas do teste BSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB



Testes de Cointegração entre as variáveis

Em seguida, testa-se a existência de cointegração entre as variáveis do modelo. Nielsen (2010) mostra que os testes usuais de cointegração podem ser usados

mesmo na presença de variáveis com comportamento explosivo.

A variável *Ativos_PIB* não foi incluída nos testes de cointegração porque essa variável é o resultado de uma relação linear entre *PEL_PIB* e *Passivos_PIB*. Logo, as três variáveis não podem participar simultaneamente do mesmo modelo, de modo que se optou por usar *PEL_PIB* e *Passivos_PIB* e descartar *Ativos_PIB*.

O primeiro teste verifica a existência de relações de cointegração entre as variáveis sem incluir a variável *Passivos_PIB*. Isso pressupõe o modelo da equação (2), ou seja, um modelo que não leva em conta o diferencial de taxas entre ativos e passivos externos. O segundo teste repete as variáveis do primeiro teste e inclui, além delas, a variável *Passivos_PIB*. Se a inclusão dessa variável for determinante para a existência de relações de cointegração, isso implica que o diferencial de taxas entre ativos e passivos externos é relevante, e o modelo correto utilizaria a equação (6) em vez da equação (2).

Inicialmente, foi utilizado o teste de Johansen para verificar a existência de cointegração entre as variáveis considerando uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. O resultado do teste de cointegração de Johansen é apresentado na Tabela 8. O resultado do teste de Johansen indica que as variáveis não cointegram sem a variável *Passivos_PIB*. Mas a inclusão dessa variável faz com que exista uma relação de cointegração.

Tabela 8: Número de relações de cointegração entre as variáveis dos EUA pelo teste de Johansen

Posto da Matriz	Variáveis:			
	BC_PIB e PEL_PIB		BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB	
	Estatística do Traço	P-valor	Estatística do Traço	P-Valor
0	3,66	0,922	33,63	0,016
1	0,07	0,787	8,91	0,381
2			0,15	0,695

Cabe uma ressalva, a análise detalhada dos modelos utilizados nos testes permitiu identificar a existência de heteroscedasticidade. Como o teste de Johansen apresenta distorções de tamanho na presença de heteroscedasticidade, deveria-se fazer outro teste de cointegração adicionalmente. Por essa razão, foi realizado um teste alternativo, o teste de Cheng & Phillips (2009), que é robusto à heteroscedasticidade para comparar com os resultados dos testes de Johansen.

O teste de Cheng & Phillips (2009) consiste em estimar modelos vetoriais autorregressivos com diferentes combinações de variáveis e diferentes números de relações de cointegração e, em seguida, selecionar o posto da matriz de longo prazo a partir de critérios de informação tradicionais (Schwarz, Hannan-Quinn e Akaike).

Os resultados são apresentados na Tabela 9 para o teste de Cheng & Phillips (2009). Foram desconsiderados os resultados baseados no critério de informação de Akaike por serem inconsistentes, conforme as recomendações de Cheng & Phillips (2009).

Os resultados também indicam que a inclusão da variável *Passivos_PIB* faz com que existam relações de cointegração entre as variáveis. Consequen-

Tabela 9: Número de relações de cointegração pelo teste de Cheng e Phillips (2009) com base no critério de informação

Variáveis testadas	Modelo testado		Critério de Informação		
	Nº de relações de cointegração		Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike
BC_PIB e PEL_PIB	0		-1,514	-1,564	-1,593
	1		-1,345	-1,468	-1,542
BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB	0		-4,387	-4,461	-4,505
	1		-4,504	-4,700	-4,818
	2		-4,444	-4,714	-4,877

temente, o diferencial das taxas de retorno de ativos e passivos externos é relevante para explicar o comportamento das contas externas dos EUA e teria um comportamento estabilizador para a conta corrente ser sustentável. Ou seja, se desconsiderar-se a presença do diferencial de retorno, a conta corrente dos EUA é insustentável, como foi o caso de Bajo-Rubio et al. (2014). A seguir, analisam-se as variáveis para o Brasil.

5.2 Análise para o Brasil

De forma similar ao caso dos EUA, analisa-se se as variáveis brasileiras são não estacionárias por meio do teste ADF com duas defasagens, sem tendência determinista e com constante. O nível de significância adotado no teste foi de 5%. A Tabela 10 apresenta as estatísticas do teste ADF. Apenas a variável BC_PIB foi estacionária em nível para o Brasil, o que seria parte das condições para o país ser solvente pelo cenário 1. As demais variáveis em análise são integradas de ordem 1³. Como o teste de cointegração de Johansen é robusto à presença de raiz unitária, a análise prossegue para esse procedimento.

Tabela 10: Resultados dos testes ADF para as variáveis consideradas do Brasil

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Estatística t	Conclusão	Estatística t	Conclusão
BC_PIB	-2,131	Estacionária	-7,801	Estacionária
PEL_PIB	-2,293	Não estacionária	-3,146	Estacionária
Ativos_PIB	-3,206	Não estacionária	-7,465	Estacionária
Passivos_PIB	-2,381	Não estacionária	-3,128	Estacionária

O próximo passo é verificar a existência de cointegração entre as variáveis considerando uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. O resultado do teste de cointegração de Johansen é apresentado na Tabela 11. O resultado do teste de Johansen indica que as variáveis são estacionárias sem a variável Passivos_PIB ao rejeitar a hipótese nula de ao menos um vetor de

³O apêndice apresenta a Tabela A.2 com os testes SADF e GSADF para as variáveis do Brasil. Não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária para nenhuma das variáveis a 5% de significância estatística, de modo que não corrobora para o comportamento explosivo para as variáveis do Brasil.

cointegração, o que indica o país ser solvente pelo cenário 1. Mas a inclusão da variável Passivos_PIB faz com que exista uma relação de cointegração pelo teste de Johansen a 5% de significância estatística.

Tabela 11: Número de relações de cointegração entre as variáveis brasileiras pelo teste de Johansen

Posto da Matriz	Variáveis:			
	BC_PIB e PEL_PIB		BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB	
	Estatística do Traço	P-valor	Estatística do Traço	P-Valor
0	35,55	0,000	35,36	0,010
1	8,80	0,018	8,15	0,457
2			0,08	0,782

Desse modo, procurou-se investigar a imposição de restrições sobre o modelo geral que é com as 3 variáveis (BC_PIB, PEL_PIB, e Passivos_PIB) e 1 relação de cointegração para obter o melhor modelo. Analisa-se a simplificação do modelo e estudam-se 4 possibilidades de restrições para o modelo conforme apresentado na Tabela 12. O modelo 3 avalia se o coeficiente de diferencial de retorno entre ativos e passivos é estatisticamente zero. O modelo 4 basicamente é uma outra maneira de testar se a variável BC_PIB é estacionária.

Tabela 12: Especificação dos modelos ao impor restrições

Modelo 1	Modelo geral com constante irrestrita
Modelo 2	Modelo geral com constante restrita
Modelo 3	Constante restrita. Passivos_PIB excluída do vetor de cointegração
Modelo 4	Constante restrita. Variáveis PEL_PIB e Passivos_PIB excluídas do vetor de cointegração

Este estudo, para restringir o modelo geral, é realizado por meio dos critérios de informação e do teste de restrição conjunta. A Tabela 13 apresenta os critérios de informação para cada um dos modelos e os testes de restrição conjunta para simplificar de um modelo para o outro. Os critérios de informação apontam para o modelo 3 como o melhor. No caso do teste de restrição conjunta, a indicação é de que é possível restringir o modelo até o modelo 3 ao não rejeitar a hipótese nula de a restrição conjunta ser válida para simplificar o modelo 1 (2) para o modelo 3. Porém, rejeita-se que a hipótese nula de a restrição conjunta imposta ser válida para simplificar os modelos 1, 2 ou 3 para o modelo 4 a 5% de significância estatística.

De modo geral, as conclusões para o Brasil são de que (i) a variável BC_PIB não é estacionária, pois a simplificação para o modelo 4 é rejeitada, (ii) há a evidência de cointegração entre BC_PIB e PEL_PIB por simplificar ao modelo 3, de modo que o país é solvente pelo cenário 2, e (iii) não há diferencial de retorno entre ativos e passivos externos para o Brasil ao permitir simplificar o modelo 2 para o modelo 3. Essa evidência do Brasil ser solvente contrasta com o obtido por Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014).

Tabela 13: Critério de informação dos modelos e testes para redução do modelo por meio da imposição de restrições

Critério de informação				
	Log-likelihood	Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike
Modelo 1	286,312	-11,284	-11,478	-11,596
Modelo 2	285,593	-11,416	-11,561	-11,650
Modelo 3	285,493	-11,492	-11,614	-11,687
Modelo 4	281,061	-11,388	-11,485	-11,544

Teste para redução do modelo				
Modelo inicial	Modelo final	Distribuição e graus de liberdade	Estatística calculada	P-valor
Modelo 1	Modelo 2	$\chi^2(2)$	1,44	0,49
Modelo 1	Modelo 3	$\chi^2(3)$	1,64	0,65
Modelo 1	Modelo 4	$\chi^2(4)$	10,50	0,03
Modelo 2	Modelo 3	$\chi^2(1)$	0,20	0,65
Modelo 2	Modelo 4	$\chi^2(2)$	9,07	0,01
Modelo 3	Modelo 4	$\chi^2(1)$	8,86	0,00

A Tabela 14 apresenta as estimativas da relação de longo prazo e a velocidade de ajuste, considerando as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB para o Modelo 3. A relação de longo prazo apresenta que BC_PIB e PEL_PIB têm relação inversa. Por um lado, a variável BC_PIB se ajusta para manter a relação de longo prazo com base na velocidade de ajuste. Por outro lado, embora a variável Passivos_PIB não esteja na relação de longo prazo, ela se ajusta aos desequilíbrios na relação de longo prazo.

Tabela 14: Relação de longo prazo e a velocidade de ajuste para o Modelo 3

	Relação de longo prazo			Velocidade de ajuste		
	Coefficiente	Erro-padrão		Coefficiente	Erro-padrão	
BC_PIB	1,00	0,00		-0,61	0,11	***
PEL_PIB	-0,19	0,04	***	0,53	0,35	
Passivos_PIB	0,00	0,00		-0,94	0,42	***
Constante	-0,05	0,01	***			

6 Conclusão

Com base nos resultados obtidos com este trabalho, é possível classificar a solvência externa dos Estados Unidos e do Brasil em um dos 4 cenários apresentados na seção 2, e em seguida formular uma explicação para o comportamento do Balanço de Pagamentos norte-americano nos anos analisados.

Cabe descartar o cenário de estacionariedade das variáveis BC_PIB e PEL_PIB (cenário 1), com base nos resultados dos testes ADF, que indicam que essas variáveis são não estacionárias, o que está em linha ao obtido por Raybaudi et al. (2004). O cenário 2, em que as variáveis BC_PIB e PEL_PIB não são estacionárias, mas apresentam uma relação de cointegração, também pode ser descartado com base nos resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009).

Os dois cenários já descartados utilizam a premissa de que as taxas dos ativos e passivos externos do país são iguais. Considerando que esses cenários não são aplicáveis aos EUA, cabe avaliar a hipótese de que as taxas dos ativos são diferentes (e superiores) às taxas dos passivos, hipótese esta que fundamenta o cenário 3.

O cenário 3 pressupõe que a inclusão da variável Passivos_PIB na equação de solvência externa do país faz com que as variáveis (PEL_PIB, BC_PIB e Passivos_PIB) cointegrem e o saldo da Conta Corrente seja estacionário e igual a zero no longo prazo. Os testes de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) corroboram que isso ocorre no caso das contas externas norte-americanas. Assim, a inclusão da variável Passivos_PIB é o fator determinante para que as variáveis cointegrem, e pode-se concluir que o cenário 3 corresponde à realidade da economia dos Estados Unidos no período analisado.

Como a inclusão dessa variável só é relevante se as taxas de remuneração de ativos e passivos externos forem diferentes, a necessidade de incluir a variável Passivos_PIB para que haja cointegração significa também que a solvência dos Estados Unidos depende da existência de um diferencial de taxas de remuneração entre seus ativos externos e seus passivos externos. Assim, obtém-se que esse diferencial de taxas existe e é estatisticamente significativo. Por fim, como as variáveis da equação (6) cointegram, pode-se descartar a hipótese de insolvência das contas externas norte-americanas no longo prazo (cenário 4).

Até o momento é possível afirmar que o saldo da Conta Corrente norte-americana tende a zero ao mesmo tempo em que o saldo da Balança Comercial apresenta uma trajetória não estacionária (embora não explosiva), que não converge para zero no equilíbrio. A sustentabilidade da trajetória das contas externas norte-americanas deve-se ao fato de que o desequilíbrio da Balança Comercial tem sido compensado parcialmente pelo desequilíbrio, com sinal inverso do Balanço de Rendas. O país consegue recorrentes superávits do Balanço de Rendas por ser o principal fornecedor de títulos de renda fixa de baixíssimo risco do mundo, os títulos da dívida pública americana que pagam juros reduzidos. Como seus ativos têm taxas de retorno mais altas, os Estados Unidos recebem mais rendas de juros e dividendos do que pagam e essa receita líquida é utilizada para compensar, em parte, os déficits comerciais.

Se os ativos do país no exterior continuarem com uma taxa de retorno maior do que a taxa com a qual o país remunera seus passivos externos, o país conseguirá prosseguir com uma Balança Comercial deficitária sem deixar de ser solvente. Isso possui implicações relevantes. Se é possível que o saldo da Balança Comercial de um país seja permanentemente deficitário, apresentando desequilíbrios mesmo no longo prazo, esse desequilíbrio deve se propagar para outros países. Para que um país tenha déficits frequentes na Balança Comercial, é necessário que os países que comercializam com este país tenham superávits frequentes. Dessa forma, o comércio internacional funcionaria em um desequilíbrio permanente e estável. Dada a relevância das trocas comerciais entre os países para o desempenho da economia global,

entender essa dinâmica adquire uma importância.

Outra conclusão obtida com este trabalho é a existência de comportamento explosivo por parte dos ativos e passivos externos dos EUA. Isso gera dúvidas em relação à permanência do comportamento solvente e sustentável identificado, já que a explosão do passivo externo norte-americano pode levar a um gradual aumento da percepção de risco acerca dos títulos dessa dívida. Se a percepção de risco aumentar, a consequência natural será o aumento das taxas de remuneração dos passivos e a redução do diferencial positivo entre as taxas dos ativos e passivos externos do país. Com a redução do diferencial de taxas de remuneração, os superávits do Balanço de Rendas perderão, parcial ou totalmente, a capacidade de compensar os déficits da Balança Comercial, o que pode levar a uma situação de insolvência no longo prazo.

Cabe ressaltar que os momentos com maiores indicações de explosão do comportamento da variável Ativos_PIB e da variável Passivos_PIB parecem ter passado, com essas variáveis retornando a um comportamento de raiz unitária nos últimos anos. De acordo com o teste BSADF, a variável Ativos_PIB não apresenta mais comportamento explosivo desde 2015; já os valores das estatísticas dos testes referentes à variável Passivos_PIB estão declinando e se aproximando do valor crítico que separa o comportamento explosivo do comportamento não explosivo, o que caracteriza uma trajetória de “volta à normalidade”. Isso pode impedir o cenário de aumento das taxas de remuneração dos passivos externos norte-americanos descrito no parágrafo anterior.

Por fim, destaca-se que testar a hipótese de existência de comportamento explosivo nos passivos externos norte-americanos – e procurar entender quais as consequências desse comportamento para a sustentabilidade das contas externas dos EUA no longo prazo – foi uma análise realizada neste trabalho que ainda não havia sido explorada em outros trabalhos. O impacto do comportamento explosivo dos passivos sobre o equilíbrio intertemporal das contas externas do país é um tema que merece estudos adicionais.

No caso do Brasil, pode-se descartar o cenário 1 de que as variáveis BC_PIB e PEL_PIB são estacionárias. Há evidência de existência de cointegração entre essas variáveis de modo a corroborar a solvência externa do país. Porém, a taxa de retorno dos ativos externos não é distinta daquela dos passivos externos para o Brasil segundo a simplificação do modelo geral.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A., Huart, F., Jalles, J. T. & Stanek, P. (2019). Assessing the sustainability of external imbalances in the European Union. *The World Economy*, Hoboken, v. 42, p. 320–348.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. & Esteve, V. (2014). Sustainability of external imbalances in the OECD countries. *Applied Economics*, Abingdon, v. 46, p. 441–449.
- Bohn, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 54, p. 1837–1847.
- Breuer, J. B., McNown, R. & Wallace, M. (2002). Series-specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 64, p. 527–546.

- Caspi, I. (2017). Rtdf: testing for bubbles with EViews. *Journal of Statistical Software*, Innsbruck, v. 81, p. 1–16.
- Chen, S.-W. (2011). Current account deficits and sustainability: evidence from the OECD countries. *Economic Modelling*, Amsterdam, v. 28, p. 1455–1464.
- Cheng, X. & Phillips, P. C. (2009). Semiparametric cointegrating rank selection. *The Econometrics Journal*, Hoboken, v. 12, p. S83–S104.
- Curcuru, S. E., Dvorak, T. & Warnock, F. E. (2008). Cross-border returns differentials. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 123, p. 1495–1530.
- Donoso, V. & Martin, V. (2014). Current account sustainability in Latin America. *The Journal of International Trade & Economic Development*, Abingdon, v. 23, p. 735–753.
- Durdu, C. B., Mendoza, E. G. & Terrones, M. E. (2013). On the solvency of nations: cross-country evidence on the dynamics of external adjustment. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 32, p. 762–780.
- Engel, C. (2020). Safe US assets and US capital flows. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 102, p. 102102.
- Garg, B. & Prabheesh, K. (2020). Testing the intertemporal sustainability of current account in the presence of endogenous structural breaks: evidence from the top deficit countries. *Economic Modelling*, Amsterdam, v. 97, p. 365–379.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2007a). From world banker to world venture capitalist: US external adjustment and the exorbitant privilege. In: Clarida, R. H. (org.) *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*. Chicago: University of Chicago Press. p. 11–66.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2007b). International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 115, p. 665–703.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2014). External adjustment, global imbalances, valuation effects. In: Rogoff, K.; Grossman, G. (orgs.) *Handbook of International Economics*. Amsterdam: Elsevier. v. 4, p. 585–645.
- Gourinchas, P., Rey, H. & Sauzet, M. (2019). The international monetary and financial system. *Annual Review of Economics*, Palo Alto, v. 11, p. 859–893.
- Hausmann, R. & Sturzenegger, F. (2007). The missing dark matter in the wealth of nations and its implications for global imbalances. *Economic Policy*, Oxford, p. 469–518.
- Holmes, M. J. (2006). How sustainable are OECD current account balances in the long run? *The Manchester School*, Manchester, v. 74, p. 626–643.
- Kindleberger, C. P., Salant, W. S. & Depres, E. (1966). The dollar and world liquidity: a minority view. *The Economist*, London, v. 6.

- Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M. (2002). External wealth, the trade balance, and the real exchange rate. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 46, p. 1049–1071.
- Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 73, p. 223–250.
- Marçal, E. F., Prince, D., Merlin, G. T. & Zimmermann, B. (2017). Addressing econometric issues on how to construct theoretical based exchange rate misalignment estimates: searching for a comprehensive approach. In: *39º Encontro Brasileiro de Econometria*. Natal: SBE.
- Marcellino, M. (1999). Some consequences of temporal aggregation in empirical analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Abingdon, v. 17, p. 129–136.
- Monastiriotis, V. & Tunalı, C. B. (2020). The sustainability of external imbalances in the European periphery. *Open Economies Review*, Heidelberg, v. 31, p. 273–294.
- Nielsen, B. (2010). Analysis of coexplosive processes. *Econometric Theory*, Cambridge, v. 26, p. 882–915.
- Phillips, P. C., Shi, S. & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International Economic Review*, Hoboken, v. 56, p. 1043–1078.
- Phillips, P. C., Wu, Y. & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values? *International Economic Review*, Hoboken, v. 52, p. 201–226.
- Raybaudi, M., Sola, M. & Spagnolo, F. (2004). Red signals: current account deficits and sustainability. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 84, p. 217–223.
- Rogoff, K. S. & Tashiro, T. (2015). Japan's exorbitant privilege. *Journal of the Japanese and International Economies*, Cambridge, v. 35, p. 43–61.
- Schoder, C., Proaño, C. R. & Semmler, W. (2013). Are the current account imbalances between EMU countries sustainable? Evidence from parametric and non-parametric tests. *Journal of Applied Econometrics*, Kingston, v. 28, p. 1179–1204.
- Vicard, V. (2019). *The Exorbitant Privilege of High Tax Countries*. Paris: CEPII Research Center.
- Wright, T. & Zucman, G. (2018). *The Exorbitant Tax Privilege*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Apêndice A

Tabela A.1: Valores críticos e estatísticas do teste BSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB

Ano	Estatística-Teste				Valores Críticos		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
1981	-1,89	-1,33	-0,83	-0,83	-0,24	0,10	0,90
1982	-1,80	-1,40	-0,06	1,38	-0,15	0,21	1,01
1983	-1,35	-1,46	0,21	1,78	-0,10	0,32	1,04
1984	-0,40	-1,66	-0,83	1,01	-0,04	0,27	1,02
1985	-0,41	-1,17	-0,67	1,64	-0,04	0,38	1,33
1986	-0,30	-1,00	-0,08	2,70	0,05	0,44	1,08
1987	-0,34	-0,68	-0,06	2,63	0,05	0,40	1,15
1988	-0,83	-0,44	0,06	2,75	0,03	0,40	1,19
1989	-0,98	-0,24	0,42	3,49	0,04	0,42	1,27
1990	-1,01	0,08	-0,45	1,48	0,08	0,48	1,36
1991	-0,81	0,32	-0,36	1,80	0,13	0,52	1,23
1992	-0,87	0,84	-0,84	1,26	0,08	0,49	1,20
1993	-1,08	-0,70	-0,14	1,34	0,06	0,41	1,21
1994	-0,98	-0,77	-0,33	0,78	0,08	0,40	1,10
1995	-0,96	-0,59	0,32	1,71	0,19	0,49	1,21
1996	-1,03	-0,56	0,90	2,39	0,19	0,56	1,21
1997	-1,07	0,15	1,36	3,50	0,12	0,50	1,26
1998	-1,23	0,50	1,87	4,31	0,20	0,51	1,26
1999	-0,75	0,12	2,75	4,97	0,14	0,47	1,38
2000	1,26	0,80	1,06	3,26	0,21	0,52	1,22
2001	0,26	1,87	-0,04	2,36	0,22	0,57	1,35
2002	0,48	1,46	-0,42	1,36	0,18	0,57	1,46
2003	0,74	0,70	0,17	1,90	0,21	0,57	1,31
2004	1,15	0,43	0,88	2,60	0,24	0,57	1,35
2005	1,27	-0,35	1,87	3,30	0,23	0,56	1,31
2006	0,92	-0,49	2,92	4,29	0,23	0,57	1,12
2007	0,12	-0,81	4,42	5,50	0,19	0,54	1,42
2008	0,00	-0,03	1,77	5,20	0,23	0,56	1,21
2009	-0,91	-0,95	1,60	2,87	0,24	0,60	1,37
2010	-0,91	-1,04	1,95	3,15	0,27	0,68	1,37
2011	-0,89	-0,43	1,42	3,43	0,18	0,55	1,40
2012	-0,96	-0,53	0,97	2,36	0,17	0,50	1,05
2013	-1,03	-0,27	1,04	2,62	0,27	0,58	1,29
2014	-1,01	0,31	0,73	2,62	0,24	0,54	1,38
2015	-1,00	0,31	-0,01	1,24	0,27	0,59	1,26
2016	-0,99	0,42	-0,12	1,12	0,23	0,56	1,32
2017	-1,06	0,02	0,24	1,43	0,25	0,66	1,34

Tabela A.2: Resultados dos testes SADF e GSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB do Brasil

	Estatística de teste				Valores críticos por α		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
SADF	-1,32	-1,36	-0,31	-0,77	0,01	0,26	0,76
GSADF	-1,33	-1,37	-0,43	-0,78	0,21	0,47	1,30

PRONATEC E O MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE PARA OS CURSOS OFERECIDOS NO IFRS CAMPUS RIO GRANDE

JOSÉ FELIPE SILVA *
GIBRAN DA SILVA TEXEIRA †
VINÍCIUS HALMENSCHLAGER ‡
RAFAEL MESQUITA PEREIRA §
RÉGIS AUGUSTO ELY ¶

Resumo

Este artigo tem por objetivo avaliar a efetividade do Pronatec sobre o salário de reinserção, tempo de emprego e empregabilidade dos trabalhadores que participaram dos cursos do programa no IFRS, campus Rio Grande, nos anos de 2013 e 2014. Para tanto, foi aplicado o método de Diferenças em Diferenças com os dados identificados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS para o período de 2011 a 2018. Os resultados apontam que os cursos do Pronatec oferecidos pelo IFRS - campus Rio Grande, no período destacado, não geraram efeitos sobre as dimensões avaliadas, indicando assim, a falta de efetividade do programa.

Palavras-chave: políticas públicas, qualificação profissional, Pronatec, DID.
Códigos JEL: C22, J08, J24.

Abstract

This article aims to evaluate the effectiveness of Pronatec on the reintegration salary, time of employment and employability of workers who participated in the program courses at IFRS, campus Rio Grande, in the years 2013 and 2014. For that, the method of differences in differences was applied with the data identified from the *Relação Anual de Informações Sociais – RAIS* for the period from 2011 to 2018. The results indicate that the Pronatec courses offered by IFRS - campus Rio Grande, in the mentioned period, did not generate effects on the dimensions evaluated, thus indicating the lack of effectiveness of the program.

Keywords: public policies, professional qualification, Pronatec, DID.
JEL codes: C22, J08, J24.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea149391>

* Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: j_felipeds@yahoo.com.br.

† Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: tgibran@hotmail.com.

‡ Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: vinciush@ufrgs.br.

§ Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: rafaelmesquita@furg.br.

¶ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: regisaely@gmail.com.

1 Introdução

No início dos anos 2000, em virtude da descoberta do Pré-Sal no Brasil pela empresa Petróleo Brasil/SA, Petrobras, uma série de investimentos em infraestrutura foi realizada com a finalidade de promover a exploração, armazenamento e refino de petróleo, com destaque para os estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Pernambuco, Rio de Janeiro e Bahia, os chamados polos navais regionais, fomentados pelo Programa de Mobilização da Indústria Nacional de Petróleo e Gás Natural - PROMINP. No Rio Grande do Sul, a região sul acabou concentrando grande parte desses investimentos, principalmente por apresentar um ambiente portuário apropriado, que possibilitou a instalação de três estaleiros, o inicialmente denominado QUIP e logo após QGI, formado pelas empresas Queiroz Galvão e Iesa Óleo e Gás, o complexo naval Estaleiro Rio Grande-ERG (ERG I e ERG II), operado pela empresa Engevix/Ecovix-Engenharia e o estaleiro EBR da empresa Estaleiro Brasil. Em conjunto, esses três empreendimentos acabaram por confeccionar, parcialmente, oito, plataformas de petróleo, o que fomentou a economia do sul do RS (Cunha & Rückert 2017, Lima et al. 2018, Teixeira et al. 2016).

Um dos principais gargalos ao desenvolvimento regional à época era a falta de mão de obra qualificada, isso acabou mobilizando uma rede de cursos profissionalizantes de natureza pública e privada. Mais especificamente nos anos de 2013 e 2014, uma série de cursos profissionalizantes foi oportunizada por meio do Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico- Pronatec, realizados pelo Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul (IFRS), no Campus Rio Grande, gerado por meio de uma parceria do Governo Federal e do município do Rio Grande. Os cursos foram ofertados na modalidade de Formação Inicial e Continuada (FIC), com 615 vagas, ao custo estimado de R\$ 1,09 milhões.

Em âmbito internacional, a importância da qualificação profissional e a forma de se avaliar cursos, como os destacados, podem ser encontradas em autores como Friedlander et al. (1997), Greenberg (2003), Heckman et al. (1999), Kluge (2006), Lechner & Melly (2007) e Martin & Grubb (2001) que, com base em técnicas econométricas, procuram identificar o impacto dos programas, sobretudo em inserção profissional (empregabilidade), capital humano e ganhos salariais. As avaliações se tornam relevantes, pois a partir das análises de desempenhos dos beneficiados é possível identificar questões que devem ser realinhadas ou mesmo modificadas no âmbito do direcionamento das políticas de qualificação profissional.

Em particular, com base nos resultados de Heckman et al. (1999) e Kluge (2006), têm-se efeitos modestos de cursos de qualificação profissional sobre ganhos salariais nos Estados Unidos e Europa. Para o caso da América Latina, Betcherman et al. (2004) e Ibarrarán & Shady (2009)¹ indicam que os resultados dos cursos de capacitação profissional, em termos de ganhos salariais, são melhores do que em países desenvolvidos. Isso pode estar associado ao

¹Na América Latina, por exemplo, Ibarrarán & Shady (2009) realizaram uma compilação de estudos que avaliaram a eficiência desse tipo de política em sete países latinos: duas avaliações com um projeto experimental (República Dominicana e Colômbia), uma com experiência natural (Panamá) e quatro avaliações não experimentais (Argentina, Chile, Peru e México). Em geral, os autores não identificaram um padrão de resultados com relação à eficiência dos programas. Os efeitos no emprego variaram de nulo, na Argentina e na República Dominicana, a significativo e positivo na maioria dos demais países.

fato de que o efeito qualificação profissional pode dar um sinal maior sobre a produtividade do trabalhador em países onde a mão de obra média possui baixa qualificação.

Mais especificamente para o caso brasileiro, estudos recentes como os desenvolvidos por Barbosa Filho et al. (2016), Corseuil et al. (2018), Firpo et al. (2014), Lima et al. (2020), Oliveira et al. (2019), Teixeira et al. (2020), Teixeira & Balbinotto Neto (2016), além de Fernandes et al. (2000), que aplicam estratégias de identificação com base em metodologias para quase-experimentos, ainda são relativamente escassos, muito pela indisponibilidade de informações ou falta de motivação institucional, fato este que impossibilita, na maioria das vezes, o aperfeiçoamento de políticas de qualificação profissional no Brasil. Esse fator acaba sendo preponderante, haja vista que, como destacado por Camargo (2004), a preocupação com o desenho dos programas é tão importante quanto a sua própria existência.

Nesse contexto, a pesquisa busca contribuir para o entendimento e o direcionamento dos efeitos gerados pelos Cursos FIC, disponibilizados via Pronatec e ministrados no IFRS, Campus Rio Grande, ao avaliar se os mesmos atenderam aos pressupostos da concepção da política, que visam, por meio da qualificação profissional, melhorar a reinserção no mercado de trabalho e, conseqüentemente, promover maior probabilidade de reinserção formal, ganhos salariais e tempo de permanência no emprego, entre os seus beneficiados. Para realizar essa análise, foram utilizados os dados identificados da Relação Anual de Informações Sociais - RAIS, no período de 2011 a 2018, em conjunto com as informações disponibilizadas pelo IFRS, Campus Rio Grande, dos trabalhadores que foram selecionados para participarem dos cursos profissionalizantes na modalidade FIC oferecidos nos anos de 2013 e 2014, via Pronatec.

A fim de estimar o efeito médio dos cursos de qualificação profissional oferecidos pelo IFRS sobre os beneficiários, este estudo usou como metodologia a abordagem de quase experimentos, em especial o método de Diferenças em Diferenças, com distintas especificações. A análise contemplou a organização de um painel de dados de indivíduos com informações da RAIS e do IFRS. Foram utilizadas quatro especificações, sendo elas: (i) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduo e de tendência temporal; (ii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal e covariadas; (iii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal, covariadas e efeitos heterogêneos de exposição após ao tratamento; e (iv) estimadores desenvolvidos a partir de pareamento amostral em variáveis observáveis no período pré-tratamento.

Os resultados encontrados indicam que os cursos de qualificação profissional ofertados pelo IFRS, Campus Rio Grande, na modalidade FIC, não apresentaram nenhum efeito sobre as variáveis analisadas. Um fator que pode estar influenciando esse resultado é o arrefecimento do mercado de trabalho regional, em função da queda do segmento naval no Brasil, gerando uma alteração na dinâmica da demanda por mão de obra regional e local e, assim, reduzindo as chances de inserção dos trabalhadores treinados. No entanto, os resultados são corroborados por Barbosa Filho et al. (2016), que avaliaram o Pronatec em escala nacional, para os trabalhadores treinados em 2011 e reinseridos no mercado de trabalho entre 2012 e 2013. Algo semelhante também foi encontrado por Oliveira et al. (2019) que, usando um painel de jovens

beneficiários de um programa de qualificação profissional em Goiás (Bolsa Futuro), com estratégia de identificação semelhante ao usado no presente estudo, ao compará-los em relação aos não beneficiários do programa e também aos alunos treinados pelo Pronatec, não encontraram efeito sobre salários de reinserção, somente sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho formal.

Como destacado por Oliveira et al. (2019), por mais que existam trabalhos que avaliem programas de qualificação profissional no Brasil, ainda há uma carência de estudos que indiquem o real efeito desses sobre o mercado de trabalho, particularmente no que tange à valorização destes pelo lado dos empregadores. Em nível regional e local, essa escassez ainda é mais evidente, muito pela falta de transparência das instituições públicas em divulgar informações sobre custos de treinamento, grupos treinados, forma de treinamento e também pela ainda incipiente cultura de avaliação de desempenho, algo que se torna de fundamental importância para o uso e a aplicação eficiente dos recursos públicos.

Este artigo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta o Pronatec e o caso para o sul do Rio Grande do Sul. A seção 3 descreve a amostra e também a estratégia de identificação utilizada. A seção 4 apresenta e discute os resultados obtidos. Por fim, a seção 5, retrata as considerações finais do estudo.

2 O Pronatec e o Sul do Rio Grande do Sul

O Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego - Pronatec foi instituído pela Lei 12.513, de 26 de outubro de 2011, como parte de um conjunto de ações que visavam ampliar a oferta de educação profissional e tecnológica, por meio de programas, projetos e ações de assistência técnica e financeira (Brasil 2011). Tal Lei elenca cinco objetivos do Pronatec: (i) expansão, interiorização e democratização de cursos de educação profissional de nível médio e programas de formação inicial e continuada ou qualificação profissional; (ii) fomento à expansão da rede física de atendimento da educação profissional e tecnológica; (iii) contribuir com a melhoria da qualidade do ensino médio público em articulação com a educação profissional; (iv) ampliar as oportunidades educacionais dos trabalhadores, por meio do incremento da formação e qualificação profissional; e (v) estimular a difusão de recursos pedagógicos para apoiar a oferta de cursos de educação profissional e tecnológica;

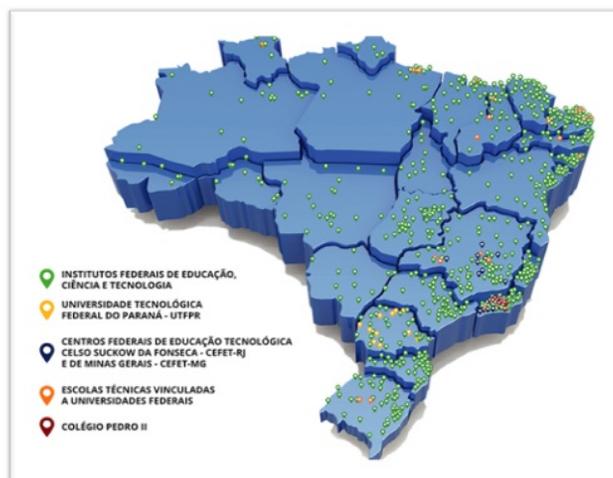
A referida Lei trata, ainda, que o Pronatec tem como prioridade: (i) estudantes do ensino médio da rede pública, inclusive da educação de jovens e adultos; (ii) trabalhadores em geral; (iii) beneficiários dos programas federais de transferência de renda; e (iv) estudantes que tenham cursado o ensino médio completo em escola da rede pública ou em instituições privadas na condição de bolsista integral. O programa prevê a participação voluntária dos serviços nacionais de aprendizagem, de instituições públicas e privadas de ensino superior, de instituições de educação profissional e tecnológica e de fundações públicas de direito privado principalmente dedicadas à educação profissional e tecnológica, como unidades concedentes dos cursos. Estas devem atender prioritariamente os estudantes do ensino médio da rede pública, trabalhadores, beneficiários dos programas federais de transferência de renda

e estudantes que tenham cursado o ensino médio completo em escola da rede pública ou em instituições privadas na condição de bolsista integral. O levantamento das necessidades e a seleção dos participantes, articulando o público alvo com as instituições concedentes, devem ficar a cargo das unidades demandantes, como o Governo Federal e Secretarias Municipais.

O desenvolvimento do programa pode ocorrer de diversas formas: (i) com a criação de vagas, (ii) oferta de bolsa-formação, (iii) financiamento ou articulação com o Sistema Nacional de Emprego (SINE) e (iv) o Programa Nacional de Inclusão de Jovens (Projovem). A legislação estabelece como modalidades de educação profissional e tecnológica os cursos FIC com carga horária mínima de 160 (cento e sessenta) horas, os cursos de educação profissional técnica de nível médio e os cursos de formação de professores em nível médio na modalidade normal. No caso específico da bolsa-formação, esta é uma iniciativa que visa possibilitar o acesso a cursos presenciais, a serem realizados pela Rede Federal de Educação Profissional, Científica e Tecnológica, por escolas estaduais de ensino profissionalizante e técnico e por unidades de serviços nacionais de aprendizagem integrantes do Sistema S (Cassiolato & Garcia 2014).

A lei de criação do Pronatec trouxe, também, uma alteração para a legislação correspondente ao Seguro-Desemprego, abrindo a possibilidade de condicionar o recebimento da assistência financeira do programa à comprovação da matrícula e da frequência do trabalhador em curso de formação inicial e continuada ou qualificação profissional (Brasil 2011). Ou seja, ao solicitar o benefício, o trabalhador poderia ser matriculado em um curso do programa e teria a permanência no curso como requisito para continuar segurado, algo como ressaltado por Teixeira et al. (2020). Esses cursos, em grande parte dos municípios, foram promovidos pela Rede Federal de Educação Profissional e Tecnológica retratada a partir da Figura 1 a seguir.

Figura 1: Instituições da Rede Federal de Educação Tecnológica



Fonte: Ministério da Educação - MEC.

No Rio Grande do Sul, segundo dados do portal do Ministério da Educação - MEC (2020), existem seis Instituições de Ensino Tecnológico, quarenta e um Campus e três Colégios Técnico-Industrial. De acordo com Silva (2016), mui-

tos dos estudantes capacitados pelo PRONATEC foram treinados em Campus dessas Instituições. Além disso, a autora destaca que o número de vagas para o Brasil e também para o RS teve uma expansão acentuada nos anos de 2013 e 2014, como pode ser observado a partir da Tabela 1.

Tabela 1: Número de Vagas do Pronatec no Rio Grande do Sul

Ano	Pré-Matrículas RS	Matrículas RS	Concluintes RS	Vagas Brasil
2011	241	219	5	966.972
2012	69.230	64.737	21.529	1.802.957
2013	70.934	68.223	40.205	2.854.208
2014	99.726	89.924	37.528	3.104.936
Total	240.131	223.103	99.267	8.729.073

Fonte: Adaptado de Silva (2016).

De acordo com a Tabela 1, é possível observar que o programa alcançou, em 2014, a marca de mais de três milhões de vagas espalhadas pelo território nacional. Considerando o número de pré-matrículas o RS, foi contemplado com cerca de 3,5% desse total. A Tabela 2, a seguir, ressalta que apesar de a expansão da Rede Federal de Educação Profissional, Científica e Tecnológica ser uma das políticas consideradas como parte das ações integradas do Pronatec, no RS, o predomínio das vagas ofertadas foi do Sistema S, em especial pelo SENAC, porém a participação da Rede Federal também pode ser vista como relevante, ficando em segundo lugar na oferta das vagas.

Tabela 2: Instituições da Rede Federal de Educação Tecnológica

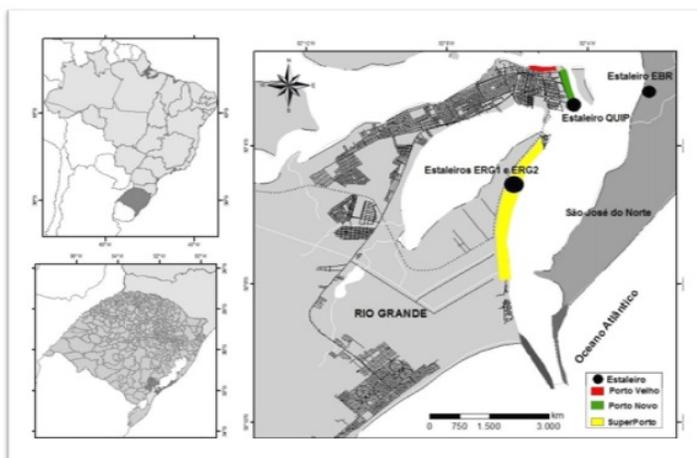
Rede Ofertante	Percentual no RS
Federal	36,30%
Senat	3,20%
Senai	8,40%
Senac	52,10%

Fonte: Adaptado de Silva (2016).

De acordo com a Tabela 2, entre 2011 e 2014, 63,7% das vagas de cursos de formação inicial e continuada no Rio Grande do Sul foram ofertadas pelo Sistema S. Destas, 52,1% pelo SENAC, enquanto que a rede federal foi responsável por 36,3% das vagas. Um desses polos de oferta de qualificação profissional da Rede Federal é do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul (IFRS), Campus Rio Grande, situado no sul do RS, no município do Rio Grande, e motivado, principalmente, pela demanda por mão de obra qualificada gerada, à época, pelos quatro grandes estaleiros instalados nas duas margens do Porto do Rio Grande, margem oeste pertencente ao município do Rio Grande e margem leste ao município de São José do Norte, conforme ressaltado na Figura 2, abaixo.

Com base em Cunha & Rückert (2017), Lopo (2015), e Domingues et al. (2008), é possível identificar que o início da construção naval no município do Rio Grande se deu em meados de 2006 com a elaboração da infraestrutura necessária para a realização das atividades de montagem dos módulos e blocos que seriam construídos para a conversão do navio-petroleiro Settebelo

Figura 2: Localização do Polo Naval do Rio Grande



Fonte: Cunha & Rückert (2017).

na Plataforma P-53, que se iniciou em setembro de 2007, no estaleiro QUIP, nome dado a partir do consórcio das empresas Queiroz Galvão, UTC Engenharia e IESA Óleo e Gás, que depois recebeu ainda as empresas Camargo Corrêa e a PJRM. Nesse mesmo estaleiro, também foram confeccionadas estruturas que integralizaram as construções das Plataformas P-55, P-58, P-63 que, em 2013, passaram a ser denominadas de QGI, sendo as iniciais do novo grupo de acionistas, formado pelas empresas Queiroz Galvão e IESA Óleo e Gás.

Além disso, em 2006, também foi inicializado o processo de construção de uma megaestrutura para apoiar a construção naval no Brasil, o Estaleiro Rio Grande-ERG I e logo após o ERG II, dentro do mesmo complexo. Segundo Cunha & Rückert (2017) e Domingues et al. (2008), a construção ocorreu com base na parceria das empresas Petrobras e WTorre, que detinham 80% e 20% respectivamente, do empreendimento. Tanto o ERG I quanto o ERG II eram administrados pela empresa Engevix/Ecovix. Nessas estruturas, foram construídas parcialmente as plataformas P-66, P-67 e P-68. Por fim, em 2013, o sul do RS, recebeu mais outro empreendimento naval, o Estaleiro Brasil - EBR, no município de São José do Norte, que dentre o seu portfólio de projetos, ficou responsável por confeccionar 19 módulos para a P-74.

Como destacado, durante os anos de 2006 a 2015, a região sul do RS passou por relevantes transformações, com efeitos que se traduziram em crescimento econômico e redução de pobreza, que impulsionaram o consumo de bens e serviços e também fomentaram a demanda por mão de obra qualificada, em especial para o atendimento dos anseios da indústria naval (Lima et al. 2018, Teixeira et al. 2016). Na perspectiva de amenizar a falta de mão de obra para o segmento, foram disponibilizados 25 cursos via Pronatec e um total de 615 vagas nos anos de 2013 e 2014.

Em 2013, foram disponibilizados dezesseis cursos por meio do Pronatec, destinados prioritariamente a pessoas constantes no Cadastro Único do Governo Federal e selecionados por uma equipe da Prefeitura da cidade do Rio Grande, vinculada ao Programa de Promoção do Acesso ao Mundo do Trabalho, do Ministério do Desenvolvimento Social (ACESSUAS - MDS). Para o ano de 2014, foram oferecidos nove cursos, em parceria principalmente com o Sis-

tema Nacional de Emprego (SINE), para atender a uma necessidade de capacitação dos beneficiários do Seguro-Desemprego em Rio Grande. Em ambos os casos, houve vagas reservadas pela Secretaria de Educação do município para alunos de escolas públicas e, quando havia sobra de vagas ou desistências após o prazo de matrículas, as vagas restantes eram disponibilizadas à comunidade em geral, por meio do site do programa. No ano de 2015, o programa foi extinto no Campus, apesar de possuir alguns cursos inicialmente pactuados junto ao MEC. A Tabela 3 apresenta a relação de cursos disponibilizados pela instituição.

Segundo a Lei de Criação do Pronatec, o montante dos recursos a ser repassado para as bolsas-formação corresponde ao número de vagas pactuadas por cada instituição de ensino ofertante e, posteriormente, confirmadas como matrículas no sistema do Ministério da Educação-MEC. Os valores das bolsas-formação correspondem ao custo total do curso por estudante, incluídos as mensalidades, os encargos educacionais e o eventual custeio de transporte e alimentação ao beneficiário, vedada a cobrança direta aos estudantes de taxas de matrícula, custeio de material didático ou qualquer outro valor pela prestação do serviço.

Por meio dos dados disponíveis para a pesquisa, não foi possível obter o valor total destinado à Instituição pelo Pronatec, tendo em vista que os valores foram constantemente ajustados pelo MEC de acordo com cancelamentos e evasão escolar. Porém, considerando o valor fixo hora-aluno de dez reais previsto para a realização dos cursos foi possível estimar o investimento total realizado em um montante de R\$ 1.090.000,00 (um milhão e noventa mil reais), reforçando a relevância da avaliação dos cursos ofertados.

Diante desse contexto, de direcionamento de recursos públicos para fins de qualificação profissional, em especial para municípios do interior do país, com falta de qualificação profissional, é que se pretende contribuir com a literatura ao se investigar se os cursos ofertados pelo IFRS, Campus Rio Grande, fizeram a diferença na inserção dos jovens inseridos no mercado de trabalho no RS. A próxima seção apresenta a metodologia e a base de dados que foram utilizadas.

3 Dados e Estratégia empírica

3.1 Dados

Para a construção da base de dados, foram utilizadas as informações disponibilizadas dos realizados pelo IFRS, Campus Rio Grande nos anos de 2013 e 2014, e também da Relação Anual de Informações Sociais-RAIS no período de 2011 a 2018. A partir dos dados dos alunos participantes e concluintes do cadastro do IFRS, Campus Rio Grande, foi possível a análise de todos os participantes dos cursos de formação profissional dessa unidade, nos dois anos de promoção dos cursos. A coleta de dados ocorreu em dois momentos: dados dos estudantes nos arquivos da instituição e dados do mercado de trabalho constantes na Relação Anual de Informações Sociais RAIS. As bases do IFRS e da RAIS permitem, respectivamente, a análise sobre a situação dos alunos quanto à conclusão ou não do curso e sua inserção no mercado de trabalho antes e após o oferecimento dos cursos de qualificação profissional.

Das 615 vagas aprovadas inicialmente para cursos FIC no Campus Rio Grande, constam no banco de dados da instituição 603 matrículas, com 250

Tabela 3: Cursos Oferecidos no IFRS – Campus Rio Grande e custos estimados

Ano	Curso	Carga Horária	Número de Vagas	Valor Estimado (R\$)
2013	Agente de Informações Turísticas	200	30	60.000,00
2013	Desenhista Mecânico	160	25	40.000,00
2013	Desenvolvimento de Jogos Eletrônicos	240	25	60.000,00
2013	Eletricista Instalador Predial de Baixa Tensão	200	20	40.000,00
2013	Inglês Básico	160	40	64.000,00
2013	Instalador de Refrigeração de Climatização Doméstica	160	25	40.000,00
2013	Lubrificador Industrial	160	20	32.000,00
2013	Manipulador de Alimentos	200	20	40.000,00
2013	Mecânico de Ar Condicionado Automotivo	200	25	50.000,00
2013	Montador e Reparador de Computadores	160	25	40.000,00
2013	Operador de Computador	160	25	40.000,00
2013	Operador de Forno de Tratamento Térmico	160	25	40.000,00
2013	Programador Web	200	25	50.000,00
2013	Soldador de Oxietileno	160	25	40.000,00
2013	Soldador Manual de Solda Branca	160	25	40.000,00
2013	Traçador de Caldeiraria	160	30	48.000,00
2014	Agente de Informações Turísticas	200	25	50.000,00
2014	Desenhista Mecânico	160	20	32.000,00
2014	Eletricista Instalador Predial de Baixa Tensão	200	20	40.000,00
2014	Espanhol Básico	160	25	40.000,00
2014	Inglês Básico	160	20	32.000,00
2014	Instalador de Refrigeração e Climatização Doméstica	160	20	32.000,00
2014	Mecânico de Ar Condicionado Automotivo	200	25	50.000,00
2014	Programador Web	200	25	50.000,00
2014	Traçador de Caldeiraria	160	25	40.000,00
Investimento Total Estimado				1.090.000,00

Fonte: Dados da Pesquisa.

alunos concluintes e 353 desistentes, gerando uma taxa de evasão de 59%. Aqui, trata-se dos alunos desistentes, tanto aqueles que solicitaram o desligamento do curso na instituição como aqueles que não informaram a desistência em tempo hábil, mas não concluíram o curso. Do número total de matrículas, 401 foram realizadas no ano de 2013, com 183 concluintes, enquanto que 202 foram realizadas no ano de 2014, com 67 concluintes. A seguir, na Tabela 4, retrata-se a descrição das variáveis utilizadas na análise dos grupos.

Tabela 4: Descrição das Variáveis

Variáveis	Descrição
Impactadas	
Salário-hora (R\$/hora)	Variável contínua composta pelo salário mensal nominal em R\$ dividido pelo número de horas trabalhadas no mês.
Logaritmo natural do Salário-hora (R\$/hora)	Variável contínua composta pelo logaritmo natural do salário mensal nominal em R\$ dividido pelo número de horas trabalhadas no mês.
Tempo no emprego	Variável contínua formada pelo tempo de permanência em meses no atual emprego.
Empregabilidade	Variável binária, que assume valor igual a 1, se o trabalhador possuiu vínculo formal de trabalho (carteira de trabalho assinada) e zero caso contrário.
Controles	
Tratados	Variável binária que assume valor igual a 1 para os grupos de trabalhadores que receberam o treinamento nos anos de 2013 e 2014 e 0 caso contrário.
Período Pós-Tratamento	Variável binária que assume valor igual a 1 para o período após o ano de 2013 e 0 caso contrário.
Idade	Variável contínua que representa a idade em anos dos trabalhadores analisados.
Homem	Variável binária que assume valor igual a 1 para indivíduos do sexo masculino e 0 caso contrário.
Branco	Variável binária que assume valor igual a 1 para indivíduos da cor branca e 0 caso contrário.
Possuir ensino médio	Variável binária que assume valor igual a 1 para indivíduos com ensino médio completo e 0 caso contrário.
Tamanho do estabelecimento	Variável binária que assume valor igual a 1 para empresas com mais de 50 funcionários e 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Rais e do IFRS (2011-2018).

Tendo em vista que o treinamento a ser analisado ocorreu nos anos de 2013 e 2014, serão utilizados os dados da RAIS nos períodos de 2011 a 2018 e, com base nas informações disponibilizadas, foi possível identificar algumas covariadas que puderam ser usadas nas análises dos grupos, com informações sobre perfil do trabalhador, e também uma associada ao tipo de empresa ao qual o trabalhador está inserido. No entanto, para a variável empregabilidade, como contempla trabalhadores empregados formalmente (com carteira de trabalho assinada) e não inseridos formalmente no emprego ou sem emprego, para essa análise não foi possível contar com a análise das covariadas.

Isso porque o grupo que se encontra não empregado formalmente, não possui informações disponíveis para serem analisadas em comparação com o outro grupo. De forma geral, a estatística descritiva das variáveis² analisadas pode ser conferida a partir da Tabela 5 a seguir.

Tabela 5: Estatística Descritiva do banco de dados de 2011 a 2018

Tratados				
Variáveis	Pré-Tratamento		Pós-Tratamento	
	Média	Obs.	Média	Obs.
Salário hora (R\$/hora)	7,0989	255	9,8979	503
Ln Salário hora	1,8225	252	2,1742	497
Idade	32,2660	255	33,8760	503
Tempo emprego (meses)	30,5031	255	31,4240	503
Empregado Formal	0,3586	711	0,4244	1185
Homem	0,2334	711	0,2455	1185
Branco	0,2447	711	0,2700	1185
Possuir ensino Médio	0,2053	711	0,2666	1185
T. Estabelecimento	0,8438	711	0,8075	1185
Controles				
	Pré-Tratamento		Pós-Tratamento	
	Média	Obs.	Média	Obs.
Salário hora (R\$/hora)	6,3794	359	9,1271	727
Ln Salário hora	1,7295	356	2,1404	698
Idade	29,1810	359	31,9980	727
Tempo emprego (meses)	18,8211	359	22,9669	727
Empregado Formal	0,3499	1026	0,4251	1710
Homem	0,1861	1026	0,2374	1710
Branco	0,2163	1026	0,2672	1710
Possuir ensino Médio	0,1871	1026	0,2701	1710
T. Estabelecimento	0,8596	1026	0,8573	1710

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da RAIS e IFRS (2011-2018).

A partir da Tabela 5, é possível visualizar 255 correspondências na RAIS para a análise das variáveis salário-hora e tempo no emprego para o grupo de trabalhadores tratados, no período pré-tratamento e 503 no período pós-tratamento. Para os controles, para as mesmas variáveis, foram encontradas 359 observações para o período pré-tratamento e 727 no período pós-tratamento. Já para a variável *Ln* salário/hora, algumas observações foram excluídas do banco, em ambos os grupos, devido ao baixo valor do salário-hora. No que tange à variável empregabilidade, como a mesma é relacionada ao fato de os trabalhadores estarem empregados formalmente ou não, o número total de trabalhadores abrangeu os 603 trabalhadores constantes no cadastro do IFRS, Campus Rio Grande. Vale ressaltar também que foram encontrados na RAIS, em média, por ano, no período pré-tratamento, 84 trabalhadores do grupo tratado e 119 trabalhadores do grupo controle. Já no período pós-tratamento, foram encontrados, em média, ao ano, 100 trabalhadores do grupo tratado e 139 do grupo controle, todos inseridos de modo formal, o que

²Para uma análise sobre as distribuições das variáveis de interesse, por grupo, antes e depois do tratamento, conferir a Figura A.1 e A.2 do Apêndice.

acaba impossibilitando a análise para os demais trabalhadores que se encontravam em trabalhos sem contrato formal de trabalho.

Quanto ao perfil dos alunos, constata-se uma similaridade entre os participantes nos dois períodos analisados. Ao analisarmos o grupo dos tratados anterior à qualificação, tem-se um salário-hora médio mensal de R\$ 7,09, uma idade média aproximada de 32 anos, com média de 30 meses no emprego, 35,86% inseridos de modo formal, 23,34% eram homens, 24,47% brancos, 20,53% com ensino médio completo e, dos inseridos formalmente, 84,38% trabalhando em empresas com mais de 50 funcionários. Já o grupo de controle anteriormente ao tratamento tem como média de salário-hora R\$ 6,37, aproximadamente 29 anos de idade, em média cerca de 19 meses no emprego, cerca de 35% inseridos de modo formal, 18% homens, 21,63% brancos, 18,71% com ensino médio completo e, dos inseridos formalmente, 85,96% em empresas com mais de 50 funcionários.

Em se tratando dos grupos pós-treinamento, tem-se o grupo dos tratados com média de salário-hora mensal de R\$ 9,89, idade média aproximada de 33 anos, com média de 31 meses no emprego, 42,86% inseridos de modo formal, 24,55% eram homens, 27,00% brancos, 26,66% com ensino médio completo e, dos inseridos formalmente, 80,75% trabalhando em empresas com mais de 50 funcionários. Já o grupo de controle, posterior ao tratamento, tem como média de salário-hora R\$ 9,12, aproximadamente 32 anos de idade, em média cerca de 22 meses no emprego, cerca de 42,51% inseridos de modo formal, 23,74% homens, 26,72% brancos, 27,01% com ensino médio completo e, dos inseridos formalmente, 85,73% em empresas com mais de 50 funcionários.

Posto isso, para analisar os impactos da qualificação proporcionada pelos cursos do Pronatec sobre o grupo de variáveis de interesse, será utilizado o método de Diferenças em Diferenças (DID). Essa metodologia vem sendo difundida desde a sua utilização no trabalho de Ashenfelter & Card (1985), que avaliaram o impacto de programas de treinamento e formação de pessoal sobre os rendimentos dos trabalhadores desempregados e de baixa renda, após o período de treinamento. A seguir, detalham-se o método e também as especificações utilizadas no estudo.

3.2 Estratégia Empírica

A utilização do método Diferenças em Diferenças baseia-se na análise de dois grupos, o grupo tratado e grupo controle. Neste estudo, o grupo tratado é composto pelos concluintes dos cursos de qualificação profissional do IFRS Campus Rio Grande, enquanto o grupo de controle é composto por indivíduos que iniciaram o curso, mas não concluíram. O método permite que o efeito de interesse seja isolado por meio de técnicas de comparação entre eles e, para identificar o efeito do tratamento, basta comparar a diferença média entre os grupos tratados e controles.

O estimador de DID consiste no cálculo de duas subtrações, sendo que a primeira faz referência à diferença das médias da variável de resultado entre períodos anterior e posterior à realização da qualificação, tanto para o grupo tratado quanto para o grupo controle. Já a segunda subtração se refere à diferença da primeira diferença calculada para ambos os grupos.

Segundo Fogel (2012), a ideia é a de que, se as trajetórias da variável de interesse para os dois grupos são semelhantes durante o período anterior à introdução do programa, é razoável supor que também seguiriam paralela-

mente entre os dois grupos na ausência de tratamento. Assim, qualquer desvio nas trajetórias no período posterior à intervenção se atribui ao efeito da política sobre o grupo tratado.

De acordo com Angrist & Pischke (2008), um dos fatores mais preponderantes da metodologia DID é a capacidade de lidar com o viés de seleção por meio do controle das influências das variáveis de resultado que está associado a certas características não observáveis que são constantes no tempo. O estimador DID resolve esse problema, pois ao ser adicionado um grupo de controle que está exposto aos mesmos choques da variável de interesse, a dupla subtração citada acima isola os efeitos externos, considerando apenas o efeito do tratamento.

Dessa forma, seja “i” o indivíduo e “t” o período em análise, considere o seguinte modelo:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_{it} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 (G_{it} \cdot P_{it}) + X'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que Y_{it} é a variável de interesse que representa a probabilidade média de inserção formal/salário médio de reinserção, β_0 é a constante do modelo que representa a probabilidade média de inserção formal/salário médio de reinserção do grupo de controle antes do tratamento, G_{it} é uma variável binária indicadora de tratamento com valor igual a 1 se o indivíduo pertencer ao grupo tratado (concluinte do curso profissionalizante) e o valor igual a 0 se o indivíduo pertencer ao grupo controle (não concluinte do curso), P_{it} é uma variável indicadora de período pós e pré-tratamento, com valor igual a 1 quando “t” é o ano subsequente ao de realização do curso e valor 0 quando “t” é correspondente ao ano anterior a realização do curso, $X'_{it} \gamma$ é um grupo de variáveis de controle que contém variáveis de idade, faixa de escolaridade, gênero, forma de ingresso no curso e os tipos de cursos, e ε_{it} é o termo de erro.

A interação entre as duas variáveis *dummies* G_i e P_t representa o efeito da política sobre o grupo tratado, que é capturado pelo parâmetro β_3 . É importante notar que as variáveis G_i e P_t aparecem no modelo (1) tanto isoladas quanto interagindo entre si. Sem a interação entre elas, as variáveis captariam apenas as diferenças das médias de Y_{it} em relação ao grupo controle e tratado e entre o período posterior e anterior à nova política. Com a interação entre essas variáveis, é possível avaliar o impacto sobre o grupo tratado no período após a política ser implantada.

$$E[Y_{it}|G_i = 1, P_t = 1, X'_{it}] = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + X'_{it} \gamma \quad (2)$$

$$E[Y_{it}|G_i = 1, P_t = 0, X'_{it}] = \beta_0 + \beta_1 + X'_{it} \gamma \quad (3)$$

$$E[Y_{it}|G_i = 0, P_t = 1, X'_{it}] = \beta_0 + \beta_2 + X'_{it} \gamma \quad (4)$$

$$E[Y_{it}|G_i = 0, P_t = 0, X'_{it}] = \beta_0 + X'_{it} \gamma \quad (5)$$

O estimador DID é dado por:

$$E[Y_{it}|G_i = 1, P_t = 1, X'_{it}] - E[Y_{it}|G_i = 0, P_t = 1, X'_{it}] - \{E[Y_{it}|G_i = 1, P_t = 0, X'_{it}] - E[Y_{it}|G_i = 0, P_t = 0, X'_{it}]\} \quad (6)$$

$$= (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + X'_{it}\gamma) - (\beta_0 + \beta_2 + X'_{it}\gamma) - [(\beta_0 + \beta_1 + X'_{it}\gamma) - (\beta_0 + X'_{it}\gamma)] \quad (7)$$

$$= \beta_3 \quad (8)$$

Assim, segundo Angrist & Pischke (2008), β_3 é o efeito causal de interesse sobre a variável explicativa que acompanha a interação com as duas variáveis binárias. Como já mencionado, uma das hipóteses principais desse método é a de que na ausência da realização dos cursos de qualificação, o salário médio dos integrantes dos grupos tratados e controles evolui de forma semelhante, ou seja, ambos os grupos têm tendências paralelas. Assim, quanto maior o valor do coeficiente β_3 , maior o impacto do choque exógeno da política sobre as variáveis em análise no modelo. Do contrário, quanto menor o coeficiente β_3 , menor o impacto da política.

A fim de promover uma análise de robustez ao efeito médio do tratamento sobre os tratados, estimou-se β_3 de quatro formas funcionais distintas, sendo elas: (i) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixe de indivíduo e de tendência temporal; (ii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixe de indivíduos, tendência temporal e covariadas; (iii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixe de indivíduos, tendência temporal, covariadas e efeitos heterogêneos de exposição após ao tratamento; e (iv) estimadores desenvolvidos a partir de pareamento amostral em variáveis observáveis no período pré-tratamento.

Primeiramente, estimou-se a seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha + \beta G_i \cdot P_t + \theta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

em que o subscrito it denota o trabalhador i no período t . Y_{it} representa as variáveis dependentes de interesse, probabilidade de reinserção formal, salário-hora de reinserção, logaritmo natural do salário-hora de reinserção e tempo no emprego. Já P_t é uma variável binária de tempo, que assume $P=1$ para períodos de t após a realização dos cursos de qualificação e $P=0$ para t períodos anteriores, enquanto G_i representa os grupos de comparação, em que $G=1$ para o grupo de trabalhadores i beneficiários pelo programa e $G=0$ para os trabalhadores i não beneficiários, ou seja, o grupo de controle. θ_i indica o efeito fixo de indivíduo, que serve para controlar algo individual de cada trabalhador e que é invariante no tempo, como dedicação, força de vontade em apreender, dentre outras, que são características individuais e não observáveis, que se não controladas podem estar nos resíduos, gerando viés nos estimadores. Além disso, utilizou-se o controle de tendência temporal, representada por v_t , com a finalidade de controlar eventos ao longo do tempo que pudessem causar maior ou menor facilidade de inserção dos grupos no mercado de trabalho. Por fim, β é o parâmetro de interesse, o qual indica o efeito causal do programa sobre os tratados e ε_{it} o componente residual.

A segunda especificação utilizada na análise pode ser vista abaixo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta G_i \cdot P_t + X'_{it} \gamma + \theta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Na equação (10), temos a especificação que compreende as estimativas de todos os parâmetros destacados na equação (9) mais a inserção de um vetor $X'_{it} \gamma$ de variáveis observáveis de indivíduos, representadas por: (i) raça; (ii) escolaridade; (iii) idade; (iv) gênero; e (v) tamanho do estabelecimento. Esse vetor acaba por depurar o componente residual ao retirar efeitos de características individuais observáveis que podem influenciar na variável de resultado e que estariam no resíduo.

A terceira especificação utilizada na análise leva em consideração as estimativas de todos os parâmetros destacados na equação (10) com o acréscimo de *dummies* que capturam o efeito do tratamento em diferentes momentos após o tratamento. Ou seja, com controle diferenciado de anos após o tratamento sobre o grupo de trabalhadores tratados, ela é definida da seguinte maneira:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{a=1}^{A=5} \beta_a \cdot G_i \cdot P_a + X'_{it} \gamma + \theta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

em que Y_{it} denota as variáveis dependentes de interesse (empregabilidade, salário-hora, logaritmo natural do salário hora e tempo no emprego) para o trabalhador i , no ano t ; G_i denota uma variável *dummy* que assume valor igual a 1 para os indivíduos treinados i ; P_a assume valor igual a 1 para cada ano a após o treinamento (2013 e 2014); β_a captura o efeito heterogêneo do treinamento para cada ano $a=1$ até $a=5$; X_{it} é um vetor de covariadas de indivíduos i no ano t ; θ_i é um efeito fixo de indivíduo, que captura as características não observadas e fixas ao longo do tempo de cada indivíduo i ; v_t busca captar diferentes tendências ao longo do tempo t ; ε_{it} é um termo de erro aleatório.

Por fim, utilizou-se o estimador que combina o método *Propensity Score Matching - PSM* com o método Diferenças em Diferenças. Esse estimador permite a flexibilização da hipótese do *PSM* de que a seleção dos grupos deve ocorrer apenas via fatores observáveis e, assim, a seleção dos grupos de comparação pode ocorrer via características não observáveis, porém que estas últimas sejam constantes no tempo. Além disso, os pesos são inversamente proporcionais à diferença entre o escore de propensão dos indivíduos tratados e não tratados (Cerulli 2015).

O parâmetro estimado ao combinar ambas as metodologias pode ser visualizado como:

$$\widehat{\beta}_{DID-PSM} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in t} [(Y_{i,t=1}^{Trat} - Y_{i,t=0}^{Trat}) - \sum_{j \in C(i)} h(i,j) \cdot (Y_{j,t=1}^{Cont} - Y_{j,t=0}^{Cont})] \quad (12)$$

sendo que a variável t determina o período em que a unidade de observação i se encontra em cada momento do tempo, antes e depois do tratamento. As variáveis *Trat* e *Cont* representam se o indivíduo faz parte do grupo de tratamento ou de controle, respectivamente, o termo $h(i,j)$ representa os pesos

derivados da aplicação do escore de propensão e $C(i)$ é a vizinhança do grupo de controle considerada ao realizar o pareamento. Na próxima seção, são apresentados os resultados encontrados para todas as especificações destacadas.

4 Resultados

Na Tabela 6, são apresentados os resultados para a análise do efeito do Programa sobre o salário-hora, considerando as quatro especificações realizadas: (i) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduo e de tendência temporal; (ii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal e covariadas; (iii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal, covariadas e efeitos heterogêneos de exposição após ao tratamento; e (iv) estimadores desenvolvidos a partir de pareamento amostral em variáveis observáveis no período pré-tratamento.

A partir da análise da Tabela 6, não foi possível evidenciar, em nenhuma das especificações, efeito, estatisticamente significativo, da participação nos cursos de qualificação sobre a variável dependente, salário-hora, para os grupos de trabalhadores que participaram das qualificações promovidas via Pronatec, no Campus Rio Grande do IFRS. No entanto, algumas variáveis de controle se mostraram dentro do sinal de esperado, como idade, indicando uma relação inversamente proporcional às varrições no salário-hora e tamanho do estabelecimento, relacionado diretamente proporcional às variações no salário-hora. A fim de explorar ainda mais a análise para a variável salário-hora, também foi analisada a variável em logaritmo natural (Ln), conforme destacado a seguir, na Tabela 7.

Como ressaltado, na Tabela 7, os valores dos parâmetros de interesse não sofreram alterações estatisticamente significativas, reforçando o fato de que não houve efeito da participação nos cursos de qualificação sobre a variável dependente, Ln salário-hora, para os grupos de trabalhadores que participaram das qualificações promovidas via Pronatec, no Campus Rio Grande do IFRS. Porém, foi possível observar a relação do logaritmo do salário-hora com uma das variáveis de controle que se mostrou estatisticamente significativa, a associada ao tamanho do estabelecimento, relacionando-se de maneira diretamente proporcional às variações no salário-hora. Esse resultado corrobora o fato de que empresas maiores tendem a promover maiores salários, algo evidenciado pela literatura e com distintas interpretações. Seguindo na linha dos incentivos, é possível relacionar esse resultado como sendo decorrente do fato de que empresas de maior porte possuem maiores custos de monitoramento, o que compensaria promover ganhos salariais mais elevados para reduzir o comportamento considerado não ideal ou shirking por parte dos seus trabalhadores. Além dessa explicação, é possível destacar, também, a narrativa apresentada por Abraham & Farber (1987), no qual ressaltam o fato de que empresas maiores possuem melhores condições institucionais, que geram maior estabilidade no quadro de funcionários, promovendo um ambiente de maior ascensão profissional, gerando assim ganhos de produtividade, que permitem remunerar melhor os seus funcionários³. A seguir, na Tabela 8, discutem-se

³Além dessas duas, existem outras como as destacadas por Brown et al. (1990), que ressaltam o fato de que empresas maiores teriam lucros de monopólio e seriam alvo de sindicatos. A fim de reduzir os custos de judicialização, as empresas teriam incentivos em remunerar melhor seus

Tabela 6: Resultados sobre salário-hora

Variáveis	(i) Salário-hora	(ii) Salário-hora	(iii) Salário-hora	(iv) Salário-hora
Efeito médio	0,254 (0,695)	0,272 (0,697)		1,594 (1,132)
Efeito heterogêneo				
1 ano tratado			-0,455 (0,439)	
2 anos tratado			-0,211 (0,397)	
3 anos tratado			-1,419 (0,866)	
4 anos tratado			0,257 (0,886)	
5 anos tratado			1,334 (1,602)	
Homem		-1,052 (1,210)	-1,217 (1,223)	
Branco		0,104 (0,375)	0,0482 (0,365)	
Ensino médio		0,00290 (0,290)	-0,0285 (0,295)	
Tamanho estabelecimento		0,769** (0,313)	0,775** (0,313)	
Idade		-0,0945*** (0,0228)	-0,0887*** (0,0228)	
Constante	5,157*** (0,339)	7,959*** (1,171)	7,933*** (1,194)	5,623*** (0,524)
Observações	1.844	1.844	1.844	681
R2	0,188	0,193	0,199	0,166
Número de cpf	488	488	488	136
EF indivíduo	sim	sim	sim	sim
EF ano	sim	sim	sim	sim
Pareamento"	não	não	não	sim

Notas: Pareamento realizado pelo método do *Propensity Score Matching* – Vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) no ano de 2012. Variáveis utilizadas para o pareamento: homem, branco, ensino médio, tamanho do estabelecimento e idade; erros-padrão robustos entre parênteses; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. A distribuição dos escores de propensão podem ser visualizados na Figura A.3 do Apêndice.

Tabela 7: Resultados sobre Ln do Salário-hora

Variáveis	(i) Ln Salário	(ii) Ln Salário	(iii) Ln Salário	(iv) Ln Salário
Efeito médio	-0,0605 (0,0438)	-0,0573 (0,0431)		-0,0179 (0,066)
Efeito heterogêneo				
1 ano tratado			-0,0124 (0,0340)	
2 anos tratado			-0,0155 (0,0328)	
3 anos tratado			-0,0380 (0,0463)	
4 anos tratado			-0,00110 (0,0481)	
5 anos tratado			-0,0159 (0,0681)	
Homem		-0,0332 (0,116)	-0,0386 (0,117)	
Branco		0,0365 (0,0297)	0,0346 (0,0299)	
Ensino médio		0,0305 (0,0290)	0,0293 (0,0292)	
Tamanho estabelecimento		0,0710** (0,0296)	0,0712** (0,0297)	
Idade		-0,00326 (0,00586)	-0,00308 (0,00595)	
Constante	1,587*** (0,0278)	1,619*** (0,181)	1,618*** (0,183)	1,624*** (0,040)
Observações	1.803	1.803	1.803	662
R2	0,406	0,412	0,413	0,445
Número de cpfs	488	488	488	136
EF indivíduo	sim	Sim	sim	sim
EF ano	sim	Sim	sim	sim
Pareamento"	não	Não	não	sim

Notas: Pareamento realizado pelo método do *Propensity Score Matching* – Vizinheiro mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) no ano de 2012. Variáveis utilizadas para o pareamento: homem, branco, ensino médio, tamanho do estabelecimento e idade; erros-padrão robustos entre parênteses; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. A distribuição dos escores de propensão podem ser visualizados na Figura A.3 do Apêndice.

os resultados para tempo no emprego.

Tabela 8: Resultados sobre Tempo no Emprego

Variáveis	(i) Tempo Emprego	(ii) Tempo Emprego	(iii) Tempo Emprego	(iv) Tempo Emprego
Efeito médio	-4,714 (4,025)	-4,709 (4,005)		-3,859 (6,320)
Efeito heterogêneo				
1 ano tratado			-0,222 (2,619)	
2 anos tratado			-1,874 (1,195)	
3 anos tratado			2,553 (1,931)	
4 anos tratado			-3,124 (3,246)	
5 anos tratado			-2,611 (5,298)	
Homem		7,127 (4,780)	7,152 (4,827)	
Branco		4,625*** (1,384)	4,606*** (1,371)	
Ensino médio		-2,184 (1,781)	-2,192 (1,759)	
Tamanho estabelecimento		2,180 (1,570)	2,186 (1,574)	
Idade		0,989* (0,589)	0,989* (0,593)	
Constante	23,05*** (2,073)	-12,36 (17,49)	-12,38 (17,62)	
Observações	1.844	1.844	1.844	681
R2	0,080	0,092	0,094	0,056
Número de cpf	488	488	488	136
EF indivíduos	Sim	sim	sim	Sim
EF ano	Sim	sim	sim	Sim
Pareamento"	Não	Não	Não	Sim

Notas: Pareamento realizado pelo método do *Propensity Score Matching* – Vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) no ano de 2012. Variáveis utilizadas para o pareamento: homem, branco, ensino médio, tamanho do estabelecimento e idade; erros-padrão robustos entre parênteses; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. A distribuição dos escores de propensão podem ser visualizados na Figura A.3 do Apêndice.

Com base na Tabela 8, é possível verificar que os valores dos parâmetros de interesse não sofreram alterações estatisticamente significativas, reforçando o fato de que não houve o efeito da participação nos cursos de qualificação sobre a variável de interesse, tempo de permanência no emprego, para os grupos de trabalhadores que participaram das qualificações promovidas via Pronatec, no Campus Rio Grande do IFRS. No entanto, duas variáveis de controle se mostraram diretamente relacionadas ao tempo no emprego, sendo elas Raça e Idade. No quesito Raça, o fato de o trabalhador ser branco em relação aos funcionários.

demais aumenta em média quatro meses e meio no emprego atual, e cada ano a mais de idade aumenta em média praticamente um mês a mais no emprego atual.

Tabela 9: Resultado sobre Empregabilidade

Variáveis	(i) Empregado	(ii) Empregado
Efeito médio	0,0110 (0,0318)	
Efeito heterôgeno		
1 ano tratado		0,0120 (0,0395)
2 anos tratado		0,0193 (0,0371)
3 anos tratado		0,0120 (0,0381)
4 anos tratado		-0,0821* (0,0420)
5 anos tratado		0,0623 (0,0479)
Constante	0,307*** (0,0167)	0,307*** (0,0167)
Observações	4.632	4.632
R2	0,014	0,015
Número de cpf	579	579
EF indivíduo	sim	Sim
EF ano	sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: *Robust standard errors in parentheses* *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Para o caso da empregabilidade, Tabela 9, foram estimadas duas especificações lineares, uma com efeito médio do tratamento sobre os tratados considerando todo o período pós-tratamento de 2014 a 2018, e a outra com efeitos heterogêneos de tempo após o treinamento. Em ambas as especificações, não foi possível encontrar resultados estatisticamente significativos, o que nos permite concluir que os cursos realizados não serviram para aumentar as chances de inserção profissional de modo formal entre os seus beneficiários. Os resultados encontrados corroboram com os obtidos por Barbosa Filho et al. (2016), os quais também evidenciam que o Pronatec Bolsa-Formação na modalidade FIC não foi efetivo no sentido de aumentar o salário de reinserção, nem empregabilidade de seus egressos no mercado de trabalho formal. No entanto, os autores destacam que o programa pode servir como sinalizador do perfil do trabalhador ao mercado de trabalho, dada a disposição revelada, em querer participar de um curso profissionalizante. Além disso, vale destacar que no período pós-treinamento, 2014, o mercado de trabalho brasileiro iniciou um processo de retratação, em especial o do segmento naval, que a partir de denúncias de corrupção passou a ter uma queda em suas atividades, sendo os estaleiros instalados no sul do RS diretamente impactados, com projetos de confecções de plataformas suspensos e transferidos para países asiáticos, com destaque para China.

Por outro lado, Casson (2015) mostra que o programa teve um efeito sig-

nificativo na renda daqueles que concluíram um curso técnico em relação aos que não concluíram. Tal resultado favorável do programa também é encontrado no Relatório Técnico elaborado pelo Ministério do Desenvolvimento Social - MDS (2018), o qual indica um impacto positivo do Pronatec no aumento da empregabilidade formal de seus participantes, principalmente entre os que também são beneficiários do Programa Bolsa-Família e residentes no Nordeste do país.

Um aspecto relevante destacado por Silva (2015), que pode explicar a ausência de efeitos encontrados no presente trabalho, está relacionado ao fato de os cursos do Pronatec serem de curta duração, não apresentando tempo hábil para a qualificação, de fato, da mão de obra. Nesse sentido, Barbosa Filho et al. (2016) acrescentam que os cursos FIC funcionaram mais para atrair trabalhadores com disposição para encontrar novos empregos do que como um programa com capacidade de ampliar a produtividade dos trabalhadores. No entanto, se os trabalhadores não se tornam mais qualificados, seguindo a lógica de Wambugu (2003), não aumentam sua produtividade e consequentemente o seu nível salarial. Conforme Barros et al. (2001), a falta de qualificação individual contribui também para a desqualificação geral do mercado de trabalho, gerando impactos adversos sobre o nível de desenvolvimento do país, o que reforça a necessidade da manutenção desse tipo de programa, porém, talvez, com cursos de maior duração, maior diversidade e alinhamento com o mercado de trabalho local ou mesmo regional, para que assim os trabalhadores treinados possam exercer sua capacitação em postos de trabalhos que exijam o perfil de profissionais capacitados pelos cursos. Além disso, ressalta-se a importância de se manter um acompanhamento desses profissionais, sendo dessa forma possível a realização de avaliações periódicas da eficácia do programa sobre a vida profissional desses trabalhadores, para que se consiga uma melhor gestão dos mesmos em escalas menos agregadas, como regionais e municipais.

5 Considerações Finais

O presente estudo teve por objetivo avaliar o efeito da qualificação profissional sobre a performance profissional dos trabalhadores que concluíram os cursos vinculados ao Pronatec, disponibilizados pelo IFRS no Campus Rio Grande-RS. Em especial, foram analisados os efeitos sobre salário de reinserção, tempo de emprego e empregabilidade, levando em consideração o período de 2011 e 2018. Para tanto, foi realizado um estudo de caso com trabalhadores matriculados em cursos do Pronatec no IFRS, Campus Rio Grande, dividindo-os em dois grupos: (i) grupo de tratamento composto pelos alunos concluintes e o (ii) grupo de controle formado pelos alunos matriculados, porém desistentes.

Para tanto, foi utilizado o Método de Diferenças em Diferenças com quatro especificações distintas: (i) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduo e de tendência temporal; (ii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal e covariadas; (iii) estimadores para dados em painel com controle de efeito-fixo de indivíduos, tendência temporal, covariadas e efeitos heterogêneos de exposição após ao tratamento; e (iv) estimadores desenvolvidos a partir de pareamento amostral em variáveis observáveis no período pré-tratamento. A par-

tir dos resultados não foi possível encontrar evidências da relação causal do efeito do treinamento sobre os ganhos salariais, tempo no emprego e empregabilidade dos trabalhadores que concluíram os cursos em relação aos demais. Porém, os resultados vão ao encontro de outros trabalhos da revisão empírica estudada, o qual apontam problemas de estrutura no Pronatec, gerando limitações já verificadas em programas antecessores, como o Planfor, por exemplo, o que põe em xeque a forma de condução desse tipo de programa de qualificação no país.

Vale ressaltar algumas importantes limitações do trabalho. Primeiramente, focou-se na avaliação do mercado de trabalho formal. Muitas pessoas não registradas na RAIS estão ocupadas no mercado informal, trabalham como pessoa jurídica, são empregadas domésticas ou são autônomas, o que impossibilita a análise devido à falta de informações individuais sobre o mercado de trabalho. Em segundo lugar, analisamos os impactos no curto prazo e em um momento de recessão. Mesmo que seja generalizada, para ambos os grupos, ela pode estar influenciando de maneira mais forte o mercado de trabalho foco dos cursos de qualificação, como no caso o segmento naval. Por fim, a existência de poucas observações impossibilitou a avaliação mais detalhada por curso, porém acredita-se que essas limitações não impactaram significativamente nos resultados destacados.

Agradecimentos

Esta pesquisa contou com o Auxílio Financeiro a Projeto Educacional ou de Pesquisa (Auxpe) 3217 do Pró-Integração (edital 55/2013) da Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior (Capes) e do Programa Primeiros Projetos (ARD/PPP 2014) da Fundação de Amparo à Pesquisa do Rio Grande do Sul (FAPERGS) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Além disso, os autores agradecem a Coordenação-Geral de Cadastros, Identificação Profissional e Estudos – CGCIPE pela disponibilização dos dados da RAIS.

Referências Bibliográficas

Abraham, K. & Farber, H. (1987). Job duration, seniority, and earnings. *The American Economic Review*, Nashville, v. 77, p. 278.

Angrist, J. D. & Pischke, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: an Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.

Ashenfelter, O. & Card, D. (1985). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v.67, p. 648-660.

Barbosa Filho, F. H., Porto, R. & Liberato, D. (2016). Pronatec Bolsa-Formação: Uma Avaliação Inicial sobre Reinserção no Mercado de Trabalho Formal. In: *XLIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*. Florianópolis: ANPEC.

Barros, R. P., Cossio, M. B. & Teles, J. L. (2001). A eficácia das políticas de trabalho e renda no combate à pobreza. In: Velloso, J. P. R. (org.) *Soluções para a Questão do Emprego - Fórum Nacional*. São Paulo: José Olympio.

- Betcherman, G., Olivas, K. & Dar, A. (2004). *Impacts of Active Labor Market Programs: New Evidence from Evaluations with Particular Attention to Developing and Transition Countries*. Washington, DC: World Bank. (Social Protection Discussion Paper Series n. 0402).
- Brasil (2011). Lei n. 12.513, de 26 de outubro de 2011. Institui o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec); e dá outras providências. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, Brasília. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/12513.htm. Acesso em 24 abr. 2017.
- Brown, C., Hamilton, J. T. & Medoff, J. (1990). *Employers Large and Small*. Cambridge: Harvard University Press.
- Camargo, J. M. (2004). Política Social No Brasil: prioridades erradas, incentivos perversos. *São Paulo em Perspectiva*, São Paulo, v. 18, p. 68-77.
- Cassiolato, M. M. & Garcia, R. C. (2014). *Pronatec: múltiplos arranjos e ações para ampliar o acesso à educação profissional*. Brasília: IPEA. (Texto de Discussão do IPEA n. 1919).
- Casson, R. J. (2015). *Análise Custo/Benefício do Programa Pronatec do Governo Federal*. 2015. Dissertação (Mestrado em Economia) – Insper, São Paulo.
- Cerulli, G. (2015). Econometrics evaluation of socio-economics programs. In: Baltagi, B. H.; Hong, Y.; Koop, G.; Krämer, W.; Mátyás L. (orgs.) *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*. Berlin: Springer. v. 49.
- Corseuil, C. H., Foguel, M. & Tomelin, L. F. (2018). *Uma avaliação de impacto de um programa de qualificação profissional na empresa sobre a inserção dos jovens no mercado de trabalho formal*. Brasília: IPEA. (Texto de Discussão do IPEA n. 2347).
- Cunha, R. & Rückert, A. (2017). Polo Naval Offshore de Rio Grande: estratégias políticas e a formação de um complexo da produção naval. *Geosul*, Florianópolis, v. 10, p. 239-260.
- Domingues, M., Carvalho, D. & Menezes, G. (2008). Polo Naval do Rio Grande: Primeiros insights sobre a formação de um cluster portuário marítimo. In: *IV Seminário Internacional sobre Desenvolvimento Regional*. Rio de Janeiro: UNISC.
- Fernandes, R., Menezes-Filho, N. A. & Zylberstajn, H. (2000). *Avaliando o PLANFOR: O programa do Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo*. São Paulo: IPE/USP. (Texto para Discussão IPE/USP).
- Firpo, S., Fogel, M. & Jales, H. (2014). Evaluating the impact of stratified randomized experiments with an application to a Brazilian public training program. In: *World Congress of the Econometric Society*. Montreal: Econometric Society.
- Fogel, M. (2012). *Avaliação econômica de projetos sociais*. São Paulo: Fundação Itaú Social.

Friedlander, D., Greenberg, D. H. & Robins, P. (1997). Evaluating government training programs for the economically disadvantaged. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 35, p. 1809-1855.

Greenberg, D. H. (2003). A meta-analysis of government-sponsored training programs. *Industrial and Labor Relations Review*, Ithaca, v. 57, p. 31-53.

Heckman, J., Lalonde, R. & Smith, J. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, v. 3, p. 1865-2097.

Ibarrarán, P. & Shady, D. R. (2009). Evaluating the impact of job training programmes in Latin America: evidence from IDB funded operations. *Journal of Development Effectiveness*, Delhi, v. 1, p. 195-216.

Kluve, J. (2006). *The Effectiveness of European Active Labour Market Policy*. Bonn: IZA. (Discussion Paper Series n. 2018).

Lechner, M. & Melly, B. (2007). *Earnings Effects of Training Programs*. Bonn: IZA. (Discussion Paper n. 2926).

Lima, A. F. R., Ribeiro, F. G. & Teixeira, G. S. (2020). Job qualification programs for young apprentices: an analysis in the Brazilian Midwest. *Education + Training*, Bingley, v. 62, p. 677-692.

Lima, S. B., Teixeira, G. S., Abdallah, P. R. & Halmenschlager, V. (2018). Efeito da política de mobilização do setor naval no Rio Grande do Sul: uma análise sobre a arrecadação municipal. *RACE*, New York, v. 17, p. 449-474.

Lopo, R. M. (2015). Do macro-discurso de pujança ao choque cultura: alguns dos impactos do Polo Naval na cidade de Rio Grande. In: Machado, C. R. S.; Santos, C. F. ; Mascarello, M. A. (orgs.) *Conflitos Ambientais e Urbanos: casos do extremo sul do Brasil*. Porto Alegre: Evangraf.

Martin, J. & Grubb, D. (2001). What works and for whom: a review of OECD countries' experiences with active labour market policies. *Swedish Economic Policy Review*, Lund, v. 8, p. 9-56.

Ministério da Educação - MEC (2020). *Governo Federal*. Disponível em: <https://www.gov.br/mec/pt-br>.

Oliveira, G. R., Oliveira, F. R., Terra, R. & Zoghbi, A. C. (2019). Efeitos do programa de qualificação profissional Bolsa Futuro na empregabilidade e salário dos trabalhadores. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 49, p. 69-98.

Silva, D. M. (2015). *Desvelando o Pronatec: Uma Avaliação Política do Programa*. 2015. Dissertação (Mestrado em Educação) - Centro de Educação, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal.

Silva, P. V. (2016). *O PRONATEC-FIC no Rio Grande do Sul: quem é o seu participante?* 2016. Dissertação (Pós-Graduação em Educação) – Faculdade de Educação, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

Teixeira, G. & Balbinotto Neto, G. (2016). Seguro-desemprego brasileiro e salário de reinserção: análise empírica com regressão com descontinuidade e propensity score matching. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 26, p. 943-980.

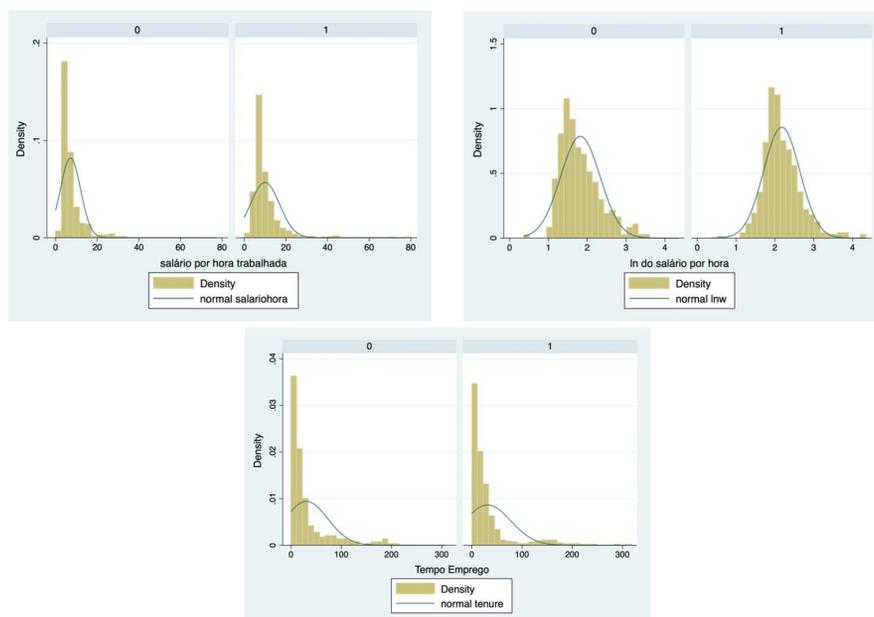
Teixeira, G. S., Balbinotto Neto, G. & Leivas, P. H. S. (2020). Evidence on rule manipulation and moral hazard in the Brazilian unemployment insurance program. *International Journal of Social Science Studies*, Beaverton, v. 8, p. 67-78.

Teixeira, G. S., Ribeiro, F. G., Abdallah, P. R. & Gonçalves, R. R. (2016). Indústria da construção naval e economia regional: uma análise via diferenças em diferenças para os municípios inseridos no Corede Sul. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 37, p. 459-488.

Wambugu, A. (2003). *Essays on Earnings and Human Capital in Kenya*. 2003. Thesis (Doctoral Degree in Economics) - School of Business, Economics and Law, Göteborg University, Sweden.

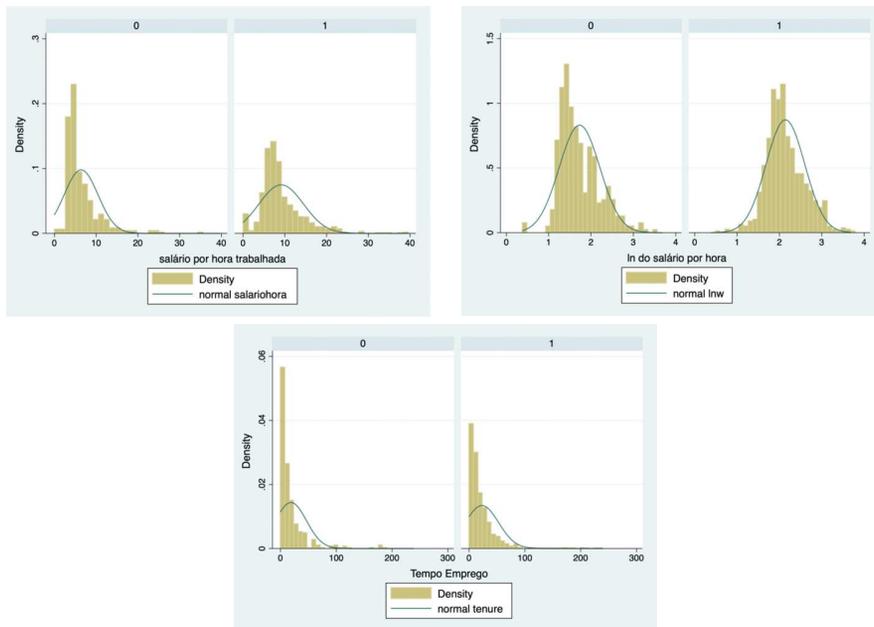
Apêndice A

Figura A.1: Distribuições das Variáveis Impactadas - Tratados



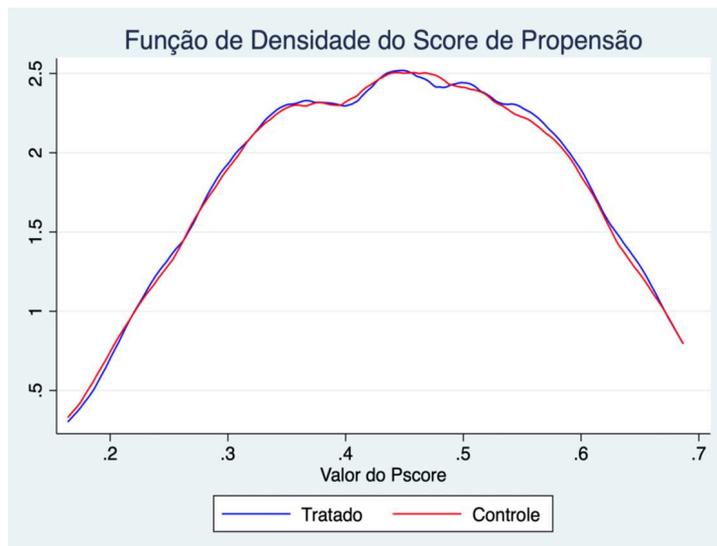
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.2: Distribuições das Variáveis Impactadas - Controles



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.3: Função Distribuição do Score de Propensão da Amostra Pareada



Fonte: Resultados da pesquisa.

O EFEITO DA CONCORRÊNCIA DE IMPORTAÇÕES CHINESAS NA SAÚDE DOS TRABALHADORES BRASILEIROS

ALÍCIA CECHIN*
CARLOS A. CHARRIS†
FERNANDA APARECIDA SILVA‡
LEONARDO CHAVES BORGES CARDOSO§

Resumo

Este estudo buscou verificar qual o efeito do aumento da concorrência de importações chinesas nos acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de 2000 a 2016. Para isso, utilizou-se o método de variável instrumental, bem como um conjunto de efeitos fixos e variáveis de controle para captar o efeito de interesse. Os resultados obtidos demonstram que o aumento da concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de 2000 a 2016. Além disso, setores com menor número de empregados apresentam um maior efeito da concorrência de importações chinesas nos acidentes e doenças no trabalho.

Palavras-chave: acidentes e doenças do trabalho, concorrência de importação chinesa, choque exógeno, variáveis instrumentais.

Códigos JEL: F1, F16, C01, C36.

Abstract

This study sought to verify the effect of increased competition from Chinese imports on accidents and illnesses at work in Brazil from 2000 to 2016. For this purpose, the instrumental variable method was used, as well as a set of fixed effects and control variables to capture the effect of interest. The results showed that the increase in competition from Chinese imports positively affected accidents and illnesses at work in Brazil in the period from 2000 to 2016. In addition, sectors with fewer employees have a greater effect of competition from Chinese imports in accidents and diseases at work.

Keywords: accidents and occupational diseases, chinese import competition, exogenous shock, instrumental variables.

JEL codes: F1, F16, C01, C36.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea172603>

* Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: alicia_cechin@hotmail.com.

† Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: ccharris1988@gmail.com.

‡ Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora do Departamento de Economia Rural da UFV. E-mail: fernandasilvaufv@gmail.com.

§ Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). Professor do Departamento de Economia Rural da UFV. E-mail: leonardocardoso005@gmail.com.

1 Introdução

A ligação entre padrões trabalhistas e política comercial internacional, conforme destacam Brown et al. (1996) não é uma questão nova. Porém, assumiu maior importância devido às preocupações de interesses trabalhistas nos Estados Unidos da América (EUA) e em outros países em que essas questões não foram abordadas na Rodada do Uruguai de Negociações Comerciais Multilaterais. Questões sobre padrões laborais também estiveram a cerca do debate na construção do NAFTA (*North American Free Trade Agreement*). A preocupação girava em torno de que as normas trabalhistas não são cumpridas com maior exigência no México, e com isso, a concorrência que resultaria do NAFTA colocaria as indústrias dos EUA em desvantagem em relação às indústrias mexicanas. A preocupação com o mercado de trabalho, especificamente com normas trabalhistas, é de longa data, especialmente nos países em desenvolvimento. O argumento econômico é de que os países que não garantem e não fazem cumprir os direitos dos trabalhadores em suas empresas podem ter uma vantagem de custo que é indevida, principalmente no que tange ao comércio destinado à exportação (Brown et al. 1996).

No que se refere à concorrência de importações, quando se observa a respectiva literatura, nota-se que essa concorrência impacta a sobrevivência das empresas, como se pode verificar no estudo de Bloom et al. (2016). Impacta também o investimento das firmas em novas tecnologias, como pode ser visto no estudo de Bustos (2011). Ademais, a concorrência das importações influencia o mercado de trabalho, no qual Autor et al. (2013) investigaram o efeito da entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC) sobre o mercado de trabalho, mais especificamente o emprego dos EUA. Os autores encontraram que a concorrência de importação chinesa explica um quarto do declínio no emprego industrial dos EUA. Além disso, destacaram que transferências de pagamentos de benefícios por desemprego, invalidez, aposentadoria e assistência médica também aumentam em mercados de trabalho mais expostos ao comércio.

Em se tratando do mercado de trabalho, McManus & Schaur (2016) trazem que dentre os determinantes do bem-estar dos trabalhadores está a saúde ocupacional¹, que contempla os acidentes e as doenças adquiridas no ambiente laboral. Um aumento na concorrência de importações impacta de maneira positiva os riscos de acidentes/doenças do trabalhador, principalmente pelo aumento da intensidade do trabalho. McManus & Schaur (2016) destacam que os acidentes de trabalho e as doenças ocorrem devido à prioridade em que a empresa insere a segurança no ambiente de trabalho, além de outros objetivos como a produção. Mudanças na saúde do trabalhador, especialmente para empresas menores, podem reduzir significativamente a produtividade dos trabalhadores e das firmas, bem como as vendas.

Neste estudo, buscou-se dar um passo para preencher a lacuna entre as duas literaturas, concorrência de importação e saúde dos trabalhadores, examinando como um choque comercial, em particular, o aumento das importações chinesas, afetou a saúde do trabalhador no Brasil. Para abordar essa relação, considerou-se um choque de oferta decorrente de mudanças exógenas no mercado de importação. No Brasil, verifica-se um significativo aumento

¹ Setor específico dentro da grande área da saúde, porém, que lida unicamente com a saúde voltada para o trabalhador.

nos acidentes e doenças do trabalho no período de 2000 a 2016. Em 2000, o número de acidentes e doenças do trabalho era de 363.868 em todo o país considerando todos os setores. E em 2016, observa-se um número de acidentes e doenças do trabalho de 585.626. Do primeiro ano da análise (2000) para o último (2016), pode-se notar um crescimento de aproximadamente 60,94% nos acidentes e doenças do trabalho, conforme dados da Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social (DATAPREV 2019).

A inserção da economia chinesa como uma força importante na economia global é um dos maiores eventos econômicos dos últimos anos (Costa et al. 2016). No caso brasileiro, tem-se um cenário adequado para um estudo do efeito da China. Primeiramente, a China nos últimos anos tem sido o principal mercado, tanto para as exportações como para as importações brasileiras. A motivação para utilização do choque comercial, medido por meio do aumento das importações de produtos advindos da China pelo Brasil, está na consideração de que o seu aumento afetou a balança comercial do Brasil. Houve um rápido aumento nas importações chinesas, a partir de 2001, ano em que a China entrou para a OMC. De 2000 para 2019, as importações brasileiras advindas da China apresentaram uma taxa média anual de crescimento de 22,80%, conforme dados do MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2019).

Além disso, como trazem Costa et al. (2016), o padrão de comércio entre esses dois países contempla uma pauta de exportação baseada em produtos de menor intensidade tecnológica, sendo eles, produtos do setor agrícola e extração². E uma pauta de importação composta por produtos com maior conteúdo tecnológico, ou seja, produtos manufaturados³ (em que essa mesma tendência segue para outros países em desenvolvimento). Ademais, o Brasil possui um território extenso e diversificado, gerando assim, um conjunto de mercados locais variados em relação às suas vantagens comparativas, ou seja, a exposição a esse choque comercial varia entre regiões especializadas em diferentes setores. Nesse cenário, os setores de manufatura que competem de modo mais direto com as importações chinesas tendem a sofrer um maior efeito. Sendo assim, a diversificação regional e setorial brasileira permite uma melhor identificação dos efeitos heterogêneos do aumento das importações chinesas no país (Costa et al. 2016).

Este estudo contribui para uma literatura crescente que aborda os efeitos mundiais da ascensão chinesa, como é o caso de Autor et al. (2013) e Pierce & Schott (2016), que abordaram o impacto da concorrência de importações da China em variáveis econômicas, como o emprego na indústria dos EUA. O artigo que mais se aproxima da análise pretendida é o de McManus & Schaur (2016), no qual os autores aferem se a concorrência de importações do mercado externo afetou as lesões e as doenças dos trabalhadores nas empresas de manufatura americanas, considerando o crescimento das importações chinesas de 1996 a 2007, em nível de firma, como um choque para a concorrência, neste ensaio, segue-se a abordagem de Autor et al. (2013) que relaciona mudança nos resultados do mercado de trabalho dada a exposição à concorrência de importações chinesas e emprega-se a questão de como os choques

²Podendo destacar a soja, minério de ferro e petróleo (MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços 2019)

³Em que destaca-se plataformas de perfuração ou de exploração; medicamentos; óleos combustíveis; partes e peças para veículos automotores e tratores; óleos brutos de petróleo; eletrônicos, entre outros (MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços 2019).

comerciais, ou seja, o aumento da concorrência de importações, pode afetar os acidentes e doenças do trabalho no Brasil.

Buscou-se responder a seguinte questão: O aumento da concorrência de importações da China teve efeito nos acidentes e doenças do trabalho no Brasil, no período de 2000 a 2016? Nesse sentido, analisou-se a relação entre os acidentes e doenças do trabalho ocorridos no Brasil e o aumento da concorrência de importação da China, no período de 2000 a 2016, considerando a composição setorial de cada estado. Ademais, verificou-se se o aumento da concorrência de importações chinesas afetou de maneira diferente os acidentes e doenças do trabalho em setores com maior e menor número de empregados. Além disso, avaliou-se o efeito do aumento das importações chinesas no Brasil, no período de 2000 a 2016, sobre os acidentes e doenças do trabalho, nos diferentes setores (comercializável e não comercializável).

Diferentemente de McManus & Schaur (2016), o presente estudo analisou se a concorrência de importações de produtos chineses afetou os acidentes e doenças dos trabalhadores brasileiros, para cada Classificação de Atividade Econômica (CNAE), em nível de quatro dígitos⁴. Considerando a diversificação regional brasileira, cada estado pode sentir de modo diferente o aumento das importações chinesas, devido a sua composição setorial. Sendo assim, a análise foi feita em nível de estado, para avaliar diferentes comportamentos. A amostra foi dividida em setores com maior e menor número de empregados, para verificar se os setores com menor número de empregados apresentam um maior efeito da concorrência de importações sobre os acidentes e doenças do trabalho, conforme a literatura sugere. O período de análise de 2000 a 2016 justifica-se pelo fato de o ano de 2000 ser anterior à entrada da China na OMC (que ocorreu em 2001) e também pelo expressivo crescimento do comércio Brasil-China nesse período considerado.

Os resultados obtidos corroboram a literatura existente⁵, demonstrando que o aumento da concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de 2000 a 2016. Além disso, verificou-se que a magnitude do efeito é maior no curto e médio prazo. Ademais, foram considerados diferentes quartis de trabalhadores, com a intenção de verificar se o efeito é maior em setores com menor número de empregados e, observa-se que o efeito é maior onde se encontram os setores que possuem o menor número de trabalhadores. Foram considerados nessa análise também os setores comercializáveis (que competem diretamente com os produtos chineses) e os setores não comercializáveis. Quando se considera os setores comercializáveis, o efeito encontrado é positivo e significativo. No entanto, em relação aos setores não comercializáveis, observa-se que os mesmos não possuem significância estatística, o que já era de se esperar, dado que esses setores não competem diretamente com produtos advindos da China.

O presente estudo está estruturado em mais quatro seções, além da introdução. A segunda seção apresenta o referencial teórico que oferece a base para as análises. A terceira parte explica a metodologia utilizada, enquanto a quarta seção expõe os resultados obtidos e as discussões do estudo. E, por fim, a quinta seção mostra as principais conclusões.

⁴No Apêndice Apêndice A elencam-se os setores considerados na análise.

⁵Ver McManus & Schaur (2016)

2 Referencial Teórico

Hummels et al. (2015) consideraram em seu modelo que horas a mais trabalhadas devido a maiores chances de exportação induzem um aumento no número de lesões (acidentes de trabalho). Os autores encontraram evidências empíricas em nível de empresa na Dinamarca para esse efeito. Diferentemente dos autores mencionados, McManus & Schaur (2016) demonstraram por que empresas que enfrentam o aumento da concorrência de importações (aumento da oferta de produtos) reduzem a segurança dos trabalhadores, para obter maior produtividade e com isso aceitar um aumento nos riscos de acidentes e doenças do trabalho. Este estudo segue o modelo teórico de McManus & Schaur (2016). Embora os autores desenvolvam o modelo para empresas que enfrentam a concorrência de importações, o modelo pode ser utilizado na análise por setores, já que os mesmos são compostos por empresas.

A empresa necessita do esforço do trabalhador para a produção. A empresa emprega T trabalhadores homogêneos e obtém de cada um uma quantia de esforço, denotado por e . Assume-se que a empresa tem retornos constantes no esforço total, que apresenta uma função de produção $q = F(e, T) = \theta eT$, em que θ é um parâmetro de produtividade exógena da empresa. Para os trabalhadores, há um custo para os trabalhadores exercerem os esforços. Sendo assim, a empresa deve direcionar recursos para monitorar sua produção. O esforço do trabalhador em função do salário recebido e da quantidade de monitoramento m é obtido por meio de: $e(m) = w^\alpha m^\beta$, em que $\alpha > 0$ e $\beta < 1$, em que o esforço é crescente e côncavo no salário e no nível de monitoramento.

Os trabalhadores enfrentam o risco de acidentes e/ou doenças ocupacionais a cada período em consequência de seu trabalho. E esses acidentes/doenças têm um custo significativo para as empresas. Na prática, algumas empresas pagam custos diretos por essas lesões como, por exemplo, pagamento de indenização. E as empresas também incorrem em custos indiretos resultante de acidentes do trabalho, como interrupções na produção, danos ao capital, custos em treinamento e contratação de novos empregados, redução da produtividade dentre outros. Simplificando, a partir de agora, utiliza-se o termo acidentes do trabalho para descrever qualquer evento que possui relação com o trabalho e que afeta de maneira negativa a saúde do trabalhador.

Os autores modelam os custos de acidentes do trabalho de forma reduzida, supondo que a empresa vai incorrer em alguns custos futuros dado os acidentes do trabalho hoje. Assume-se que em cada período existe a probabilidade exógena λ de que uma empresa saia do mercado, como em Melitz (2003). O custo total esperado de um acidente do trabalho hoje é dado por:

$$E[C] = \int_{t=0}^{\infty} (1 - \lambda)^t e^{-rt} c(t) dt \quad (1)$$

em que $c(t)$ é o custo incorrido t períodos após um acidente do trabalho; a taxa de juros r é utilizada como taxa de desconto da empresa. Assume-se que os custos de acidente do trabalho são depreciados ao longo do tempo a uma taxa d tal que $c(t) = cd^t$. O custo total sobre a vida útil da empresa que incorreu em um acidente do trabalho hoje é dado por⁶:

⁶Onde é derivado da seguinte maneira: Seja C_t o custo de um acidente do trabalho no tempo para todos os períodos futuros. Por períodos de duração Ω , $C_t = \Omega c + (1 - r\Omega)(1 - \lambda\Omega)C_{t+1}$. Para

$$E[C] = \frac{c}{(\lambda + r)d} \quad (2)$$

A mão de obra fornecida à empresa pode elevar-se por meio do aumento no número de trabalhadores ou um aumento na intensidade do trabalho, conforme elencam Hummels et al. (2015). Exemplos desse último canal incluem trabalhar horas adicionais e/ou trabalhar em um ritmo mais acelerado, por exemplo. Destaca-se que, inúmeras vezes, a empresa opta por aumentar a intensidade do trabalhador que já está há mais tempo na empresa, do que a contratação de um novo, pois tem um custo à contratação e, além disso, existe a incerteza sobre a produtividade/habilidade desse novo funcionário. Pesquisas médicas mostraram que trabalhar longas jornadas está associado a uma ampla gama de resultados negativos para a saúde, incluindo pressão arterial mais alta, nível mais alto de cortisol, depressão, maior probabilidade de doença arterial coronariana, derrames e até morte. Além disso, agachamento prolongado e trabalho com as mãos estão associados à dor corporal generalizada⁷.

Um ponto importante a ser mencionado é que os custos de acidentes do trabalho só ocorrem em períodos futuros se a empresa ainda estiver operando no mercado. Sendo assim, os custos esperados para as empresas que incorrem em acidentes do trabalho reduzem na medida em que essa empresa tem a probabilidade de sair do mercado, fazendo com que a empresa opere com taxas mais elevadas de acidentes do trabalho.

Além de monitorar o esforço, a empresa decide alocar uma quantia s de seus recursos X , como, por exemplo, o tempo do gerente para aprimorar a segurança no local de trabalho e, com isso, diminuir a probabilidade de acidentes do trabalho. Assume-se que a probabilidade de um trabalhador sofrer um acidente do trabalho é dada por: $P(s) = (1 - \frac{s}{X})^\gamma$ para $s \in [0, X]$, em que $\gamma \geq 1$, de modo que o retorno à segurança (menores taxas de acidente de trabalho) não é crescente. Simplificando, assume-se que a empresa possui restrição nos seus recursos, em que $m + s = X$, ou seja, os recursos atribuídos ao monitoramento são os recursos não gastos para aprimorar a segurança (exemplo, o tempo do gerente).

A distribuição probabilística de acidente do trabalho em função do monitoramento do esforço é: $P(m) = (\frac{m}{X})^\gamma$ para $m \in [0, X]$, em que $P_m > 0$ e $P_{mm} > 0$. A relação positiva entre a quantidade de acidentes do trabalho e a produtividade (por meio do esforço extraído) nesse modelo surge de maneira endógena, com base na suposição de que a empresa possui restrição nos seus recursos e decide de que modo vai impulsionar a produção e de que modo vai impulsionar o esforço dado um aumento da concorrência de importações. Normaliza-se $X = 1$, dessa maneira, m pode ser entendido como a parcela de recursos que a empresa direciona para a melhoria da segurança. Assume-se que a probabilidade de um trabalhador sofrer um acidente de trabalho não dependa do número de trabalhadores na empresa. Sendo assim, o custo total esperado de um acidente de trabalho em um período é:

$C_{t+1} = dC_t$, tem-se $C_t = \frac{\Omega c}{1 - (1-r\Omega)(1-\lambda\Omega)d}$. Tomando o limite para $\Omega \rightarrow 0$, tem-se $C_t = \frac{c}{(\lambda+r)d}$ pela regra de L'Hopital.

⁷Ver Kivimäki & Kawachi (2015), O'Reilly & Rosato (2013), Virtanen et al. (2012) e Harkness et al. (2004).

$$CT = m^\gamma \frac{c}{(\lambda + r)d} T \quad (3)$$

A probabilidade de sobrevivência da empresa é considerada exógena, e, com isso, as escolhas feitas hoje irão afetar no futuro apenas na medida em que os acidentes de trabalho hoje possuem custos significativos em períodos futuros. A função de custo de acidentes do trabalho captura essa dinâmica, sendo assim, a empresa enfrenta um problema estático:

$$\max_{m,T} \pi = \theta^\rho (w^\alpha m^\beta T)^\rho - wT - m^\gamma \frac{c}{(\lambda + r)d} T \quad (4)$$

$$s.a \ 0 \leq m \leq 1 \quad (5)$$

Quando os autores trazem essa relação, a de que para manter-se no mercado muitas vezes as empresas necessitam exigir maior produtividade do trabalhador para tornarem-se mais competitivas (dada a entrada de produtos estrangeiros no país com menor preço, principalmente da China que tem importantes efeitos salariais e de emprego) e, com isso, incorrer em maiores riscos de acidentes e/ou doenças de trabalho, é no sentido em que as particularidades do modelo teórico são que a empresa se defronta com um *trade-off* entre melhorar a produtividade (dado um choque comercial de aumento de importações) e proteger os trabalhadores contra acidentes do trabalho.

McManus & Schaur (2016) destacam que os acidentes de trabalho bem como as doenças ocorrem em decorrência da prioridade em que a empresa insere a segurança no ambiente de trabalho, além de outros objetivos como a produção, investimento, aquisição de novas máquinas/equipamentos, atualização tecnológica, dentre outros fatores. E os incentivos relativos de cada um dependem da força da empresa no mercado e, além disso, da sua limitação em relação aos seus recursos disponíveis. Como a análise é concentrada na saúde/acidentes do trabalhador, simplifica-se o problema tratando os salários como fixos e normalizando-os para um. O nível ótimo de monitoramento de esforço para empresa é dado pela solução interior:

$$m^* = \left[\left(\frac{\beta}{\gamma - \beta} \right) \left(\frac{d(\lambda + r)}{c} \right) \right]^{\frac{1}{\gamma}} \quad (6)$$

se $\frac{c}{d(\lambda + r)} \geq \frac{\beta}{\gamma - \beta}$, que a partir de agora assume-se como verdade. A quantidade de esforço de equilíbrio executada pelos empregados na empresa e a probabilidade de sofrerem um acidente de trabalho são:

$$e(m^*) = \left[\left(\frac{\beta}{\gamma - \beta} \right) \left(\frac{d(\lambda + r)}{c} \right) \right]^{\frac{\beta}{\gamma}} \quad (7)$$

$$P(m^*) = \left[\left(\frac{\beta}{\gamma - \beta} \right) \left(\frac{d(\lambda + r)}{c} \right) \right] \quad (8)$$

A quantidade de trabalho ótima empregada pela empresa é dada por:

$$T^* = \left[\rho \theta^\rho \left(\frac{\beta}{\gamma - \beta} \right)^{\frac{\beta \rho}{\gamma}} \left(\frac{\gamma - \beta}{\gamma} \right) \left(\frac{d(\lambda + r)}{c} \right)^{\frac{\beta \rho}{\gamma}} \right]^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (9)$$

O aumento resultante do esforço exigido pela empresa torna cada unidade de trabalho mais produtiva. McManus & Schaur (2016) trazem que um aumento na probabilidade de a empresa encerrar suas atividades, λ , leva as empresas a reduzirem a segurança no local de trabalho em troca de um maior esforço dos trabalhadores e a aceitarem um aumento na taxa de acidentes e doenças do trabalho. As empresas que enfrentam a concorrência das importações e lutam pela sobrevivência no mercado aumentam a produtividade e prolongam sua existência, provavelmente sacrificando a saúde e a segurança de seus funcionários durante esse processo.

3 Metodologia

3.1 Estratégia Empírica

Pode-se interpretar um choque, como qualquer alteração não antecipada que pode afetar o bem-estar de um indivíduo⁸. Neste estudo, o interesse incide sobre um choque econômico. A especificação econométrica deste estudo utilizou três estratégias: seleção em observáveis, controle das variáveis não observadas utilizando o método de variável instrumental bem como um conjunto de efeitos fixos, para captar o efeito de interesse da problemática estabelecida.

Com o intuito de isolar o efeito das variáveis que são observadas, recorre-se a CIA (Suposição de Independência Condicional), podendo também ser chamada de seleção em observáveis, que conforme Angrist & Pischke (2008), a mesma garante que condicional as características observáveis, desaparecerá o viés de seleção. Pela CIA, assume-se que as diferenças de resultados potenciais do número de acidentes e doenças do trabalho entre os estados mais e menos afetados pelas importações oriundas da China devem-se a fatores observáveis, mas sabe-se que existem fatores não observáveis também que afetariam esses resultados potenciais, como é o caso da habilidade/capacidade do trabalhador.

Nesse sentido, utilizou-se um vetor de controles em que contém as variáveis mensuradas por estado e setor: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento, com o intuito de isolar os diferentes efeitos sentido nos estados devido ao aumento da concorrência de importação de produtos chineses. De acordo com Angrist & Pischke (2008), o controle de variáveis pode elevar a probabilidade de que as estimativas da regressão possuam interpretação causal (através da CIA). Sendo assim, com as variáveis observadas estabelecidas no modelo e fazendo-se valer da CIA, e com o controle das variáveis não observadas utilizando o método de variável instrumental e efeitos fixos, garante-se que a regressão fornece o efeito causal de interesse.

⁸Para mais informações ver Dix-Carneiro et al. (2018), Gaddis & Pieters (2017) e Benguria & Ederington (2017).

O problema em estimar a causalidade entre choques de importação e acidentes e doenças do trabalho está no fato de que ambos podem ser explicados por fatores não observáveis, como é o caso da habilidade, capacidade dos trabalhadores, sofisticação/estrutura das empresas dentre outros. Na impossibilidade de se conduzir experimentos aleatórios que gerem choques de aumento de importação entre os setores brasileiros (ou seja, se as importações fossem feitas de maneira aleatória entre os estados brasileiros) e com o intuito de aproximar-se do efeito causal esperado, o trabalho utilizou como *proxy* a variação das importações brasileiras advindas da China, como proposto por Autor et al. (2013) e McManus & Schaur (2016).

Os autores destacam que mensurar a concorrência de importações utilizando o crescimento das importações advindas da China por setor fornece excelentes variações de identificação entre setores e tempo. No entanto, essa medida possui correlação com choques de demanda. Se estimar a equação (10) por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários), os coeficientes obtidos serão viesados, caso os choques de demanda também afetem os acidentes e doenças do trabalho⁹. Para controlar esse possível viés, empregou-se a estratégia de variáveis instrumentais para identificar de modo exógeno o crescimento das importações estimulado por choques de oferta.

A estratégia empírica empregada neste ensaio segue Autor et al. (2013), McManus & Schaur (2016) e Benguria & Ederington (2017), em que estimou-se a seguinte equação:

$$\ln(ADT_{j,r,t}) = \beta_0 + \beta_1^t \ln \Delta \text{Concorrência_Chinesa}_{j,r,t} + \beta_2^t (X'_{j,r,t}) + \tau_j + \theta_t + \phi_r + \mu_{r,t} + \varepsilon_{j,r,t} \quad (10)$$

denomina-se j como setores, r como estado e t como anos.

$ADT_{j,r,t}$ ¹⁰, são os Acidentes e Doenças do Trabalho¹¹, que de acordo com o Anuário Estatístico de Acidentes do Trabalho (2019), os benefícios de natureza acidentária concedidos pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), seja de Auxílio-Doença ou de Aposentadoria por Invalidez, são concedidos aos contribuintes do Regime Geral de Previdência Social (RGPS), que pertencem às categorias: empregado, empregado doméstico, trabalhador avulso e segurado especial.

Sendo assim, para o cálculo do número de acidentes/doenças do trabalho, levaram-se em consideração os empregados com carteira assinada e os trabalhadores avulsos (autônomo, conta-própria) que são contribuintes do RGPS. Dado que a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) leva em consideração apenas os empregados com carteira assinada, utilizou-se o Censo Demográfico de 2000 e 2010 fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para obter a participação dos empregados com carteira assinada e os trabalhadores avulsos contribuintes do RGPS no total de trabalhadores em cada setor por ano e estado. Depois de obtida essa participação,

⁹Hummels et al. (2015) demonstram que um choque de demanda aumenta o total de lesões, tornando a produção mais cara.

¹⁰Seguindo autores como Almeida & Araújo Júnior (2017), McManus & Schaur (2016) e Esteves (2008).

¹¹O total de acidentes do trabalho é composto por: acidentes com Comunicação de Acidente do Trabalho (CAT) registrada - acidentes típicos, decorrentes das peculiaridades da atividade profissional e acidentes de trajeto-; doença do trabalho, produzidas ou desencadeadas pelo exercício do trabalho relativo a determinado ramo de atividade e acidentes sem CAT registrada.

multiplicou-se o valor adquirido pelo número de acidentes/doenças por setor e estado, para conseguir a parcela do número de acidentes/doenças do trabalho que representa os trabalhadores com carteira assinada e os trabalhadores avulsos, contribuintes do RGPS.

$$\Delta \text{Concorrência_Chinesa}_{j,r,t} = \sum_j \frac{\text{Emp}_{j,r,2000}}{\text{Emp}_{r,2000}} \cdot \frac{\Delta \text{Imp}_j}{\text{Emp}_{j,2000}} \quad (11)$$

em que ΔImp_j é a variação na importação de produtos chineses em cada setor entre o ano anterior à entrada da China na OMC (2000) e os anos posteriores (até 2016). Sendo assim, o índice é uma média das importações brasileiras de produtos advindos da China entre 2000-2016, ponderada pela parcela de emprego no setor j para cada estado r no ano base, $\frac{\text{Emp}_{j,r,2000}}{\text{Emp}_{r,2000}}$, normalizada pelo emprego nacional no setor j , no ano base, $\text{Emp}_{j,2000}$. Assim, estamos medindo a variação na exposição de um estado ao choque comercial chinês através da variação na estrutura dos setores nos estados brasileiros (isto é, os estados que são mais especializados em setores intensivos em importações oriundas da China são considerados mais expostos).

Além disso, considerou-se um vetor de controles, $X'_{j,r,t}$, que contém as seguintes variáveis: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento. Com o intuito de verificar se o efeito do aumento da concorrência de importações sobre o número de acidentes e doenças do trabalho é maior em setores com menor número de empregados (que tem menor tamanho de estabelecimento), a equação (10) também foi estimada considerando diferentes faixas de trabalhador por setor.

τ_j é o efeito fixo para os setores, θ_t é o efeito fixo específico de ano, ϕ_r é o efeito fixo de estado, $\mu_{r,t}$ é a tendência linear específica de estado e $\varepsilon_{j,r,t}$ é o termo de erro. Os efeitos fixos mitigam o efeito de características específicas de setor, produtos, estados etc., que não são observadas. Sendo assim, os efeitos fixos foram incluídos com o intuito de garantir que nenhuma informação seja transferida para o termo de erro, e/ou esteja correlacionada com a variável instrumental ou que resultem em preocupações de endogeneidade na variável que considera-se exógena no modelo.

Espera-se encontrar um efeito positivo entre as variáveis de interesse, considerando que o aumento na concorrência das importações de produtos chineses aumentou o número de acidentes e doenças do trabalho, principalmente em setores com menor número de empregados. Isso pode ser explicado pelo fato de que empresas menores são mais atingidas pela concorrência de importação, por meio da deterioração da segurança no local de trabalho. No entanto, para as empresas maiores, espera-se um menor efeito, pois essas empresas investem em novas tecnologias e o aumento dos lucros no mercado externo pode refletir em melhorias nas condições de trabalho.

A utilização do instrumento tem como objetivo trabalhar com a possibilidade de existência de correlação entre a intensidade da entrada de produtos chineses no Brasil e qualquer outro fator que seja interno a economia brasileira que também pode afetar a *ADT*. Essa estratégia de variável instrumental ajuda na identificação, desde que o aumento das importações chinesas seja devido ao crescimento da China ou à queda dos custos comerciais e não devido a mudanças na produtividade específica de um setor ou alterações nos padrões

de consumo associados a modificações da renda no Brasil, por exemplo. Sendo assim, a ideia central da utilização da variável instrumental é encontrar um meio de separar a variação exógena do regressor endógeno.

Seguindo Autor et al. (2013), McManus & Schaur (2016), instrumenta-se o crescimento das importações brasileiras advindas da China com o crescimento das importações de outro conjunto de países. Os autores anteriormente mencionados utilizaram países de alta renda e os países da OCDE, respectivamente. Nesse estudo, segue-se Benguria & Ederington (2017) e utilizam-se os países da América Latina com características e economias parecidas ao Brasil (como Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela):

$$\Delta \text{Concorrência_Chinesa}_{j,r,t}^{\text{Ame_Lat}} = \sum_j \frac{\text{Emp}_{j,r,2000}}{\text{Emp}_{r,2000}} \cdot \frac{\Delta \text{Imp}_j^{\text{Ame_Lat}}}{\text{Emp}_{j,2000}} \quad (12)$$

em que $\Delta \text{Imp}_j^{\text{Ame_Lat}}$ é a variação das importações dos países da América Latina advindas da China em cada setor. Sendo assim, utilizando Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), no primeiro estágio regride-se a variável endógena (equação (11)) no instrumento (equação (12)) e posteriormente a equação de interesse foi estimada da seguinte maneira:

$$\ln(\text{ADT}_{j,r,t}) = \beta_0 + \beta_1^t \ln \widehat{\Delta \text{Concorrência_Chinesa}_{j,r,t}} + \beta_2^t (X'_{j,r,t}) + \tau_j + \theta_t + \phi_r + \mu_{r,t} + \varepsilon_{j,r,t} \quad (13)$$

O principal pressuposto de identificação para as variáveis instrumentais é que o crescimento correlacionado entre os mercados é estimulado por mudanças nos custos de comércio e na produtividade da China. Assim, as estimativas através do MQ2E na equação (13) são consistentemente identificadas. Ademais, os erros-padrão foram clusterizados em nível de macrorregião, com o intuito de considerar correlações potenciais entre os estados próximos. Além disso, foram ponderados os dados pela população de cada estado para o ano 2000. Isso foi feito, pois se a regressão (13) não fosse ponderada pela população dos estados, a heterogeneidade existente entre os estados poderia não ser totalmente controlada pelos efeitos fixos de estado. Para obter-se o efeito causal de interesse, supõe-se que as características não observadas em nível de estado, mantiveram-se constantes no tempo, ou seja, na ausência do crescimento das importações oriundas da China, o aumento nos acidentes e doenças do trabalho não teria sido diferente nos estados.

Seguindo McManus & Schaur (2016) estimou-se a equação (13) fazendo-se a diferenciação em relação ao tempo, em que os autores consideram que as diferenciações distinguem entre os efeitos a curto e longo prazo da concorrência de importações chinesas e os acidentes/doenças do trabalho. Ou seja, a diferenciação ajuda a explicar a heterogeneidade não observada nas características dos setores que podem afetar os acidentes/doenças do trabalho, tais como custos de acidentes/doenças, diferenças regulatórias, avanço tecnológico das empresas/setores, aquisição de maquinário, dentre outros. Sendo assim, levando em consideração o período de análise, 2000 a 2016, foram feitas as estimativas considerando as seguintes diferenciações: 2000 a 2015 (diferenciação

de 1 ano); 2000 a 2014 (diferenciação de 2 anos); 2000 a 2013 (diferenciação de 3 anos) e assim sucessivamente, até 2000 a 2004 (diferenciação de 12 anos), para analisar a existência de efeitos de curto e longo prazo.

3.2 Mecanismo

Em se tratando do mecanismo pelo qual o aumento da concorrência de importações chinesas tende a impactar os setores no Brasil, segue-se a abordagem de Autor et al. (2013). Relaciona-se à mudança no mercado de trabalho dada a exposição à concorrência de importações chinesas e emprega-se à questão de como os choques comerciais, ou seja, o aumento da concorrência de importações pode afetar o número de acidentes e doenças do trabalho. O mecanismo testado foi a renda dos trabalhadores brasileiros.

Ao examinar os resultados econômicos em nível de estado, conseguiu-se captar o efeito direto dos choques comerciais sobre a renda dos empregados nos setores concorrentes das importações chinesas. Desse modo, utilizou-se a variável renda, que foi obtida através do Censo Demográfico, no qual se considera a renda em valor real (deflacionada para o ano de 2016) e a renda em salários mínimos, para cada ano considerado na análise (2000 a 2016), setor e estado, $renda_{j,r,t}$, em que estimou-se:

$$\ln(renda_{j,r,t}) = \beta_0 + \beta_1^t \ln \Delta \widehat{Concorrência_Chinesa}_{j,r,t} + \beta_2^t (X'_{j,r,t}) + \tau_j + \theta_t + \phi_r + \mu_{r,t} + \varepsilon_{j,r,t} \quad (14)$$

em que $Concorrência_Chinesa_{j,r,t}$ é a medida de exposição por estado ao aumento da concorrência das importações chinesas; $X'_{j,r,t}$ são as variáveis de controle; τ_j é o efeito fixo para os setores; θ_t é o efeito fixo específico de ano; ϕ_r é o efeito fixo de estado, $\mu_{r,t}$ é a tendência linear específica de estado e $\varepsilon_{j,r,t}$ é o termo de erro.

3.3 Robustez

Empresas menores são mais afetadas pela concorrência de importações não apenas pelo fato de serem menos produtivas, mas também porque produzem bens de menor qualidade. No entanto, empresas que são mais produtivas, podem escapar do afinco do mercado através da melhoria da qualidade de seus produtos e da tecnologia (Antoniades 2015, Bustos 2011, Kugler & Verhoogen 2012). De acordo com McManus & Schaur (2016), as empresas respondem à concorrência das importações melhorando a qualidade dos produtos e investindo em novas tecnologias.

A literatura que trata sobre o comércio internacional de modo específico a qualidade das exportações, discute amplamente o tema com o intuito de encontrar uma *proxy* adequada para a estimar a qualidade das exportações (Alcalá 2016, Anwar & Sun 2018, Brambilla & Porto 2016, Flach 2016, Hallak 2006, Hallak & Schott 2011, Hummels & Klenow 2005). Segundo Pinheiro et al. (2002), a qualidade de um produto representa um conceito multidimensional que possui características mensuráveis e imensuráveis. Para os autores, nas características mensuráveis incluem-se o desempenho, conformidade e durabilidade do produto, enquanto nas imensuráveis incluem-se tradição, reputação e fatores culturais de cada país, por exemplo, motivos nos quais dificultam a mensuração da qualidade de um produto.

Neste estudo, conforme Alcalá (2016), Brambilla & Porto (2016) e Bas & Strauss-Kahn (2015), utiliza-se como *proxy* para mensurar a qualidade das exportações brasileiras, o preço unitário. O mesmo é obtido dividindo o valor total das exportações do produto j do país exportador r (nesse caso os estados do Brasil) no tempo t pela quantidade exportada em kg do produto j do estado exportador r no tempo t . Essa forma de mensuração sugere que preços unitários mais altos resultam em produtos de maior qualidade.

$$qualidade_{j,r,t} = \frac{\text{Valor Total de Exportação}_{j,r,t}}{\text{Quantidade Exportada (kg)}_{j,r,t}} \quad (15)$$

Foram considerados todos os produtos exportados pelos estados no período de 2000 a 2016, por NCM ao nível de 8 dígitos. Como a análise do presente estudo concentra-se em setores, utilizando-se as tabelas de correspondências foram transformados os códigos para padronizar os dados, como pode ser visualizado na Tabela 1, em que estimou-se:

$$\begin{aligned} \ln(ADT_{j,r,t}) = \beta_0 &+ \beta_1^t \ln \Delta \widehat{\text{Concorrência_Chinesa}}_{j,r,t} + \beta_2^t (X'_{j,r,t}) \\ &+ \beta_3^t (qualidade_{j,r,t}) + \tau_j + \theta_t + \phi_r + \mu_{r,t} \\ &+ \varepsilon_{j,r,t} \end{aligned} \quad (16)$$

3.4 Fonte de Dados

No que se refere à base de dados, para construir a variável dependente, acidentes e doenças do trabalho, utilizou-se o Anuário Estatístico de Acidentes de Trabalho (AEAT), da Previdência Social (DATAPREV), que contém os dados de acidentes e doenças do trabalho de 2000 a 2016, por Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) ao nível de quatro dígitos, por ano e estado. Em relação às importações advindas da China, foi utilizada a base de dados do WITS - *World Integrated Trade Solution* (2019) para extrair as importações, tanto para o Brasil como para os outros países da América Latina, para o período de 2000 a 2016, conforme classificação do Sistema Harmonizado (SH), ao nível de 6 dígitos. Como as importações estão classificadas de acordo com o SH, utilizou-se a tabela de correspondência disponibilizada pelo IBGE para transformar em CNAE, conforme os dados de acidentes/doenças do trabalho.

Foi utilizada a base de dados do Censo Demográfico 2000 e 2010 para obter os dados do número de empregados por setor, conforme a classificação CNAE para os anos da análise, em nível de estado. Para as demais variáveis de controle mencionadas anteriormente (idade, sexo, raça, escolaridade, estado civil), também foi utilizado o Censo Demográfico. O tamanho do estabelecimento foi obtido na base de dados da RAIS, para os respectivos anos da análise. A variável ocupação foi construída conforme Costa et al. (2016), na qual os autores classificam os setores como “qualificados” e “não qualificados” de acordo com os códigos CNAE, recebendo o valor 1 para os setores “qualificados” e o valor 0 para os setores “não qualificados”.

A qualidade das exportações foi construída por meio dos dados sobre exportação disponibilizados pelo MDIC, ao nível de 8 dígitos do NCM, em que o mesmo foi transformado em CNAE para compatibilização com o restante da base de dados. Como os códigos de cada base de dados deste estudo estão

classificados de uma maneira, foi necessária a utilização das tabelas de correspondência disponibilizada pelo IBGE para deixar todas as informações na mesma classificação. Segue a Tabela 1 abaixo com as transformações.

Tabela 1: Correspondência base de dados

Base de Dados/Variável	Classificação Original	Correspondência	Classificação Final
Importações Chinesas	Sistema Harmonizado 6 dígitos	SH_6 dig X CNAE_4 dig 2.0 CNAE 2.0 X CNAE DOM 2.0* CNAE DOM 2.0 X CNAE DOM 1.0	CNAE DOM 1.0
Acidentes /doenças do trabalho (2000 a 2005)	CNAE 1.0	CNAE 1.0 X CNAE 2.0 CNAE 2.0 X CNAE DOM 2.0 CNAE DOM 2.0 X CNAE DOM 1.0	
Acidentes /doenças do trabalho (2006 a 2016)	CNAE 2.0	CNAE 2.0 X CNAE DOM 2.0 CNAE DOM 2.0 X CNAE DOM 1.0	
Censo Demográfico 2000	CNAE DOM 1.0	CNAE DOM 1.0	
Censo Demográfico 2010	CNAE DOM 2.0	CNAE DOM 2.0 X CNAE DOM 1.0	
Qualidade	NCM 8 dígitos	NCM 8 dig X CNAE 2.0 CNAE 2.0 X CNAE DOM 2.0 CNAE DOM 2.0 X CNAE DOM 1.0	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *CNAE DOM refere-se ao CNAE DOMICÍLIO, no qual o censo utiliza como referência.

A amostra do estudo é composta por 45 setores, como podem ser verificados no Apêndice Apêndice A. Observa-se na amostra que os estados e os setores foram expostos de maneira distinta ao aumento da concorrência de importações chinesas, sendo assim, torna-se válida a estratégia empírica utilizada no presente estudo. Os maiores índices, que correspondem aos setores mais expostos à concorrência de importação chinesa encontram-se nos setores de: “Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações”; “Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos”; “Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática”; “Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte”; “Fabricação de Máquinas e Equipamentos”; “Fabricação de Produtos Têxteis” e “Fabricação de Produtos Químicos”.

No que se refere aos menores índices, que correspondem aos setores menos expostos a concorrência de importações chinesas, encontram-se os setores de: “Extração de Petróleo e Gás Natural e Serviços Relacionados”; “Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas”; “Agricultura, Pecuária e Serviços Relacionados”; “Fabricação de Coque, Refino de Petróleo, Elaboração de Combustíveis Nucleares e Produção de Álcool”; “Fabricação de Artigos de Borracha e Plástico” e “Silvicultura, Exploração Florestal e Serviços Relacionados”. Os mecanismos existentes e as evidências da literatura de comércio internacional e saúde/segurança do trabalhador, combinam-se para augurar que a concorrência de importações tem efeito nos acidentes e doenças do trabalho.

4 Resultados e discussões

4.1 O Efeito da Concorrência de Importações Chinesas sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho no Brasil

O surgimento da China como uma força importante na economia mundial é um dos maiores episódios econômicos ocorrido nos últimos anos, conforme elencam Costa et al. (2016). O padrão do comércio Brasil-China segue a mesma tendência de outros países em desenvolvimento, em que as exportações brasileiras para a China são cada vez mais produtos de setores agrícolas e extrativos, enquanto as importações brasileiras da China permanecem concentradas na manufatura. A rápida exposição brasileira ao comércio chinês sugere que as consequências no mercado de trabalho podem ter aumentado quando comparado a períodos anteriores¹². Embora tenha havido significativa atenção aos impactos da globalização na desigualdade de renda, desigualdade educacional, desigualdade de gênero etc., apenas recentemente foi elaborada uma literatura que analisa o impacto da globalização na saúde do trabalhador.

A Tabela 2 relata os principais resultados para o efeito do choque da concorrência de importação chinesa sobre os acidentes e doenças do trabalho no Brasil, no período de 2000 a 2016. As três primeiras colunas fornecem as estimativas por meio do MQO e as colunas (4), (5) e (6) apresentam as estimativas do segundo estágio do MQ2E, conforme a equação (13). Os resultados do primeiro estágio encontram-se no Apêndice C.

Com o intuito de avaliar se o aumento das importações advindas da China teve efeito nos acidentes e doenças do trabalho, dado a composição setorial de cada estado, os resultados encontrados estão apresentados na Tabela 2. Tanto por meio do MQO quanto pelo MQ2E, o efeito foi positivo e significativo, indicando que o aumento da concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de 2000 a 2016. Analisando-se os dois modelos, destaca-se que nas colunas (1) e (4), considera-se apenas a variável explicativa de interesse, já nas colunas (2) e (5), considera-se a variável explicativa de interesse e um conjunto de efeitos fixos, e nas colunas (3) e (6), considera-se o modelo completo, incluindo as variáveis de controle.

Em observância à coluna (6), destaca-se que um aumento percentual na exposição brasileira a concorrência de importações chinesas aumentou em 5,5% os acidentes e doenças do trabalho, no período de 2000 a 2016, tudo ou mais constante. Todas as estimativas apresentam o sinal positivo e significância estatística, demonstrando a robustez dos mesmos. Os resultados encontrados corroboram com os existentes na literatura. McManus & Schaur (2016) evidenciaram em seus resultados que a concorrência de importações teve efeito significativo e positivo nos acidentes e doenças dos trabalhadores nas empresas de manufatura americanas.

Adda & Fawaz (2020) destacaram que os choques de importação afetaram o emprego e a renda, mas apenas em áreas onde os empregos são mais intensos em tarefas rotineiras. Além disso, quando analisaram dados sobre saúde e mortalidade, elucidam que a concorrência de importação teve um efeito prejudicial na saúde física e mental, concentrado nas áreas mais expostas à concorrência de importação. Ademais, Colantone et al. (2019) descreveram em

¹²Como destacam os estudos de Benguria & Ederington (2017) e Costa et al. (2016).

Tabela 2: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho

	MQO			MQ2E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: $\log(\text{Acidentes e Doenças do Trabalho})$						
$\log(\text{Concorrência Chinesa})$	3,847**	4,929**	4,237**	4,823***	6,308***	5,459***
	(0,869)	(1,572)	(1,061)	(1,196)	(1,867)	(1,304)
Idade	-	-	-0,0384**	-	-	-0,0386***
			(0,0101)			(0,009)
Sexo (Masculino)	-	-	0,186	-	-	0,209
			(0,172)			(0,160)
Raça/Cor (Branco)	-	-	-0,431	-	-	-0,452
			(0,354)			(0,315)
Ocupação	-	-	-0,972***	-	-	-0,955***
			(0,177)			(0,157)
Escolaridade	-	-	0,0333	-	-	0,0342
			(0,0307)			(0,0274)
Estado Civil (Casado)	-	-	0,205	-	-	0,178
			(0,258)			(0,223)
Tamanho do Estabelecimento	-	-	0,248***	-	-	0,246***
			(0,0148)			(0,0124)
Controles	-	-	Sim	-	-	Sim
Efeitos fixos de estado	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Observações	14,975	14,975	14,975	14,975	14,975	14,975
R ²	0,464	0,765	0,801	0,464	0,765	0,801

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente; Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento.

seus resultados que a concorrência de importação teve um grande impacto negativo sobre a saúde mental dos indivíduos.

De acordo com McManus & Schaur (2016), as taxas de lesões nas indústrias concorrentes dos EUA aumentam a curto e médio prazo, particularmente em estabelecimentos menores. Nesse sentido, conforme explicado na metodologia, foi feita a diferenciação em relação ao tempo. Na Tabela 3, apresentam-se os resultados, em que pode-se verificar que todos os resultados são positivos e significativos, indicando que a concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil nos diferentes períodos considerados. No entanto, a magnitude do efeito é maior no curto e médio prazo.

Verificando-se a magnitude do efeito, nota-se que até 2010 (diferenciação de 6 anos), o efeito da concorrência de importação chinesa nos acidentes e doenças do trabalho era inferior a 9%. Os anos de 2000-2009 e 2000-2008 apresentam um efeito maior. Posteriormente, considerando a diferenciação de 9 até 12 anos (2000-2007 a 2000-2004), nota-se que a magnitude do efeito é muito expressiva. Conforme McManus & Schaur (2016) destacam, espera-se que no longo prazo (nesse estudo é o período maior de análise, ou seja, que contém mais anos) as diferenças regulatórias, a heterogeneidade dos trabalhadores, a atualização tecnológica, dentre outros fatores, façam com que as empresas/setores se ajustem, tornando-se mais sólidas diante da concorrência de importações estrangeiras.

Com a finalidade de analisar se o aumento da concorrência de importações chinesas afetou de maneira diferente os acidentes e doenças do trabalho em setores com maior e menor número de empregados, os resultados encontrados estão apresentados na Tabela 4. Foram considerados diferentes quartis de trabalhadores (0,25; 0,50; 0,75 e 1,0), com a intenção de verificar se o efeito é maior em setores com menor número de empregados, ou seja, nos menores quartis (menores estabelecimentos). Observa-se por meio dos quartis, que todos os resultados encontrados foram positivos e significativos, demonstrando que o aumento da concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho. Destaca-se que o maior efeito é verificado nos quartis Q(0,25) e Q(0,50), nos quais se encontram os setores que possuem o menor número de trabalhadores em comparação aos quartis Q(0,75) e Q(1,0). Nesse sentido, os resultados vão ao encontro do que a literatura sugere, setores com menor número de empregados sofrem um maior efeito da concorrência de importações, em que, em empresas menores, um aumento na concorrência de importações diminui o custo esperado de uma lesão e induz essas empresas a atuarem com taxas de lesões mais altas (McManus & Schaur 2016).

McManus & Schaur (2016) demonstraram em seus resultados que a concorrência de importações tem impacto significativo e positivo nos acidentes e doenças dos trabalhadores e, que o efeito é maior em empresas menores¹³. As empresas menores e menos produtivas, são afetadas de modo negativo pela concorrência de importações e tendem a sair do mercado¹⁴. Uma maior probabilidade de sair do mercado alude que as empresas têm menos chances de

¹³Os autores estimaram o efeito marginal, levando em consideração, aproximadamente o 10º percentil (empresas com 40 trabalhadores), mediana (empresas com 100 trabalhadores) e o 90º percentil (empresas com 400 trabalhadores). Os efeitos são positivos e significativos em empresas com menos de 250 trabalhadores, no entanto, os efeitos não são significativos para empresas com maior número de trabalhadores.

¹⁴Como pode ser visto em Bernard et al. (2006a,b), Melitz (2003) e Pavcnik (2002).

Tabela 3: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho considerando a diferenciação em relação ao tempo

MQ2E						
Diferenciação em relação ao tempo	(1 ano)	(2 anos)	(3 anos)	(4 anos)	(5 anos)	(6 anos)
Variável dependente: <i>log(Acidentes e Doenças do Trabalho)</i>						
	2000 2015	2000 2014	2000 2013	2000 2012	2000 2011	2000 2010
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	6,139*** (1,371)	6,389*** (1,383)	6,875*** (1,497)	7,437*** (1,618)	7,792*** (1,753)	8,734*** (2,006)
Observações	14,109	13,247	12,382	11,486	10,616	9,728
R ²	0,803	0,803	0,803	0,804	0,804	0,803
Diferenciação em relação ao tempo	(7 anos)	(8 anos)	(9 anos)	(10 anos)	(11 anos)	(12 anos)
	2000 2009	2000 2008	2000 2007	2000 2006	2000 2005	2000 2004
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	10,10*** (2,459)	12,48*** (3,083)	23,40*** (4,631)	27,82*** (5,652)	39,54*** (8,322)	41,63*** (11,55)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de estado	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	8,801	7,910	6,998	6,102	5,209	4,348
R ²	0,803	0,805	0,807	0,809	0,812	0,812

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento

Tabela 4: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho considerando diferentes tamanhos de estabelecimento (por quartil)

MQ2E				
	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(1,0)
Variável dependente: $\log(\text{Acidentes e Doenças do Trabalho})$				
$\log(\text{Concorrência Chinesa})$	18,85*** (3,357)	10,42*** (2,024)	4,280* (2,109)	4,626*** (0,842)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de estado	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3,741	3,744	3,741	3,749
R ²	0,788	0,811	0,826	0,806

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento.

serem responsáveis por custos futuros, como indenizações e perdas de produtividade, relacionados às lesões que acontecem hoje.

Com o desígnio de verificar se o efeito do aumento das importações chinesas no Brasil no período de 2000 a 2016 sobre os acidentes e doenças do trabalho, difere-se entre os setores comercializáveis, que competem diretamente com as importações chinesas e, os setores não comercializáveis, que não competem diretamente com as importações chinesas, os resultados encontrados estão apresentados na Tabela 5. Foram considerados nessa análise, os setores comercializáveis e os setores não comercializáveis, conforme Dix-Carneiro & Kovak (2017). No Apêndice Apêndice A, demonstram-se os setores considerados em cada estimativa.

Na Tabela 5, nota-se que nas colunas (3) e (4), quando considera-se os setores comercializáveis, o efeito encontrado é positivo e significativo. Demonstrando que para esses setores, o aumento da concorrência de produtos chineses aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de análise considerado. No entanto, quando verifica-se os setores não comercializáveis, colunas (5) e (6), observa-se que os mesmos não possuem significância estatística, ou seja, a concorrência de importações chinesas não afetou os acidentes e doenças do trabalho nesses setores. O que já era de se esperar, dado que esses setores não competem diretamente com produtos advindos da China, e que conforme a literatura sugere, espera-se que o efeito da concorrência chinesa seja maior em setores que competem diretamente com os produtos importados.

Tabela 5: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho considerando setores comercializáveis e não comercializáveis

	(1) MQO	(2) MQ2E	(3) MQO	(4) MQ2E	(5) MQO	(6) MQ2E
Variável dependente: $\log(\text{Acidentes e Doenças do Trabalho})$						
$\log(\text{Concorrência Chinesa})$	4,237** (1,061)	5,459*** (1,304)	4,164** (1,061)	5,384*** (1,308)	37,04 (30,29)	266,3 (201,3)
Setores	Todos	Comercializável	Não Comercializável			
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de estado	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	14,975	14,975	14,007	14,007	968	968
R ²	0,801	0,801	0,798	0,797	0,972	0,971

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento.

4.2 Mecanismo

Em relação ao mecanismo considerado, quando analisa-se a renda, espera-se encontrar um efeito negativo do aumento da concorrência de importações chinesas sobre a renda dos trabalhadores brasileiros. Sendo assim, foram considerados três tipos de rendas e em todas elas verifica-se um efeito negativo da concorrência de importações chinesas sobre a renda dos trabalhadores brasileiros no período de 2000 a 2016. Na Tabela 6, demonstram-se os resultados de todas as especificações. Na primeira parte da tabela, destaca-se o Total de Rendimentos no Trabalho Principal em Salários Mínimos, em que todas as estimativas apresentam o sinal negativo e significância estatística. Analisando-se a coluna (6), destaca-se que um aumento percentual na exposição brasileira a concorrência de importações chinesas reduziu em média 1,069% a renda dos trabalhadores, no período de 2000 a 2016, tudo ou mais constante.

Na segunda parte da tabela, considerou-se o Total de Rendimentos em Todos os Trabalhos em Salários Mínimos, em que se observa um comportamento similar ao destacado anteriormente. E na terceira parte da tabela, em que estimou-se o Total de Rendimentos em Todos os Trabalhos, deflacionando pelo IGP-DI para o ano de 2016, todas as especificações apresentam sinal negativo da concorrência de importações chinesas sobre a renda dos brasileiros. Analisando a coluna (6), destaca-se que um aumento percentual na exposição brasileira a concorrência de importações chinesas reduziu em média 0,376% a renda dos trabalhadores, no período de 2000 a 2016, tudo ou mais constante.

Destaca-se que o aumento da concorrência de importação chinesa levou a uma variação negativa na renda dos brasileiros, que pode ser explicada pela pauta de importação brasileira advinda da China ser composta de produtos manufaturados e que esses produtos de menor preço entram no país competindo com os produtos nacionais. Em muitas vezes, os setores não têm poder de barganha para competir com esses produtos e, para permanecer do mercado, necessitam de ajustes em suas empresas e um desses ajustes é o salário dos trabalhadores. Essa relação negativa entre concorrência de importações chinesas e renda também é encontrada por Benguria & Ederington (2017) e Costa et al. (2016), para o cenário brasileiro.

De acordo com Benguria & Ederington (2017), o aumento da concorrência de importações levou a uma redução na renda média dos brasileiros. No entanto, os autores destacaram que o aumento de importações de produtos chineses pelo Brasil é explicado quase que totalmente pelo efeito na renda dos trabalhadores do sexo masculino. Costa et al. (2016) examinaram as mudanças nos resultados do mercado de trabalho das regiões produtoras de manufaturas afetadas pelo aumento da oferta chinesa de produtos. E encontraram que as regiões que competem diretamente com as importações chinesas, apresentam um crescimento mais lento dos salários no setor de manufatura.

4.3 Robustez

Em relação à qualidade das exportações, na Tabela 7, regride-se o choque de concorrência de importações chinesas sobre os acidentes e doenças do trabalho, na qual a amostra foi dividida por quartis de qualidade das exportações. Foram feitas as estimativas tanto por MQO como por MQ2E, considerando diferentes especificações, como pode ser verificado. A especificação preferida é a coluna (6) de cada quartil, em que se considera o modelo completo, ou

Tabela 6: Mecanismo de Renda

	MQO			MQ2E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: <i>log (Total de Rendimentos no Trabalho Principal em Salários Mínimos)</i>						
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	-0,701* (0,296)	-0,981** (0,257)	-0,775** (0,183)	-1,114** (0,454)	-1,103*** (0,232)	-1,069*** (0,188)
Observações	13,371	13,371	13,371	13,371	13,371	13,371
R ²	0,643	0,703	0,750	0,643	0,703	0,750
Variável dependente: <i>log (Total de Rendimentos em Todos os Trabalhos em Salários Mínimos)</i>						
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	-0,821** (0,271)	-1,079* (0,415)	-0,869* (0,350)	-1,178*** (0,439)	-1,111*** (0,335)	-1,071*** (0,291)
Observações	13,334	13,334	13,334	13,334	13,334	13,334
R ²	0,652	0,712	0,761	0,651	0,712	0,761
Variável dependente: <i>log (Total de Rendimentos em Todos os Trabalhos[#])</i>						
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	-0,181 (0,226)	-0,221 (0,140)	-0,129 (0,108)	-0,572** (0,236)	-0,352** (0,178)	-0,376** (0,155)
Observações	14,721	14,721	14,721	14,721	14,721	14,721
R ²	0,526	0,686	0,760	0,526	0,686	0,760
Controles	-	-	Sim	-	-	Sim
Efeitos fixos de estado	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento. Todas as rendas consideradas estão em sua forma logarítmica. #A renda está deflacionada pelo IGP-DI para o ano de 2016.

seja, com efeitos fixos e controle. Conforme a literatura destaca, empresas menores têm maior probabilidade de serem afetadas pela concorrência de importações não apenas pelo fato de serem menos produtivas, mas também porque produzem bens de menor qualidade. Segundo Bastos & Silva (2010) e Verhoogen (2008), as empresas mais produtivas exportarão produtos de melhor qualidade. E, para manter a qualidade elevada, as empresas necessitam pagar melhores salários a fim de garantir uma mão de obra mais qualificada.

Nesse sentido, espera-se que os menores quartis de qualidade apresentem os maiores efeitos do aumento da concorrência de importação chinesa sobre os acidentes e doenças do trabalho. Se a atualização da qualidade estiver associada à segurança do local de trabalho, esses ajustes de equilíbrio podem afetar as estimativas, conforme destacam McManus & Schaur (2016). Sendo assim, de acordo com a Tabela 7, pode-se verificar que os setores com menor qualidade nos seus produtos, menores quartis (Q0,25, Q0,50 e Q0,75), sen-

tem mais o efeito da concorrência de importações chinesas sobre os acidentes e doenças do trabalho, em comparação maior quartil (Q1,0), conforme sugere a literatura.

McManus & Schaur (2016) trazem que os setores com menos trabalhadores, possuem menos produtividade e fornecem produtos com menor qualidade. Ademais, as empresas respondem à concorrência de importação melhorando a qualidade dos produtos e investindo em novas tecnologias. Para examinar isso, divide-se a amostra por diferentes percentis de qualidade das exportações. Ou seja, a amostra foi dividida considerando a qualidade abaixo do percentil 75 (Qualidade \leq 75 Percentil) e acima do percentil 75 (Qualidade $>$ 75 Percentil). A Tabela 8 demonstra os resultados, em que se verifica que, dos setores que compõem a amostra, a maioria se enquadra abaixo do percentil 75.

Analisando-se os setores com Qualidade \leq 75 Percentil, verifica-se que o efeito da concorrência de importações sobre os acidentes e doenças do trabalho é maior em setores que possuem menos trabalhadores (menor tamanho de estabelecimento), ou seja, os menores quartis (Q(0,25) e Q(0,50)), conforme a literatura sugere, em que os setores com menor número de empregados e menor qualidade nos seus produtos tendem a sofrer mais o efeito da concorrência estrangeira sobre os acidentes e doenças do trabalho. No que tange ao maior percentil de qualidade (Qualidade $>$ 75 Percentil) conforme McManus & Schaur (2016), espera-se novamente que, mesmo enquadrados em um percentil maior da qualidade das exportações dos seus produtos, os setores com menor número de empregados tendem a sofrer mais o efeito da concorrência de importações chinesas. Os resultados encontrados demonstraram esse comportamento, como pode ser verificado na Tabela 8.

Os resultados aqui encontrados mostram que os efeitos da concorrência das importações chinesas sobre os acidentes e doenças do trabalho são um canal importante a ser considerado para o bem-estar geral e entre os trabalhadores dos diferentes setores da economia brasileira. Todos os resultados encontrados corroboram com a literatura existente¹⁵. Nesse sentido, destaca-se a importância de políticas públicas e programas com o objetivo de minimizar os efeitos negativos causados na saúde do trabalhador. Dada a entrada expressiva de produtos com menor preço no mercado brasileiro e, com isso, a necessidade de um maior esforço do trabalhador, bem como das empresas/setores, para tentar competir com esses produtos, na tentativa de permanecer atuando no mercado.

5 Principais conclusões

Este estudo teve como principal objetivo analisar a relação entre acidentes e doenças do trabalho ocorridos no Brasil e o aumento da concorrência de importação da China, no período de 2000 a 2016. Os resultados encontrados demonstram que o aumento da concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de 2000 a 2016. Além disso, a magnitude do efeito é maior no curto e médio prazo. Ademais, observa-se que o maior efeito da concorrência de importações chinesas na saúde do trabalhador é verificado nos setores que possuem o menor

¹⁵Benguria & Ederington (2017), McManus & Schaur (2016), Costa et al. (2016) e Hummels et al. (2015).

Tabela 7: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho considerando diferentes quartis de qualidade das exportações

	MQO			MQ2E			MQO			MQ2E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: $\log(\text{Acidentes e Doenças do Trabalho})$												
Amostra dividida por Quartil de Qualidade das Exportações												
	Q(0.25)						Q(0.50)					
$\log(\text{Concorrência Chinesa})$	13,78*** (2,303)	16,47*** (2,790)	10,25** (2,332)	15,95*** (2,327)	18,44*** (3,126)	11,01*** (2,850)	10,15*** (1,759)	13,58*** (2,469)	7,078*** (0,793)	11,65*** (2,103)	17,24*** (2,033)	9,135*** (0,913)
Observações	3,914	3,914	3,914	3,914	3,914	3,914	3,910	3,910	3,910	3,910	3,910	3,910
R ²	0,327	0,472	0,630	0,327	0,472	0,630	0,292	0,452	0,665	0,292	0,451	0,664
	Q(0.75)						Q(1.0)					
$\log(\text{Concorrência Chinesa})$	7,933** (2,720)	14,36** (3,231)	7,631*** (1,298)	10,57*** (3,682)	20,35*** (2,870)	10,32*** (1,503)	5,701** (1,793)	8,895** (2,109)	4,371** (1,118)	7,007*** (2,170)	11,10*** (2,278)	5,367*** (1,255)
Observações	3,911	3,911	3,911	3,911	3,911	3,911	3,894	3,894	3,894	3,894	3,894	3,894
R ²	0,255	0,455	0,682	0,253	0,451	0,681	0,236	0,448	0,696	0,234	0,445	0,695
Controles	-	-	Sim									
Efeitos fixos de estado	-	Sim	Sim									
Efeitos fixos de setor	-	Sim	Sim									
Efeitos fixos de ano	-	Sim	Sim									

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho de estabelecimento.

Tabela 8: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho considerando diferentes quartis de qualidade das exportações e tamanho de estabelecimento

MQ2E								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Variável dependente: <i>log(Acidentes e Doenças do Trabalho)</i>								
Qualidade	Qualidade ≤ 75 Percentil				Qualidade > 75 Percentil			
<u>Tamanho Estabelecimento</u>	<u>Q(0,25)</u>	<u>Q(0,50)</u>	<u>Q(0,75)</u>	<u>Q(1,0)</u>	<u>Q(0,25)</u>	<u>Q(0,50)</u>	<u>Q(0,75)</u>	<u>Q(1,0)</u>
<i>log(Concorrência Chinesa)</i>	37,12*** (2,142)	22,65*** (1,856)	13,35*** (2,977)	5,756*** (1,651)	21,37*** (4,541)	9,162** (3,727)	5,672*** (1,678)	5,957*** (1,014)
Observações	2,919	2,993	2,948	2,875	986	914	956	1,038
R ²	0,713	0,669	0,670	0,642	0,815	0,775	0,783	0,749
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de estado	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho de estabelecimento.

número de trabalhadores. Considerou-se também diferentes setores, sendo eles setores comercializáveis e setores não comercializáveis, em que se verifica nos setores comercializáveis, um efeito positivo e significativo, demonstrando que para esses setores, o aumento da concorrência de produtos chineses afetou positivamente os acidentes e doenças do trabalho no Brasil no período de análise considerado. Já para os setores não comercializáveis, observa-se que os resultados não apresentam significância estatística.

No que tange ao mecanismo, os resultados encontrados demonstram um efeito negativo e significativo da concorrência de importações chinesas sobre a renda dos trabalhadores brasileiros no período de 2000 a 2016. Em relação à qualidade das exportações, verifica-se nas estimativas que o efeito é positivo e significativo, evidenciando que a concorrência de importações chinesas aumentou os acidentes e doenças do trabalho, nos diferentes quartis de qualidade. Pode-se verificar que os setores com menor qualidade nos seus produtos, menores quartis, (Q0,25, Q0,50 e Q0,75), sentem mais o efeito da concorrência de importações chinesas sobre os acidentes e doenças do trabalho, em comparação ao quartil maior (Q1,0).

Uma das limitações deste trabalho trata-se do problema das subnotificações dos acidentes e doenças do trabalho, ou seja, os trabalhadores que sofreram algum incidente e não notificaram o mesmo diante da empresa ou da Previdência Social. No entanto, espera-se que as subnotificações afetem da mesma forma ambos os setores. Ademais, os efeitos fixos incluídos tanto de setor como de tempo, têm o intuito de mitigar o efeito de características específicas de setor, produtos, estados, dentre outros, que não são observadas. Sendo assim, as subnotificações não invalidariam as análises aqui estimadas, pois as mesmas foram controladas através de efeitos fixos.

Embora questões trabalhistas tenham assumido um papel importante na negociação de políticas, houve relativamente poucos estudos que evidenciaram a ligação entre comércio e mercado de trabalho, de modo específico, a saúde dos trabalhadores. Dada a crescente integração dos mercados, torna-se importante a análise do estudo em questão, com o intuito de contribuir para a formulação de políticas públicas que tenham como foco a melhoria da situação no mercado de trabalho, bem como, uma maior exigência no cumprimento de leis trabalhistas. Portanto, ao compreender os determinantes do aumento dos acidentes e doenças dos trabalhadores, as ações seriam melhores proferidas e focadas nesses condicionantes. Devido à pouca literatura encontrada nessa área e à importância que o bem-estar do trabalhador possui tanto para a sociedade quanto para o desenvolvimento de um país, se faz importante o passo dado no presente estudo e as contribuições de futuras pesquisas.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001. Agradecimento especial a FAPEMIG - Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais pela bolsa concedida.

Referências Bibliográficas

- Adda, J. & Fawaz, Y. (2020). The health toll of import competition. *The Economic Journal*, London, v. 130, p. 1501-1540.
- Alcalá, F. (2016). Specialization across goods and export quality. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 98, p. 216-232.
- Almeida, A. T. C. & Araújo Júnior, I. T. (2017). Diferenciais compensatórios de salário para trabalhadores com preferências heterogêneas: evidências para o caso brasileiro. In: *XXII Encontro Regional de Economia*. Fortaleza: ANPEC.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: an Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Antoniades, A. (2015). Heterogeneous firms, quality, and trade. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 95, p. 263-273.
- Anwar, S. & Sun, S. (2018). Foreign direct investment and export quality upgrading in China's manufacturing sector. *International Review of Economics & Finance*, Amsterdam, v. 54, p. 289-298.
- Autor, D., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013). The China syndrome: local labor market effects of import competition in the United States. *American Economic Review*, Nashville, v. 103, p. 2121-68.
- Bas, M. & Strauss-Kahn, V. (2015). Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 95, p. 250-262.
- Bastos, P. & Silva, J. (2010). The quality of a firm's exports: where you export to matters. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 82, p. 99-111.
- Benguria, F. & Ederington, J. (2017). *Decomposing the effect of trade on the gender wage gap*. Rochester: SSRN. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2907094>.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B. & Schott, P. K. (2006a). Survival of the best fit: exposure to low-wage countries and the (uneven) growth of US manufacturing plants. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 68, p. 219-237.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B. & Schott, P. K. (2006b). Trade costs, firms and productivity. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 53, p. 917-937.
- Bloom, N., Draca, M. & Van Reenen, J. (2016). Trade induced technical change? The impact of Chinese imports on innovation, IT and productivity. *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 83, p. 87-117.
- Brambilla, I. & Porto, G. G. (2016). High-income export destinations, quality and wages. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 98, p. 21-35.
- Brown, D. K., Deardorff, A. V. & Stern, R. M. (1996). *International Labor Standards and Trade: a Theoretical Analysis*. Ann Arbor: Institute of Public Policy Studies, University of Michigan.

Bustos, P. (2011). Trade liberalization, exports, and technology upgrading: evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms. *American Economic Review*, Nashville, v. 101, p. 304-40.

Colantone, I., Crino, R. & Ogliari, L. (2019). Globalization and mental distress. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 119, p. 181-207.

Costa, F., Garred, J. & Pessoa, J. P. (2016). Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 102, p. 50-69.

DATAPREV (2019). *Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social*. Brasília: Base de Dados Históricas de Acidentes do Trabalho. Disponível em: <http://www3.dataprev.gov.br/aeat/>. Acesso em: 12 mar. 2019.

Dix-Carneiro, R. & Kovak, B. K. (2017). Trade liberalization and regional dynamics. *American Economic Review*, Nashville, v. 107, p. 2908-46.

Dix-Carneiro, R., Soares, R. R. & Ulyssea, G. (2018). Economic shocks and crime: evidence from the Brazilian trade liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, Nashville, v. 10, p. 158-95.

Esteves, L. A. (2008). Salários e risco de acidentes de trabalho: evidências de diferenciais compensatórios para a indústria manufatureira. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 12, p. 275-287.

Flach, L. (2016). Quality upgrading and price heterogeneity: evidence from Brazilian exporters. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 102, p. 282-290.

Gaddis, I. & Pieters, J. (2017). The gendered labor market impacts of trade liberalization evidence from Brazil. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 52, p. 457-490.

Hallak, J. C. (2006). Product quality and the direction of trade. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 68, p. 238-265.

Hallak, J. C. & Schott, P. K. (2011). Estimating cross-country differences in product quality. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 126, p. 417-474.

Harkness, E. F., Macfarlane, G. J., Nahit, E., Silman, A. J. & McBeth, J. (2004). Mechanical injury and psychosocial factors in the work place predict the onset of widespread body pain: a two-year prospective study among cohorts of newly employed workers. *Arthritis & Rheumatism*, Atlanta, v. 50, p. 1655-1664.

Hummels, D. & Klenow, P. J. (2005). The variety and quality of a nation's exports. *American Economic Review*, Nashville, v. 95, p. 704-723.

Hummels, D., Munch, J. & Xiang, C. (2015). *No Pain, No Gain: the Effects of Exports on Job Injury and Sickness*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. (Working Paper n. 22365).

Kivimäki, M. & Kawachi, I. (2015). Work stress as a risk factor for cardiovascular disease. *Current Cardiology Reports*, London, v. 17, p. 1-9.

Kugler, M. & Verhoogen, E. (2012). Prices, plant size, and product quality. *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 79, p. 307-339.

McManus, T. C. & Schaur, G. (2016). The effects of import competition on worker health. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 102, p. 160-172.

MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2019). *Base de dados do comércio exterior brasileiro*. Brasília: MDIC. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>. Acesso em: 11 mar. 2019.

Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, New Haven, v. 71, p. 1695-1725.

O'Reilly, D. & Rosato, M. (2013). Worked to death? A census-based longitudinal study of the relationship between the numbers of hours spent working and mortality risk. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 42, p. 1820-1830.

Pavcnik, N. (2002). Trade liberalization, exit, and productivity improvements: Evidence from Chilean plants. *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 69, p. 245-276.

Pierce, J. R. & Schott, P. K. (2016). The surprisingly swift decline of US manufacturing employment. *American Economic Review*, Nashville, v. 106, p. 1632-62.

Pinheiro, A. C., Markwald, R. & Pereira, L. V. (2002). *O desafio das exportações*. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/2064/1/LivroAcesso> em: 05 jul. 2020.

Verhoogen, E. A. (2008). Trade, quality upgrading, and wage inequality in the Mexican manufacturing sector. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 123, p. 489-530.

Virtanen, M., Heikkilä, K., Jokela, M., Ferrie, J. E., Batty, G. D., Vahtera, J. & Kivimäki, M. (2012). Long working hours and coronary heart disease: a systematic review and meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 176, p. 586-596.

WITS - *World Integrated Trade Solution* (2019). Disponível em: <https://wits.worldbank.org/WITS/WITS/Restricted/Login.aspx>. Acesso em: 20 mar. 2019.

Apêndice A**Tabela A.1:** Setores considerados na análise de acordo com o Código CNAE

Agricultura, Pecuária e Serviços Relacionados (0110, 0111, 0120); Silvicultura, Exploração Florestal e Serviços Relacionados (0200); Pesca, Aquicultura e Atividades dos Serviços Relacionados com estas Atividades (0500); Extração de Petróleo e Gás Natural e Serviços Relacionados (1100); Extração de Minerais Metálicos (1300); Extração de Minerais Não-Metálicos (1400); Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas (1501, 1502, 1503, 1504, 1505); Fabricação de Produtos do Fumo (1600); Fabricação de Produtos Têxteis (1700); Confeção de artigos do vestuário e acessórios (1800); Preparação de Couros e Fabricação de Artefatos de Couro, Artigos de Viagem e Calçados (1901, 1902); Fabricação de Produtos de Madeira (2000); Fabricação de Celulose, Papel e Produtos de Papel (2100); Edição, Impressão e Reprodução de Gravações (2200); Fabricação de Coque, Refino de Petróleo, Elaboração de Combustíveis Nucleares e Produção de Álcool (2301, 2302); Fabricação de Produtos Químicos (2401, 2402, 2403); Fabricação de Artigos de Borracha e Plástico (2501, 2502); Fabricação de Produtos de Minerais Não-Metálicos (2601, 2609); Metalurgia Básica (2700); Fabricação de Produtos de Metal - Exceto Máquinas e Equipamentos (2800); Fabricação de Máquinas e Equipamentos (2900); Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (3000); Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (3100); Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (3200); Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para Automação Industrial, Cronômetros e Relógios (3300); Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (3501, 3502, 3503, 3509); Fabricação de Móveis e Indústrias Diversas (3601); Atividades de Informática e Conexas (7201); Serviços Prestados Principalmente às Empresas (7409) e Atividades Recreativas, Culturais e Desportivas (9201)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Os CNAE: 7201, 7409 e 9201 são os setores considerados "não comercializáveis".

Apêndice B**Tabela B.1:** Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão	n° observações
Log(Acidentes e Doenças do Trabalho)	3,359	2,124	14,999
Log(Concorrência Chinesa)	0,0098	0,0452	14,999
Escolaridade	8,131	2,356	14,999
Sexo (Homem)	0,775	0,189	14,999
Idade	35,826	5,224	14,999
Raça (Branco)	0,453	0,242	14,999
Estado Civil (Casado)	0,479	0,228	14,999
Ocupação	0,221	0,234	14,999
Tamanho do estabelecimento	4,717	1,865	14,999

Fonte: Resultado da Pesquisa

Apêndice C

Tabela C.1: Estimativa do Efeito da Concorrência Chinesa sobre os Acidentes e Doenças do Trabalho (1º Estágio MQ2E)

	MQO			MQ2E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: $\log(\text{Acidentes e Doenças do Trabalho})$						
<i>América do Sul</i>	-	-	-	0,774*** (0,028)	0,775*** (0,026)	0,774*** (0,026)
Idade	-	-	-	-	-	-0,000 (0,000)
Sexo (Masculino)	-	-	-	-	-	-0,008** (0,003)
Raça/Cor (Branco)	-	-	-	-	-	-0,0006 (0,0017)
Ocupação	-	-	-	-	-	-0,003*** (0,0009)
Escolaridade	-	-	-	-	-	-0,0003 (0,0003)
Estado Civil (Casado)	-	-	-	-	-	-0,002 (0,001)
Tamanho do Estabelecimento	-	-	-	-	-	0,000 (0,000)
Controles	-	-	-	-	-	Sim
Efeitos fixos de estado	-	-	-	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de setor	-	-	-	-	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	-	-	-	-	Sim	Sim
Observações	-	-	-	14,975	14,975	14,975
Teste F	-	-	-	716,82***	841,20***	867,85***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Todas as estimativas estão ponderadas pela população de cada estado no ano de 2000 (ano base);

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

Erros-padrão robustos e clusterizados em nível de macrorregião (Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) estão entre parênteses. Em todas as estimativas controla-se por Tendências Específicas de Estados. Variáveis de controle consideradas: idade, sexo, raça, ocupação, escolaridade, estado civil e tamanho do estabelecimento.

EFEITOS DO PROGRAMA INOVAR-AUTO SOBRE A INDÚSTRIA DE VEÍCULOS NO BRASIL

THAIS WAIDEMAN NIQUITO *

ANDRÉ CARRARO †

Resumo

O presente estudo analisa o efeito do programa Inovar-Auto sobre diversos indicadores da indústria de veículos no Brasil, buscando contribuir com a literatura nacional acerca da efetividade dos gastos tributários. Foram investigados os impactos sobre a produção de veículos, o pessoal ocupado, o custo das operações industriais, o ativo imobilizado e o valor adicionado. As estratégias empíricas adotadas foram a estimação de modelos de controle sintético com dados nacionais e internacionais, bem como a estimação de um modelo de diferença em diferenças, com dados nacionais. Os impactos capturados sobre a produção e os ativos imobilizados não se mostraram robustos. Por outro lado, o impacto verificado sobre o valor adicionado foi negativo e há indícios de efeitos também negativos sobre o emprego e os custos.

Palavras-chave: Inovar-Auto, indústria de veículos, controle sintético, diferença em diferenças.

Códigos JEL: H25, L5, L62.

Abstract

This study analyzes the effect of the Inovar-Auto program on several indicators of the vehicle industry in Brazil, seeking to contribute to the national literature on the effectiveness of tax incentives. Impacts on vehicle production, employed persons, cost of industrial operations, fixed assets and added value were investigated. The empirical strategies adopted were the estimation of synthetic control models with national and international data, as well as the estimation of a model of difference in differences, with national data. The impacts captured on production and fixed assets were not robust. On the other hand, the impact on added value was negative and there are indications of negative effects on employment and costs.

Keywords: Inovar-Auto, vehicle industry, synthetic control, difference in differences.

JEL codes: H25, L5, L62.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea172674>

* Professora Doutora da Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC) e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). E-mail: twaideman@gmail.com.

† Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas (PPGOM/UFPel). E-mail: andre.carraro@gmail.com.

1 Introdução

Historicamente, políticas de exigência de conteúdo local têm sido uma ferramenta utilizada por diversos países em desenvolvimento para promover estímulos à produção e ao emprego em âmbito nacional. Apesar de não haver evidências robustas de sua eficácia, tal prática continua tendo significativa importância na formulação de políticas industriais, especialmente após momentos de crise, com potenciais efeitos na alocação dos fatores produtivos e impactos nos fluxos de comércio internacional (Stone et al. 2015).

Tais políticas, em geral, são engendradas a partir da concessão de subsídios associados à exigência de utilização de componentes locais (Grossman 1981). Do ponto de vista teórico, argumenta-se que as mesmas seriam neutras em termos fiscais, uma vez que as perdas decorridas dos gastos tributários seriam recompensadas pelo aumento da arrecadação advindo da expansão da produção e do emprego (Stone et al. 2015). Ainda, tais políticas são tidas como potenciais impulsionadoras da produção, do emprego e do desenvolvimento tecnológico de um setor específico (Kuntze & Moerenhout 2012, Tordo et al. 2013).

Contudo, em um ambiente de mercados imperfeitos, é possível que o aumento da demanda por componentes locais eleve o preço dos insumos, dado que os fornecedores nacionais podem encontrar dificuldades tanto para ajustar seu volume de produção quanto para produzir componentes que atendam às exigências tecnológicas, com potenciais efeitos negativos no desempenho do setor alvo da política (Grossman 1981). Ademais, é sabido que diversas políticas podem gerar distorções na alocação de recursos produtivos entre firmas e setores, fenômeno conhecido como *misallocation* (Hsieh & Klenow 2009). Pode-se mencionar, por exemplo, aquelas políticas direcionadas a setores específicos, na forma de subsídios creditícios ou tributários. Ao gerarem heterogeneidade nos preços enfrentados pelos produtores, são reconhecidas fontes de *misallocation*, com potenciais efeitos negativos na produtividade agregada da economia (Bartelsman et al. 2013, Restuccia & Rogerson 2008, 2017).

Se em termos teóricos o efeito de políticas de conteúdo local é ambíguo, são escassas as evidências empíricas de avaliação de seus impactos. Para o Brasil, uma exceção é o estudo desenvolvido por Possebom (2017), em que são avaliados os impactos econômicos da Zona Franca de Manaus,¹ encontrando efeitos significativos sobre o PIB real e a produção total de serviços per capita, mas negativos sobre a produção agrícola per capita. O presente estudo visa contribuir para essa literatura, propondo-se a avaliar o Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores (Inovar-Auto), criado pelo Governo brasileiro por meio da Lei nº 12.715/2012 na tentativa de reverter o fraco desempenho do setor e de promover sua competitividade.

Com grande relevância no cenário nacional – isoladamente, é responsável por 22% do Produto Industrial Bruto e por 3% do Produto Interno Bruto do país,² além de possuir extensa cadeia produtiva –, a indústria automobilística brasileira apresentou excelente desempenho no início dos anos 2000. Entre

¹Entre 1975 e 1990, para receber os benefícios associados à Zona Franca de Manaus, as empresas deveriam não apenas estarem situadas em Manaus, mas também atenderem às exigências de conteúdo local (Possebom 2017).

²ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (2017, 2020).

2002 e 2008, registrou crescimento anual médio superior a 10% na produção.³ Contudo, passou a experimentar dificuldades no período que sucedeu a crise financeira internacional. De 2009 a 2012, a produção do setor encolheu a uma taxa média de 1% ao ano. Em 2009, a participação do investimento sobre o faturamento foi de apenas 1,9% e, em 2012, o setor registrou o quinto ano consecutivo de saldo negativo na balança comercial.⁴

Foi esse o contexto do surgimento do programa Inovar-Auto, que esteve em vigor entre os anos de 2013 a 2017, cuja principal medida foi instituir concessões de Crédito Presumido de Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para empresas que, em pelo menos 80% da produção dos veículos fabricados, utilizassem 85% do valor com peças nacionais (Messa 2013). Expressamente, os principais objetivos do programa eram gerar estímulos aos investimentos, garantindo maior nacionalização dos veículos consumidos no país, e tornar a produção do setor mais competitiva em relação ao padrão internacional, em custo e tecnologia, por meio da capacitação de fornecedores e da realização de investimentos em P&D (Brasil 2012).

Durante sua vigência, representou um gasto tributário total de R\$ 6,8 bilhões – média de R\$ 1,35 bilhões ao ano (valores nominais), o equivalente a 0,5% do total gastos tributários estimados para o período.⁵ Findo seu período de vigência, foi sucedido pelo programa Rota 2030, que tem como principal objetivo ampliar a inserção global da indústria automotiva nacional e atrela incentivos fiscais à investimentos em P&D (Brasil 2018). Em linhas gerais, os impostos de importação de peças sem equivalente no Brasil (alíquota de 2%) serão redirecionados para projetos de pesquisa, desenvolvimento e inovação. A estimativa é que o gasto com o novo programa seja em torno de R\$ 1 bilhão nos cinco primeiros anos de vigência.

Apesar dos representativos montantes direcionais a tais políticas, são escassos estudos que façam a avaliação de seus impactos a partir dos instrumentos estatísticos adequados, não havendo evidências robustas de sua efetividade. A necessária racionalidade nos gastos públicos demanda que as políticas públicas sejam constantemente avaliadas, para que seus formuladores possam tomar as apropriadas decisões acerca de seus formatos ou até mesmo continuidade. Tal prática ainda não é rotineira no Brasil e o presente estudo objetiva contribuir nessa direção.

O intuito desta pesquisa é traçar um amplo panorama dos efeitos do programa Inovar-Auto sobre a indústria automobilística. Para tanto, são investigados os impactos sobre a produção de veículos, o pessoal ocupado, o custo das operações industriais, o ativo imobilizado (aquisições e melhorias) e o valor adicionado. Claramente, a análise de impacto de uma determinada política encontra como principal desafio a construção do cenário contrafactual, permitindo a observação do que teria ocorrido na ausência da mesma. Para tratar problemas dessa natureza, são documentadas na literatura diversas estratégias de identificação.

A principal estratégia empírica adotada no presente estudo foi a estimação de dois modelos de controle sintético. Primeiramente, utilizando dados internacionais obtidos junto à Organização Internacional das Indústrias de

³Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)/Pesquisa Industrial Mensal-Produção Física (PIM-PF).

⁴ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (2020).

⁵Receita Federal, Demonstrativos dos Gastos Tributários, Bases Efetivas.

Automóvel (OICA), foram investigados os impactos do programa sobre a produção de veículos. Nesse caso, o cenário contrafactual para a indústria de veículos brasileira foi construído criando-se um “Brasil Sintético” a partir de outros países. Contudo, é sabido que a economia brasileira foi afetada por uma severa crise entre 2014 e 2016 – nesse triênio, enquanto o PIB mundial cresceu a uma taxa anual média de 3,5% (FMI), o brasileiro se retraiu a uma taxa anual média de -2,1% (IBGE) –, o que pode ter afetado os resultados do setor automobilístico, dificultando o isolamento do impacto da política que se deseja avaliar.

Desse modo, em uma abordagem alternativa, foi estimado um segundo modelo de controle sintético com dados setoriais da indústria nacional, extraídos da Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE), investigando-se os efeitos do programa sobre o pessoal ocupado, o custo das operações industriais, o ativo imobilizado e o valor adicionado. Nesse caso, o cenário contrafactual para a indústria de veículos foi construído a partir da combinação dos demais setores da indústria de transformação brasileira. Uma possível fragilidade dessa abordagem está no horizonte temporal de disponibilidade dos dados, cujo início data de 2007. Considerando-se que o Inovar-Auto começou em 2013, obtém-se um período pré-tratamento de apenas seis anos, o que pode comprometer a consistência das estimativas (Abadie et al. 2010). Dessa forma, adicionalmente, como forma de checar a robustez dos resultados, foi estimado um modelo de diferença em diferenças a partir desse mesmo conjunto de dados.

O efeito estimado sobre a produção de veículos por meio do modelo de controle sintético e do uso dos dados de vários países foi negativo, mas não se mostrou robusto. Tanto construindo-se a unidade sintética utilizando como preditoras um conjunto de covariadas quanto apenas a variável dependente defasada, o efeito capturado para o Brasil não ficou na extremidade no teste de distribuição dos placebos. No modelo de controle sintético aplicado a dados setoriais nacionais, os resultados sobre o pessoal ocupado, os custos das operações industriais e o valor adicionado bruto foram negativos, mas apenas o terceiro se mostrou robusto. O efeito sobre o ativo imobilizado foi positivo, mas não robusto. A análise de robustez, assim como no caso anterior, foi conduzida, principalmente, a partir dos testes de distribuição dos placebos.

Por fim, os resultados alcançados a partir da estimação do modelo de diferença em diferenças corrobora com a direção do impacto do programa sobre as variáveis investigadas. A robustez, nesse caso, foi avaliada a partir da estimação de um placebo temporal, não sendo encontrada apenas para o impacto positivo observado sobre o ativo mobilizado. A redução dos custos, um efeito desejado do programa, se mostrou robusta. Adicionalmente, a queda no emprego e no valor adicionado, também robustas, poderiam ser entendidas como efeitos não desejados do programa. Contudo, levando-se em conta que o Brasil passou por uma severa crise econômica no período de vigência do Inovar-Auto, é razoável supor apenas que este não foi suficiente para reverter os efeitos da crise sobre o setor.

Assim, de maneira geral, pode-se concluir que o programa não teve efeitos sobre a produção de veículos e sobre o ativo imobilizado do setor, havendo indícios de que tenha reduzido os custos da indústria de veículos. Além disso, não foi capaz de reverter os efeitos negativos da crise que atingiu a economia brasileira nos anos de 2015 e 2016 sobre o emprego e o valor adicionado no setor de veículos, uma vez que há indícios de que o impacto sobre essas dimensões foi negativo. Este estudo é estruturado em mais quatro seções, além

desta introdução. A seção 2 traz um breve panorama da indústria de veículos no Brasil e do programa Inovar-Auto. A seção 3 discute as bases de dados e as estratégias empíricas adotadas. Na seção 4 os resultados são apresentados e discutidos e a seção 5 traz as considerações finais.

2 A Indústria de Veículos no Brasil e o Programa Inovar-Auto

O surgimento da indústria de veículos no Brasil está associado ao fim da Primeira Guerra Mundial e ao crescimento econômico baseado na produção em massa de veículos à combustão. Desde as primeiras décadas do século XX, conforme destacam Marx & Mello (2014), tal indústria evoluiu em quatro marcadas etapas. Inicialmente, dedicava-se à importação de automóveis, sem montagem local ou cadeias de suprimentos. Na segunda etapa, foram instaladas em território nacional montadoras dos principais *players* internacionais, abastecidas por fabricantes locais de autopeças. As importações tornaram-se restritas. Posteriormente, na terceira etapa – concomitante com a abertura comercial e o processo de estabilização macroeconômica nacional –, houve aumento do número de montadoras. Além disso, as políticas de liberalização e de incentivo a investimentos externos permitiram não apenas a importação de autopeças, mas também a participação da engenharia local em alguns projetos. Essa fase também é marcada pela importação de automóveis de segmento específico, como os de luxo e os de lançamento. Como destacado por Santos & Pinhão (1999), a maior concorrência externa direcionou as montadoras para a redução de custos, racionalização das atividades, aumento da variedade de produtos e especialização das plantas. Por fim, na quarta etapa, houve aumento significativo de fábricas localmente instalada, que passaram a produzir internamente modelos que antes eram importados.

Ao longo desse período, construiu-se no país uma importante indústria automotiva, composta por 26 montadoras, 473 empresas fornecedoras de autopeças e 5.249 concessionárias (ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores 2020). Em 2019, o Brasil produziu 2,94 milhões de veículos, o que representou 3,2% da produção mundial (OICA). O setor de fabricação de veículos automotores emprega diretamente cerca de 438 mil trabalhadores formais no país e as empresas estão majoritariamente situadas nas regiões Sul e Sudeste, que concentram quase 70% dos estabelecimentos (IBGE/PIA, 2018).

As frequentes políticas protecionistas direcionadas ao setor, que se seguiram principalmente a partir dos anos 1950, geraram uma indústria com reconhecida baixa produtividade, com preços elevados e com um processo de inovação praticamente inexistente (Sturgeon et al. 2017). Na tentativa de reduzir a concorrência externa, bem como em minorar o desequilíbrio na balança comercial observada a partir de 2008, o Governo Federal instituiu, em 2013, o Inovar-Auto (Palmeri 2017). Ao ser lançado, o mesmo já possuía uma adesão maciça das empresas pertencentes à indústria automotiva brasileira.⁶

Conforme destacado por Sturgeon et al. (2017), o Inovar-Auto foi concebido para atender a dois objetivos estratégicos complementares. O primeiro consistia em atrair novos investimentos para o país, aumentando a capacidade

⁶O quadro de empresas habilitadas ao programa pode ser visto em: http://www.mdic.gov.br/images/REPOSITARIO/sdci/InovarAuto/Habilita%C3%A7%C3%B5es_Inovar_Auto_01062017.pdf.

de produção da indústria, com esperados impactos positivos na geração de emprego e no aumento da produtividade do setor. Por sua vez, o segundo envolvia aproximar a indústria nacional dos novos patamares internacionais de regulação do setor, que indicavam, por exemplo, a produção de veículos com maior segurança, com mais eficiência energética e com o uso de mais tecnologia, refletidos em veículos movidos à energia elétrica, com acesso à internet e com a oferta de novos serviços de comunicação interligados a celulares. Assim, a investigação aqui conduzida busca averiguar o cumprimento dos objetivos do programa, tendo como limitação os dados disponíveis. São investigados nesta pesquisa os impactos sobre a produção de veículos, o pessoal ocupado, o valor adicionado, o custo das operações industriais e o ativo imobilizado.

Os gastos tributários estimados com o Inovar-Auto totalizaram, ao longo de seu período de vigência, aproximadamente R\$ 6,8 bilhões, o que corresponde a pouco mais do que 0,5% do total de gastos tributários do período. Para se ter uma melhor dimensão relativa da magnitude dos gastos envolvidos com o Inovar-Auto, pode-se ilustrar, por exemplo, que o mesmo representou cerca de 5% dos gastos tributários direcionados ao setor industrial e de 12% daqueles direcionados às empresas industriais optantes pelo Simples Nacional. Além disso, o valor recebido ao longo da vigência do programa representou 1,8% do valor adicionado bruto da indústria de veículos automotores no mesmo período.

Tabela 1: Gastos tributários, Brasil, R\$ milhões correntes

	Inovar-Auto (A)	Total de Gastos Tributários (B)	(A)/(B)
2013	852,54	223.310,47	0,38%
2014	1.504,01	257.223,37	0,58%
2015	1.492,50	269.993,56	0,55%
2016	1.522,28	264.686,81	0,58%
2017	1.386,01	278.743,06	0,50%
Total	6.757,35	1.293.957,26	0,52%

Fonte: Receita Federal, Demonstrativos dos Gastos Tributários, Bases Efetivas.

Em linhas gerais, o Inovar-Auto previa um aumento de 30 pontos percentuais na alíquota do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de veículos produzidos fora do Brasil, Mercosul ou México. Eram candidatas para habilitação no programa empresas que fabricassem ou importassem veículos, ou ainda que tivessem novos projetos de investimento para produção de veículos no país. Uma vez habilitadas, as empresas poderiam ter um crédito tributário referente a este aumento no IPI. Contudo, para usufruírem dos benefícios, as empresas participantes deveriam comprometer-se com uma série de contrapartidas, como, por exemplo, atingimento de metas de eficiência energética, realização de etapas fabris em território nacional e de dispêndios mínimos em pesquisa, desenvolvimento e inovação, entre outras. Além disso, o programa envolvia restrições à importação, com o estabelecimento de cotas (Brasil 2019).⁷

⁷O regime automotivo do Inovar-Auto possui uma multiplicidade de regras que são diversas e complexas para diferentes segmentos de veículos. Aqui foram destacados apenas os itens mais gerais. Para uma visão mais detalhada, ver Brasil (2019).

Dessa forma, é notório que as empresas domésticas passariam a ter um benefício competitivo em relação ao produto importado. Como consequência, o programa sofreu processos de montadoras estrangeiras com estratégia de atuação no mercado brasileiro de importação de veículos, que denunciaram o Governo brasileiro junto à Organização Mundial do Comércio (OMC). Um dos casos mais emblemáticos envolveu a denúncia feita pelo Governo japonês, em 2015. Na ocasião, alegou-se que o programa Inovar-Auto era discriminador com relação aos produtos de origem externa e que era, na verdade, uma política de subsídio ao setor automotivo doméstico. Em 2017, a OMC concluiu que o programa Inovar-Auto discriminava países, sendo uma política de gastos tributários, o que, conforme destacado por Myles et al. (2014), é um tipo de política cuja motivação é beneficiar um setor específico de um país.

Como já mencionado, encontram-se na literatura poucos estudos dedicados à avaliação dos impactos econômicos do programa Inovar-Auto a partir de um instrumental adequado. Duas exceções são os trabalhos realizados por Stone et al. (2015) e Messa (2013). Os primeiros autores conduziram uma ampla investigação, para vários países, acerca dos efeitos de Políticas de Conteúdo Local, a partir da aplicação de um modelo de equilíbrio geral computável. Destacam que, no caso do setor automotivo, a Rússia e a Venezuela adotaram políticas similares à brasileira após a crise de 2008.

Para o Brasil, a simulação dos impactos do programa Inovar-Auto conduzida por Stone et al. (2015) indicou uma projeção de aumento na produção de automóveis em 3,89%, de redução no custo de produção em 0,06% e de aumento na demanda por trabalho em 3,81%. Dadas as características do modelo empregado, é possível que esses resultados estejam capturando os impactos econômicos de curtíssimo prazo. Messa (2013), por sua vez, possui foco diferente do que se pretende nesta pesquisa. O autor avaliou o impacto do programa Inovar-Auto sobre o emprego nos setores fornecedores de componentes para a indústria automotiva. Utilizando o método de diferença em diferenças, não encontrou resultados que ratificassem a hipótese de que o mesmo tenha efeito positivo sobre o nível de emprego das empresas fornecedoras de componentes para o setor automobilístico.

A investigação do problema aqui proposta, com foco no setor diretamente afetado e conduzida por meio da aplicação das técnicas de avaliação de impacto consolidadas na literatura, contribui para uma visão mais ampla acerca dos efeitos da política, que são analisados de maneira *ex-post*, a partir dos resultados observados.

3 Dados e Estratégia Empírica

A estratégia de estimação dos impactos do programa Inovar-Auto via controle sintético foi adotada em dois contextos distintos. No primeiro modelo, o objetivo foi obter o efeito do programa sobre a produção de veículos no Brasil a partir de dados internacionais. Em linhas gerais, com base em um conjunto de informações para 36 países,⁸ foi construído um “Brasil sintético”, servindo como cenário contrafactual para o cálculo do impacto do programa sobre a variável de interesse. Os dados de produção de veículos foram obtidos juntamente à Organização Internacional das Indústrias de Automóvel (OICA) e

⁸Na Tabela 2 da seção 4, é possível a visualização de todos os países utilizados na estimação.

se referem à produção total, levando em consideração tanto veículos de passageiros quanto comerciais. Como essa base de dados não contempla muitos países, quase todos disponíveis foram utilizados como candidatos à construção da trajetória sintética da produção de veículos no Brasil.

Para esta investigação, a unidade sintética foi construída de duas maneiras. Primeiramente, seguindo as práticas clássicas de Abadie & Gardeazabal (2003), e Abadie et al. (2010, 2015) construiu-se a unidade sintética a partir de um conjunto de 14 covariadas, agregadas em nível nacional, extraídas das bases de dados do Banco Mundial e do Fundo Monetário Internacional (FMI), quais foram: (i) produto interno bruto (PIB) per capita, (ii) variação percentual anual do PIB, (iii) tamanho da força de trabalho, (iv) formação bruta de capital, (v) entrada líquida de investimento estrangeiro direto, (vi) inflação aos consumidores, (vii) poupança bruta, (viii) exportação de bens e serviços, (ix) importação de bens e serviços, (x) despesa total do governo, (xi) participação da agricultura no total da economia, (xii) participação da indústria no total da economia, (xiii) consumo de energia elétrica e (xiv) taxa de participação da força de trabalho. Seguindo Abadie et al. (2010), a variável de interesse também foi utilizada como covariada para a construção do Brasil sintético. Em um segundo momento, como forma de testar a robustez dos resultados, adotou-se uma forma alternativa para a construção da unidade sintética, seguindo diversos estudos recentes que têm mostrado que o uso da variável de interesse defasada como preditora é capaz de produzir um bom ajuste para a construção da unidade sintética (ver, por exemplo, Botosaru & Ferman (2019), Doudchenko & Imbens (2016) e Gobillon & Magnac (2016)). Em ambos os casos, o período de análise vai de 1999 a 2017, respeitando a disponibilidade dos dados.

O segundo modelo de controle sintético leva em conta dados setoriais da indústria nacional. Tal abordagem foi inserida no estudo como forma de atestar se os resultados encontrados a partir do uso de dados internacionais não teriam sido afetados pela crise econômica que atingiu o Brasil entre 2014 e 2016, conforme mencionado na introdução. Nesse caso, o setor de fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias foi considerado como tratado – ou seja, afetado pelo programa – e os demais 23 setores da indústria de transformação brasileira foram candidatos à construção de sua unidade sintética.⁹ Foram utilizadas exclusivamente as informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por meio da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa), para os anos de 2007 a 2016.¹⁰ A partir dessa abordagem, foram avaliados os efeitos sobre quatro variáveis extraídas da base de dados supracitada: (i) o número de pessoas ocupadas em 31/12, (ii) o valor adicionado bruto, (iii) os custos das operações industriais e (iv) o ativo imobilizado (aquisições e melhorias).

Cabe aqui conceituar as variáveis de interesse analisadas. O número de pessoas ocupadas em 31/12 se refere ao total de pessoas vinculadas ao setor no último dia de cada ano, incluindo aquelas afastadas para férias, licenças, seguros por acidentes, entre outros, mesmo que os afastamentos sejam superi-

⁹Foi utilizada a divisão setorial da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), versão 2.0. A mesma pode ser encontrada em: <https://concla.ibge.gov.br/>.

¹⁰Embora os dados da PIA-Empresa estejam disponíveis desde 1996, no ano de 2007 houve mudança na classificação de atividade, passando da CNAE 1.0 para a CNAE 2.0. Como os dados disponibilizados pelo IBGE em nível mais agregado não permitem que se remonte a exata correspondência setorial entre as duas versões, optou-se por iniciar a série de dados neste ano.

ores a 15 dias. Não são contabilizados os membros do conselho administrativo, diretor ou fiscal, que não desenvolvam qualquer outra atividade na empresa, os autônomos e as pessoas que trabalham dentro da empresa, mas são remuneradas por outras empresas. O valor adicionado bruto é a diferença entre o valor bruto da produção e o consumo intermediário. Conforme mencionado na seção 2, a investigação dessas duas variáveis, em conjunto com a investigação feita sobre a produção a partir de dados internacionais, visam avaliar se o Inovar-Auto foi capaz de atrair novos investimentos, expandir a capacidade produtiva e o emprego, parte do objetivo da política.

O custo das operações industriais compreende os custos incorridos no ano que estão diretamente ligados à produção (consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes; compra de energia elétrica; consumo de combustíveis, de peças e acessórios para manutenção e reparação de máquinas e equipamentos, serviços industriais e de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos prestados por terceiros). Os salários e encargos não estão inseridos nesses custos. Já o ativo imobilizado é a quantidade de recursos aplicados no ano para aquisição de bens de permanência duradoura destinados ao funcionamento da empresa e para melhorias (benfeitorias) que tenham aumentado a vida útil dos bens. Logo, entende-se que a investigação dos efeitos do programa sobre essas variáveis pode dar indicativos da capacidade de as empresas cumprirem o objetivo de aproximação da indústria nacional em relação aos patamares internacionais, por meio da redução dos custos para a produção e do aumento do estoque de capital.

Assim como procedido na estimação a partir dos dados internacionais, na investigação a partir dos dados setoriais nacionais, a unidade sintética também foi construída de duas maneiras. Primeiramente, para cada uma das variáveis de interesse, ela própria e as outras investigadas, além do número de empresas, foram utilizadas como preditores. Em um segundo momento, para cada variável de interesse, apenas os seus valores defasados foram utilizados como preditores. Ainda como forma de atestar a robustez dos resultados, adotou-se uma terceira estratégia empírica, que consiste na estimação de um modelo de diferença em diferenças, no qual são usadas as mesmas informações do modelo de controle sintético com dados setoriais para a indústria nacional, investigando-se os impactos do Inovar-Auto sobre as quatro variáveis supracitadas. As subseções 3.1 e 3.2 apresentam em maior detalhe as estratégias empíricas adotadas.

3.1 Modelo de Controle Sintético

Esta subseção discute o método de controle sintético, utilizado para analisar o impacto do programa Inovar-Auto sobre a produção de veículos no Brasil, a partir de uma base de dados internacional, e sobre o pessoal ocupado, os custos, os ativos e o valor adicionado desta indústria, a partir de uma base de dados setorial nacional.

Nesta abordagem empírica, constrói-se para o país (Brasil) ou setor (veículos) que foi afetado (tratado) pelo programa a trajetória das variáveis de interesse na ausência da intervenção (tratamento) – denominada “trajetória sintética”. Isso é feito tendo como base o comportamento de algumas variáveis, correlacionadas com as de interesse, nos países (ou setores) que não receberam o tratamento (controles). A forma por meio da qual a trajetória sintética é construída faz com que a mesma não esteja sujeita aos efeitos do tratamento,

servindo, portanto, como o cenário contrafactual para a avaliação dos impactos.

A ideia subjacente ao método para a identificação do impacto e do estabelecimento da relação causal é que o processo que gera a trajetória da variável de interesse no país (ou setor) tratado é o mesmo que gera essa trajetória nas unidades de controle. Consequentemente, choques ocorridos no período investigado (que não a intervenção) afetam similarmente as variáveis dependentes em todas as unidades. Abaixo, o método é apresentado formalmente, seguindo de perto o desenvolvido em Abadie et al. (2010), cujo objetivo foi calcular o impacto do programa de controle do tabagismo, implantado na Califórnia em 1988.

Suponha que existam no mundo $C+1$ países (ou, na indústria, $C+1$ setores) sendo que apenas o primeiro tenha sido exposto ao tratamento, remanescendo C países (setores) como potenciais controles. Define-se Y_{mt}^N como a variável de interesse do país (setor) m no instante t na ausência da implementação do programa para $m = 1, \dots, C+1$ e $t = 1, \dots, T$. Define-se T_0 como o número de períodos pré-programa, com $1 < T_0 < T$. Além disso, seja Y_{mt}^I a variável de interesse do país (setor) m no instante t quando o mesmo foi afetado pelo programa nos períodos $T_0 + 1$ até T . Assume-se também que a criação do Inovar-Auto não teve impactos sobre a variável de interesse antes do ano de sua implantação, assim para $t \in \{1, \dots, T_0\}$ e para todo $m \in \{1, \dots, N\}$, tem-se que $Y_{mt}^I = Y_{mt}^N$.

Seja $\alpha_{mt} = Y_{mt}^I - Y_{mt}^N$ o efeito do programa nas variáveis de interesse no país (setor) m no tempo t e seja D_{mt} uma variável binária que assume valor 1 para períodos em que o país (setor) foi exposto ao tratamento e 0 para os períodos anteriores. Assim, a variável de interesse observada no país (setor) m no tempo t é dado por:

$$Y_{mt}^I = Y_{mt}^N + \alpha_{mt} D_{mt} \quad (1)$$

Uma vez que apenas o primeiro país – país “um” (ou setor – setor “um”) foi exposto à criação do programa Inovar-Auto e a medida somente teve impacto após o ano de sua implantação (T_0), tem-se que:

$$D_{mt} = \begin{cases} 1, & \text{se } m = 1 \text{ e } t > T_0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

Os parâmetros de interesse para estimação do impacto do tratamento sobre as variáveis de interesse do país (setor) tratado são $(\alpha_{1T_0+1}, \dots, \alpha_{1T})$. Nota-se claramente que Y_{mt}^I é observado para todos os períodos, enquanto que não se observa Y_{mt}^N para o país (setor) tratado nos períodos posteriores à implantação do programa. Portanto, para a estimação dos parâmetros de interesse, faz-se necessária a estimação de Y_{mt}^N .

Suponha que Y_{mt}^N seja dado por um modelo fatorial, na forma:

$$Y_{mt}^N = \delta_t + \theta_t Z_m + \lambda_t \mu_m + \epsilon_{mt} \quad (3)$$

em que δ_t é um fator desconhecido comum entre os países (setores); Z_m é um vetor ($r \times 1$) de variáveis previsoras daquelas de interesse; θ_t é um vetor ($1 \times r$)

de parâmetros; λ_t é um vetor ($1 \times F$) de fatores comuns não observáveis; μ_m é um vetor ($F \times 1$) de fatores desconhecidos; e ϵ_{mt} é o termo de erro com média zero para m e t .

Agora, considere um vetor de pesos P ($C \times 1$) tal que $P = (p_2, p_3, \dots, p_{C+1})'$, $p_m \geq 0$ para $m = 2, \dots, C+1$ e $\sum_{m=2}^{C+1} p_m = 1$. Cada valor particular do vetor P representa um potencial controle sintético, de modo que o vetor P gera uma média ponderada específica dos países (setores) candidatos a controle. Desse modo, a variável de interesse sintética pode ser expressa por:

$$\sum_{m=2}^{C+1} p_m Y_{mt} = \delta_t + \theta_t \sum_{m=2}^{C+1} p_m Z_{mt} + \lambda_t \sum_{m=2}^{C+1} p_m \mu_m + \sum_{m=2}^{C+1} p_m \epsilon_{mt} \quad (4)$$

Supondo que haja um $P^* = (p_2^*, p_3^*, \dots, p_{C+1}^*)'$ que satisfaça $\sum_{m=2}^{C+1} p_m^* = 1$ e que:

$$\sum_{m=2}^{C+1} p_m^* Y_{mt} = Y_{1t} \forall t \in (t, T_0) \quad (5)$$

$$\sum_{m=2}^{C+1} p_m^* Z_{mt} = Z_1 \quad (6)$$

pode ser mostrado que se $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ é não singular:

$$\begin{aligned} Y_{1t}^N - \sum_{m=2}^{C+1} p_m^* Y_{mt} &= \sum_{m=2}^{C+1} p_m^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \lambda_s' (\epsilon_{ms} - \epsilon_{1s}) \\ &- \sum_{m=2}^{C+1} p_m^* (\epsilon_{ms} - \epsilon_{1s}) \end{aligned} \quad (7)$$

Se o número de períodos anteriores ao programa for grande em relação à escalada de ϵ , Abadie et al. (2010) demonstram que, sob certas condições, o lado direito da equação (7) se aproxima de zero, permitindo que o parâmetro de interesse seja estimado na forma:

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t}^I - \sum_{m=2}^{C+1} p_m^* Y_{mt} \forall t \in (T_0, T] \quad (8)$$

É bastante provável que as equações (5) e (6) não sejam obtidas para nenhum P . Em outras palavras, o país (setor) tratado não pode ser replicado com exatidão por nenhuma combinação de médias ponderadas dos países (setores) de controle. Contudo, o método de controle sintético consiste em buscar os pesos que tornam a média ponderada dos países (setores) de controle o mais próximo possível do país (setor) tratado.

Seja X_0 um vetor ($K \times 1$) em que K são os valores de variáveis pré-tratamento associadas ao país (setor) que implementou o programa, X_1 uma matriz ($K \times C$)

que contém os valores das mesmas variáveis de X_0 , mas para todos os C países (setores) candidatos à controle, e W uma matriz diagonal cujos valores na diagonal refletem a importância que cada variável pré-tratamento recebe na predição da variável de interesse. O vetor de pesos P^* será escolhido de modo a resolver o seguinte problema de otimização condicionada:

$$\min_{p \in P} (X_0 - X_1 P)' W (X_0 - X_1 P)$$

$$\text{em que: } P = \left\{ (p_2, \dots, p_C)' \text{ sujeito a: } \sum_{m=2}^C p_m = 1, p_m \geq 0 \text{ (} m = 2, \dots, C \text{)} \right\}$$

O vetor P^* , obtido da resolução do problema acima exposto, contém o peso ótimo estimado que cada um dos países (setores) candidatos a controle deve receber para a construção do contrafactual. É importante mencionar que alguns candidatos a controle podem receber peso zero devido à sua capacidade nula em auxiliar na construção da unidade sintética.

Assim, a unidade sintética será o mais próximo possível da unidade tratada, em termos da variável de interesse. Uma medida de ajuste da unidade construída com a unidade tratada é a Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio (REPQM), que é a raiz quadrada do erro quadrático médio, de modo que valores mais próximos de zero indicam ajustes melhores entre as unidades.

Conforme destaca Abadie & Gardeazabal (2003), o vetor P^* dependerá da importância relativa que é atribuída a cada variável utilizada na predição da variável de interesse (valores de W). Essa escolha pode ser feita de maneira arbitrária. Contudo, no presente estudo, a determinação de W será realizada com base em um processo de otimização que procura dentre todas as matrizes diagonais positivas semidefinidas aquela que gere os pesos que melhor se ajustem às informações do país (setor) tratado com os países (setores) de controle.

Uma vez obtida a matriz P^* , a construção da variável de interesse para a unidade sintética é a média ponderada do valor dessa variável para cada unidade de controle por seu peso ótimo estimado. Essa é a série utilizada para fins de comparação com a real trajetória da variável de interesse no país (setor) tratado de fato.

Assim, se Y_{mt} é a variável de interesse para $m = 2, \dots, C + 1$ nos T períodos de análise, tem-se que as estimativas da trajetória da variável de interesse sintética, \hat{Y}_{1t}^N , e do impacto da implementação do programa Inovar-Auto no Brasil – país “um” (ou no setor de Veículos Automotores – setor “um”), α_{1t} , para todos os períodos $t \in (T_0, T]$ são dadas por:

$$\hat{Y}_{1t}^N = \sum_{m=2}^{C+1} p_m^* Y_{mt} \quad (9)$$

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t}^I - \hat{Y}_{1t}^N \quad (10)$$

Como visto, a ideia central do método de controle sintético é que uma combinação dos países (setores) não afetados pela política econômica fornece um

cenário contrafactual melhor do que uma única unidade isolada. De acordo com Abadie et al. (2010), a transparência é uma das características mais atrativas do método aqui proposto, uma vez que deixa explícita a contribuição relativa de cada unidade de controle na criação do cenário contrafactual, bem como as similaridades entre as unidades de tratamento e controle.

3.2 Modelo de Diferença em Diferenças

Como estratégia empírica adicional, o impacto do Inovar-Auto sobre a indústria de veículos no Brasil também foi estimado por meio de um modelo de diferença em diferenças tendo como base os dados setoriais da indústria de transformação nacional. A ideia subjacente desse método é mensurar as diferenças entre a unidade tratada (setor de veículos) e aquelas não tratadas, denominadas controles (os demais 23 setores da indústria de transformação), em dois períodos de tempo (pré-implementação do programa – 2007 a 2012 – e pós-implementação – 2013 a 2016).

A equação a ser estimada é a seguinte:

$$y_{st} = k_s + \pi_t + \alpha_1 \text{InovarAuto}_{st} + \alpha_2 \text{Empresas}_{st} + \rho_s t + \epsilon_{st} \quad (11)$$

em que a variável y_{st} representa uma das quatro variáveis sobre as quais o impacto foi investigado para o setor s no ano t ; k_s é o efeito fixo do setor s ; π_t é um vetor com *dummies* de ano. A variável InovarAuto_{st} é binária, assumindo valor um quando a observação s é o setor de fabricação de veículos e quando o ano t for de 2013 em diante (vigência do programa). No modelo também foi inserida a covariada número de empresas no setor, representada na equação por Empresas_{st} e uma tendência linear específica de cada setor, representada pelo termo $\rho_s t$. Por fim, ϵ_{st} é o termo de erro. Cabe ressaltar que, na seção de resultados, também são apresentadas as estimações sem a covariada e a tendência linear setorial.

Assim, a equação (11) foi estimada quatro vezes, para cada uma das variáveis de interesse. Além disso, seguindo a recomendação de Bertrand et al. (2004), as estimações foram feitas com cluster de setores, de modo a corrigir problemas de heterocedasticidade do termo de erro e de superestimação da significância dos coeficientes.

O modelo de diferença em diferenças tem como pressuposto a hipótese de que na ausência de tratamento os grupos tratados e controles evoluíram de maneira semelhante, também denominada hipótese de tendências paralelas. Na literatura, frequentemente a validade de tal hipótese é testada via realização de testes placebos temporais. Nesses casos, o mais usual é supor a existência de tratamento em algum período que se sabe que este não ocorreu e estimar o efeito da política em escrutínio, esperando que os parâmetros resultantes não sejam estatisticamente significativos. O teste de placebo temporal aqui realizado é apresentado na seção de resultados.

4 Resultados e Discussão

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir das três estratégias empíricas adotadas. A subseção 4.1 traz os efeitos encontrados a partir da estimação do modelo de controle sintético com dados internacionais, com a comparação da produção da indústria de veículos no Brasil

com outros países. A subseção 4.2 apresenta os efeitos obtidos por meio da estimação via controle sintético que leva em conta dados nacionais setoriais, comparando o setor de veículos com os demais da indústria de transformação brasileira. A subseção 4.3 traz os impactos do programa estimados a partir do modelo de diferença em diferenças, também estimado com dados setoriais da indústria nacional.

De maneira sucinta, o efeito estimado sobre a produção de veículos – por meio do modelo de controle sintético e do uso dos dados de vários países – não se mostrou robusto. Com o modelo de controle sintético aplicado a dados setoriais nacionais foram estimados os efeitos sobre o pessoal ocupado, o custo das operações industriais, o ativo imobilizado (aquisições e melhorias) e o valor adicionado. Os resultados também não foram robustos, não sendo possível afirmar que o programa tenha tido efeito sobre essas variáveis. Apenas no caso do valor adicionado, os impactos (negativos) apresentaram robustez nas duas abordagens empregadas, mas somente nos anos finais da série. Assim, esse resultado precisa ser lido com cautela, visto que, nesse período, o Brasil atravessava uma severa crise econômica, que pode ter influenciado o comportamento da variável investigada caso tenha atingido o setor de veículos mais duramente que os demais segmentos da indústria de transformação.

Por fim, os resultados do modelo de diferença em diferenças mostraram que o Inovar-Auto reduziu os custos das operações industriais, o que pode ser considerado um impacto positivo do programa. Contudo, também há evidências de redução do pessoal ocupado e do valor adicionado bruto, que se mostraram crescentes com o passar dos anos. Novamente, cautela é necessária na leitura desses resultados.

4.1 Resultados do Modelo de Controle Sintético para a Comparação entre Países (Internacional)

A Tabela 2 apresenta os pesos que cada um dos 36 países candidatos a controle recebeu para a construção do Brasil sintético. A unidade sintética foi criada a partir da seguinte ponderação: Argentina (18,7%), China (33,7%), França (42,2%), Japão (0,1%) e Turquia (5,3%). Na Tabela 3, são trazidas as médias para o período de pré-tratamento das variáveis analisadas do Brasil e seu sintético. Assim, é possível comparar o quão preciso foi o método em reproduzir as médias pré-tratamento das variáveis preditoras. Pode-se observar que, na média do período de 1999 a 2012, o PIB per capita do Brasil foi de cerca de US\$ 13 mil, a economia do país cresceu a uma taxa anual de 3,5% e a força de trabalho era composta por 90 milhões de pessoas, representando cerca de 66% da população. A formação bruta de capital representava pouco mais de 19% do PIB, a entrada líquida de investimento estrangeiro direto era de apenas 3,19% do PIB e a taxa de poupança representava pouco menos de 16% do PIB. O país apresentava baixas taxas de exportação e importação, respectivamente 12,81% e 12,53% do PIB. Por fim, o setor primário era responsável por 5,58% do PIB e a indústria por pouco mais de 27% do PIB, sendo o restante advindo do setor de serviços.

A média ponderada a partir dos pesos determinados pela metodologia do controle sintético conseguiu gerar uma média pré-tratamento para a produção de veículos muito próxima à média verdadeira. O mesmo vale para o investimento estrangeiro direto, para as despesas do governo, as participações da

agricultura e da indústria no PIB e para a taxa de participação da força de trabalho. Contudo, para as demais variáveis o ajuste foi menos preciso.

Tabela 2: Países-controle e sua participação na construção da unidade sintética do Brasil

Unidades de Controle	Peso ótimo estimado	Unidades de Controle	Peso ótimo estimado
Argentina	0,187	Japão	0,001
Austrália	0,000	Coreia do Sul	0,000
Áustria	0,000	México	0,000
Bélgica	0,000	Malásia	0,000
Canadá	0,000	Holanda	0,000
China	0,337	Polônia	0,000
República Tcheca	0,000	Portugal	0,000
Alemanha	0,000	Romênia	0,000
Egito	0,000	Rússia	0,000
Espanha	0,000	Sérvia	0,000
Finlândia	0,000	Eslováquia	0,000
França	0,422	Eslovênia	0,000
Reino Unido	0,000	Suécia	0,000
Hungria	0,000	Tailândia	0,000
Indonésia	0,000	Turquia	0,053
Índia	0,000	Ucrânia	0,000
Irã	0,000	Estados Unidos	0,000
Itália	0,000	África do Sul	0,000

Elaboração dos autores.

Na Figura 1, são traçadas as trajetórias da produção de veículos do Brasil e do Brasil sintético. Para que a série sintética seja um bom contrafactual da série verdadeira, é necessário que ela consiga replicar satisfatoriamente a trajetória da variável de interesse até 2013 (quando o programa entra em vigor). A raiz do erro de previsão quadrático médio para esse período é de 0,07 na escala logarítmica. Ou seja, de acordo com esse critério, pode-se afirmar que a série sintética é uma boa previsora da série tratada no período de pré-tratamento.

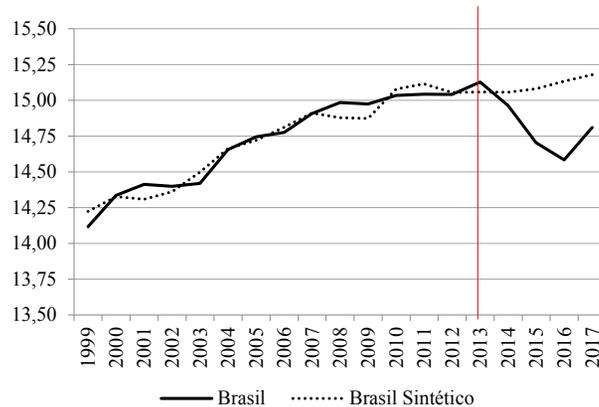
Posteriormente a 2013, a trajetória da série sintética fica acima daquela observada para a série tratada, deixando de ser uma boa previsora desta. Esse comportamento sugere que o programa Inovar-Auto possa ter tido impacto negativo sobre a produção de veículos no Brasil. Por um lado, isso pode ser um colateral indesejado do programa, visto que, como discutido na introdução, o setor alvo da política pode ser prejudicado no caso de seus fornecedores nacionais encontrarem dificuldades de ajuste na produção ou, ainda, para produzir componentes que atendam às exigências tecnológicas. Por outro lado, sabe-se que este é um resultado que deve ser analisado com parcimônia, uma vez que a economia nacional, no período aqui considerado como pós-tratamento, passou por uma das mais severas crises de sua história recente, fenômeno não observado na mesma intensidade nos demais países e que pode afetar o efeito aqui estimado.¹¹

¹¹Entre 2014 e 2017, o PIB brasileiro apresentou queda acumulada de 5,0%. Na mesma base de comparação, o crescimento do PIB foi de 14,8% no mundo, de 8,2% nos países da Área do Euro

Tabela 3: Média das variáveis preditoras no período pré-tratamento para o Brasil e seu sintético

	Brasil Tratado	Brasil Sintético
Produção de Veículos (ln)	14,70	14,70
PIB <i>per capita</i> (preços constantes)	12.915,62	21.951,55
PIB (var. % anual)	3,42	4,72
Força de Trabalho (pessoas)	90.100.000	274.000.000
Formação Bruta de Capital (% do PIB)	19,11	28,01
Investimento Estrangeiro Direto (entrada líquida, % do PIB)	3,19	2,87
Inflação (consumidores, % anual)	6,49	4,16
Poupança Bruta (% do PIB)	15,70	29,50
Exportação de Bens e Serviços (% do PIB)	12,81	25,43
Importação de Bens e Serviços (% do PIB)	12,53	23,37
Despesa Total do Governo (% do PIB)	38,09	36,72
Agricultura (VAB, % do PIB)	5,58	6,81
Indústria (VAB, % do PIB)	27,08	31,92
Consumo de Energia Elétrica (KWh <i>per capita</i>)	2.070,14	4.391,43
Taxa de Participação da Força de Trabalho (%)	65,99	62,46

Elaboração dos autores.

Figura 1: Trajetória da produção de veículos do Brasil e do Brasil Sintético (escala logarítmica)

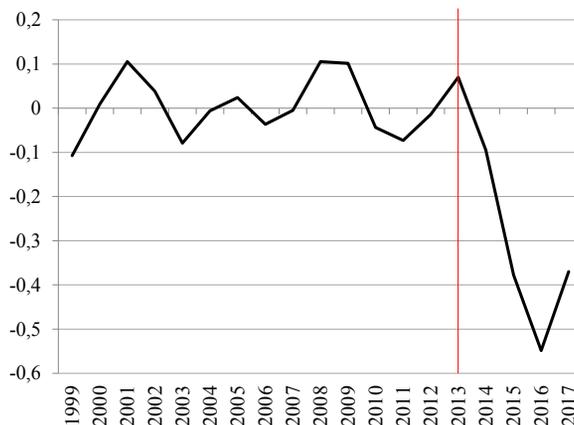
Elaboração dos autores.

Com os resultados obtidos na Figura 1, é possível mensurar o efeito ano a ano, conforme demonstrado na Figura 2. Em 2013, primeiro ano do programa e em um cenário predecessor da severa crise econômica (neste ano, o PIB brasileiro apresentou crescimento de 3%), o efeito foi positivo em 6,9%. A partir de então, o impacto mensurado torna-se negativo, aumentando sua magnitude com o passar dos anos até 2016, quando atinge a dimensão de quase -55%. Em 2017, embora ainda negativo, é menos severo (cerca de -37%). É preciso ressaltar que nos anos de 2014, 2015 e 2016, o PIB brasileiro apresentou variações de 0,5%, -3,55% e -3,31%, respectivamente, acumulando uma queda de 6,28% no período. Em 2017, a economia cresceu 1,06%, revertendo apenas parcialmente a retração observada nos anos anteriores. Assim, é possível que, na ausência da crise, os efeitos do programa possam ser menos negativos ou até mesmo neutros.

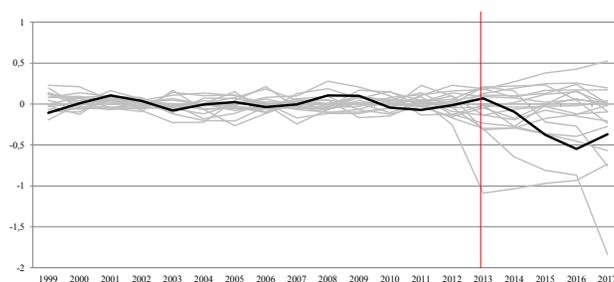
Uma forma de testar a robustez do impacto observado é a realização do teste de distribuição dos placebos. Este consiste na construção da série de produção de veículos sintética para todos os 36 países que foram utilizados para a estimação do Brasil sintético, utilizando o mesmo período pré-tratamento (1999 a 2012). Isso feito, calcula-se a diferença das trajetórias observadas de produção de veículos para cada país e sua trajetória sintética. O passo final é a plotagem dessas diferenças em um único gráfico, juntamente com a diferença observada para o Brasil. A ideia é observar se a diferença para o Brasil (país no qual o programa foi implementado) apresenta comportamento distinto em relação às diferenças dos demais países (que não tiveram o programa). Se o efeito encontrado no Brasil não estiver em uma das extremidades da distribuição dos placebos, então conclui-se que o impacto do Inovar-Auto não foi robusto.

Seguindo a recomendação de Abadie et al. (2010), foram utilizados no teste de distribuição dos placebos apenas os países que tiveram um ajuste medido

e naqueles que compõem o G7, de 11,4% nos demais países desenvolvidos (excluído Área do Euro e G7), de 29,9% nos países em desenvolvimento da Ásia, de 9,1% nos países em desenvolvimento da Europa, de 2,5% na América Latina e de 13,6% nos países do Oriente Médio, Ásia Central e África Subsaariana (IMF 2020).

Figura 2: Efeito do programa sobre a produção de veículos

Elaboração dos autores.

Figura 3: Distribuição das diferenças entre os tratados e sintéticos – linha escura=Brasil

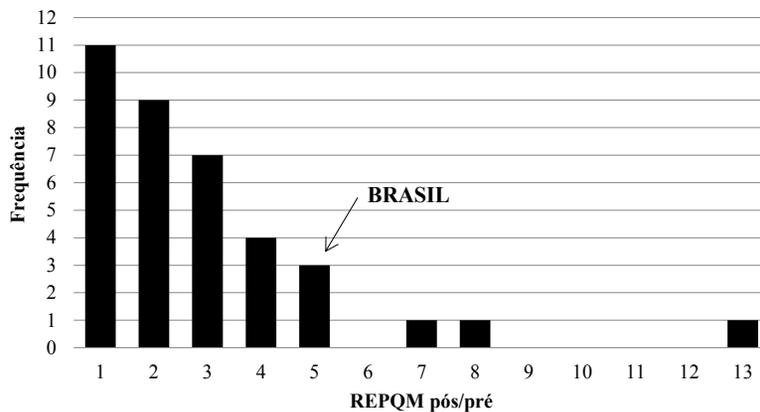
Elaboração dos autores.

pela Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio (REPQM) para o período anterior ao programa não muito superior ao observado para a unidade tratada. Dessa forma, a Figura 3 apresenta essa distribuição apenas com os países cuja medida REPQM pré-programa não foi superior a duas vezes o valor do Brasil. Dos 36 placebos, foram mantidos 18. O valor das REPQM pré-programa para cada país, bem como a lista daqueles mantidos e excluídos no teste de distribuição dos placebos podem ser observados no Quadro (a) da Tabela A.1 (Anexo). Em todo o período pós-programa, a série da diferença entre o observado e o sintético do Brasil se confunde com as diferenças entre os tratados e sintéticos de outros países, mesmo quando a diferença negativa aumenta de magnitude. Esse teste visual sinaliza, portanto, que não houve efeito robusto do Inovar-Auto sobre a produção de veículos no Brasil.

Por fim, uma forma adicional de avaliar a diferença entre a trajetória observada e sintética do Brasil em relação a essa diferença para os demais países é analisar a distribuição da razão do erro quadrático médio pós-tratamento/pré-tratamento. A ideia é que se o programa teve efeito sobre a produção de veículos no Brasil, a REPQM do período pós-tratamento será muito maior em relação a REPQM pré-tratamento. Além disso, caso o comportamento observado para o Brasil seja derivado do impacto do programa, o mesmo comportamento

não deve ser registrado para nas demais localidades. Assim, a razão entre as duas no Brasil deve ser mais elevada em relação a essa razão nos países não afetados. Conforme destaca Abadie et al. (2010), a vantagem dessa avaliação em relação à anterior é que exime o pesquisador da escolha arbitrária dos países que devem ou não ser inseridos no teste de placebo. A Figura 4 mostra essa distribuição para o Brasil e para os 36 países de controle. No Brasil, a razão da REPQM pós/pré-programa foi de 5,22, não sendo a maior observada para todos os países: outros cinco tiveram a razão igual ou superior a esta. Novamente, não é possível certificar a robustez do impacto estimado.

Figura 4: Razão do erro quadrático médio pós-tratamento/pré-tratamento – Brasil e 36 países-controle (valor arredondado)



Elaboração dos autores.

Conforme discutido na seção 3, para avaliar a robustez dos resultados obtidos, optou-se por estimar uma segunda versão do modelo de controle sintético. Esta consiste em não utilizar nenhuma covariada como preditora, apenas as defasagens – para todo o período pré-tratamento – da variável de interesse. Na Tabela 4, é possível observar mudanças na composição e nos pesos atribuídos a cada um dos 36 países candidatos a controle. Nessa abordagem, um número maior de países recebeu ponderação maior que zero na construção da unidade sintética do Brasil. São estes: China (16,6%), República Tcheca (7,6%), Alemanha (28,8%), Finlândia (1,7%), Irã (10%), Indonésia (8,3%), Japão (14,7%) e Polônia (12,3%).

As trajetórias da produção de veículos do Brasil e do Brasil sintético podem ser observadas na Figura 5. A REPQM para o período pré-tratamento 0,036 na escala logarítmica. Dessa forma, registra-se que, desconsiderando as covariadas e utilizando apenas as defasagens da variável de interesse como preditoras, o ajuste do modelo se mostra melhor. Assim como no caso anterior, no período pós-programa, a trajetória da série sintética fica acima daquela observada para a série tratada, corroborando o resultado previamente encontrado, de que o programa Inovar-Auto possa ter tido impacto negativo sobre a produção de veículos no Brasil.

Na análise da diferença ano a ano entre a série observada e a sintética (Figura 6), é possível observar comportamento semelhante ao registrado anteriormente, embora em magnitudes levemente mais expressivas. Em 2013,

Tabela 4: Países-controle e sua participação na construção da unidade sintética do Brasil – variável dependente defasada utilizada como preditora

Unidades de Controle	Peso ótimo estimado	Unidades de Controle	Peso ótimo estimado
Argentina	0,000	Japão	0,147
Austrália	0,000	Coreia do Sul	0,000
Áustria	0,000	México	0,000
Bélgica	0,000	Malásia	0,000
Canadá	0,000	Holanda	0,000
China	0,166	Polônia	0,123
República Tcheca	0,076	Portugal	0,000
Alemanha	0,288	Romênia	0,000
Egito	0,000	Rússia	0,000
Espanha	0,000	Sérvia	0,000
Finlândia	0,017	Eslováquia	0,000
França	0,000	Eslovênia	0,000
Reino Unido	0,000	Suécia	0,000
Hungria	0,000	Tailândia	0,000
Indonésia	0,083	Turquia	0,000
Índia	0,000	Ucrânia	0,000
Irã	0,100	Estados Unidos	0,000
Itália	0,000	África do Sul	0,000

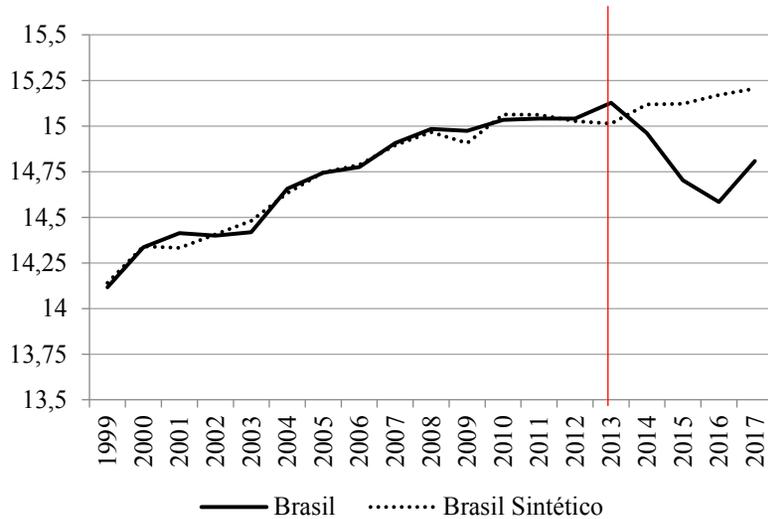
Elaboração dos autores.

primeiro ano do programa, é computada uma diferença de 11,5% na produção de veículos. A partir de então, a diferença para a ser negativa, nas grandezas de -15,7%, -41,8%, -58,6% e -39,6% nos anos de 2014, 2015, 2016 e 2017, respectivamente.

O teste de distribuição dos placebos foi desenvolvido com base nos mesmos critérios descritos para o modelo anterior. Nessa especificação, o número de países inseridos no teste é menor, o que era esperado devido ao melhor ajuste da produção de veículos entre o Brasil observado e o sintético no período pré-programa. Assim, depois de excluir os países cuja REPQM é mais de duas vezes superior à observada para o caso brasileiro, remanesceram no teste apenas doze. O valor das REPQM pré-programa para cada país, bem como a lista daqueles mantidos e excluídos no teste de distribuição dos placebos podem ser observados no Quadro (b) da Tabela A.1 (Anexo). Apesar do melhor ajuste desse modelo, na da Figura 7 nota-se que a série da diferença entre o observado e o sintético do Brasil não pertence às extremidades da distribuição no período pós-tratamento. Assim, essa especificação corrobora a ausência de robustez do impacto estimado, já registrado na estimação que utiliza diversas covariadas como preditoras.

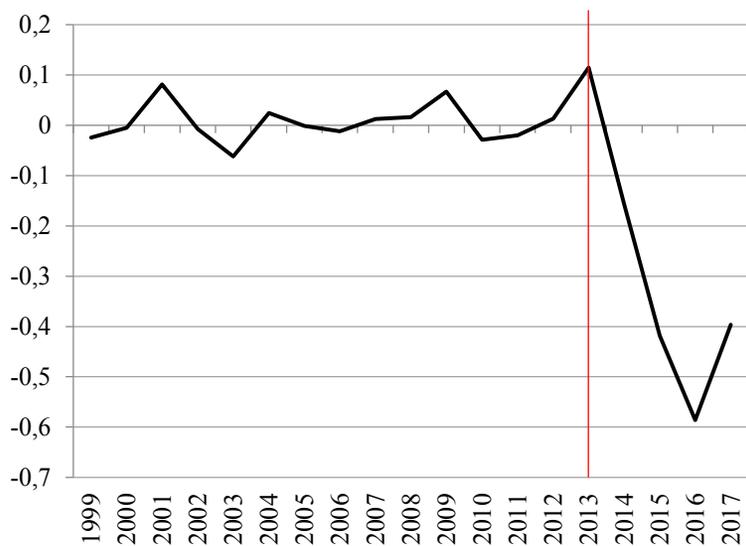
Para validação da ausência de robustez do efeito encontrado, também foi realizada para essa abordagem a construção da distribuição da razão do erro quadrático médio pós-tratamento/pré-tratamento para os 36 países candidatos a controle. O resultado pode ser observado na Figura 8. Embora a razão tenha aumentado para o Brasil na comparação com o modelo anterior (tendo passado de 5,22 para 10,5), a razão máxima observada no conjunto dos países também se elevou (de 12,6 para 19). É possível ver que outros três países tiveram a razão superior à brasileira, não sendo possível afirmar, portanto, que o impacto registrado é robusto.

Figura 5: Trajetória da produção de veículos do Brasil e do Brasil Sintético (escala logarítmica) – variável dependente defasada utilizada como preditora



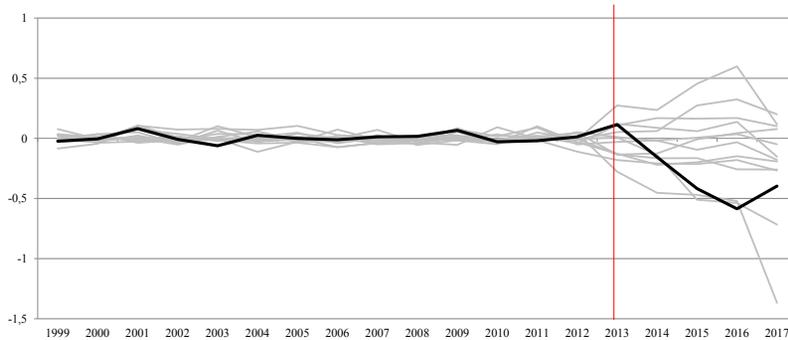
Elaboração dos autores.

Figura 6: Efeito do programa sobre a produção de veículos – variável dependente defasada utilizada como preditora



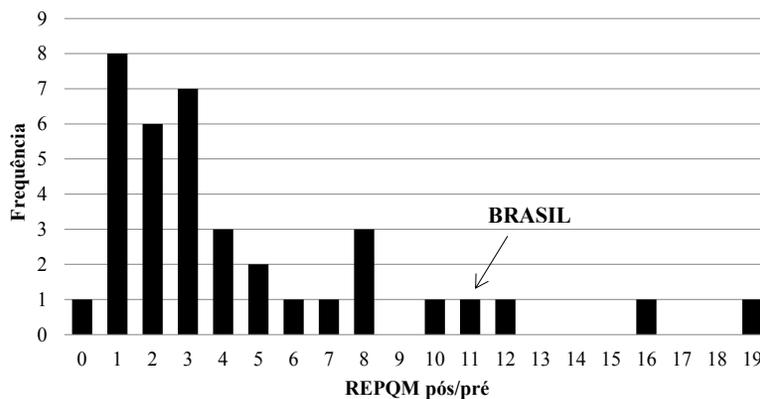
Elaboração dos autores.

Figura 7: Distribuição das diferenças entre os tratados e sintéticos – linha escura=Brasil – variável dependente defasada utilizada como preditora



Elaboração dos autores.

Figura 8: Razão do erro quadrático médio pós-tratamento/pré-tratamento – Brasil e 36 países-controle (valor arredondado) – variável dependente defasada utilizada como preditora



Elaboração dos autores.

4.2 Resultados do Modelo de Controle Sintético para a Comparação entre Setores (Nacional)

Como já mencionado, o modelo de controle sintético também foi estimado a partir de uma base de dados nacionais, que contempla as informações dos setores da indústria de transformação brasileira. Aqui, foi considerado como afetado pela política (tratado) o setor de fabricação de veículos automotores e como candidatos a controle os demais 23 setores da indústria de transformação. Foram investigados os impactos do programa Inovar-Auto sobre quatro variáveis: pessoal ocupado, custo das operações industriais, ativo imobilizado e valor adicionado bruto. Para cada uma das variáveis de interesse, foi estimado um modelo. A Tabela 5 reporta os pesos atribuídos para cada um dos 23 setores candidatos a controle na construção do setor de veículos sintético.

Nos quatro modelos, o setor de veículos sintético foi estimado a partir de outros três segmentos da indústria de transformação, divergindo quanto ao peso e à composição em cada um deles. Quando da investigação do efeito

Tabela 5: Setores-controle e sua participação na construção de cada unidade sintética

Unidades de Controle	Peso ótimo estimado para cada variável de resultado			
	Pessoal Ocupado em 31/12	Custo das Operações Industriais	Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	Valor Adicionado Bruto
Fabricação de produtos alimentícios	0,329	0,310	0,396	0,274
Fabricação de bebidas	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos do fumo	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos têxteis	0,000	0,000	0,000	0,000
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,000	0,000	0,000	0,000
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de madeira	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,000	0,000	0,000	0,000
Impressão e reprodução de gravações	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	0,000	0,028	0,000	0,397
Fabricação de produtos químicos	0,577	0,662	0,319	0,328
Fabricação de produtos farmacêuticos e farmoquímicos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	0,000	0,000	0,000	0,000
Metalurgia	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,094	0,000	0,285	0,000
Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de móveis	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos diversos	0,000	0,000	0,000	0,000
Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	0,000	0,000	0,000	0,000

Elaboração dos autores.

do programa sobre o pessoal ocupado, os setores foram produtos alimentícios (32,9%), produtos químicos (57,7%) e máquinas e equipamentos (9,4%). Quando foi mensurado o impacto sobre o custo das operações industriais, o setor de veículos sintético foi formado a partir das indústrias de produtos alimentícios (31%), fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis (2,8%) e produtos químicos (66,2%). Por sua vez, na estimação do impacto sobre os ativos imobilizados, ganharam peso os setores de produtos alimentícios (39,6%), produtos químicos (31,9%) e máquinas e equipamentos (28,5%). Por fim, quando a variável de interesse foi o valor adicionado bruto, as indústrias que formaram a unidade sintética foram as de produtos alimentícios (27,4%), fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis (39,7%) e produtos químicos (32,8%).

Como visto, o setor de produtos alimentícios e o de produtos químicos estiveram presentes nos quatro modelos estimados. Ainda, os segmentos que compuseram o setor de veículos sintéticos foram os mesmos para a investigação do impacto sobre o pessoal ocupado e o ativo imobilizado. Também se observou a mesma composição no caso da análise do efeito sobre os custos e o valor adicionado bruto.

Em cada um dos modelos, foram consideradas como covariadas as quatro variáveis de interesse e também o número de empresas no agregado do setor. A Tabela 6 traz as médias para o período de pré-tratamento dessas variáveis no setor de veículo e seus sintéticos. Assim, na primeira coluna são apresentadas as médias observadas do setor tratado e nas colunas subsequentes as médias dos setores sintéticos para cada uma das variáveis investigadas.

É possível ver que, com exceção do número de empresas, a estimação foi capaz de gerar uma média pré-tratamento para as covariadas muito próxima às médias verdadeiras. Apenas no caso do setor de veículos sintético para aferição de efeito sobre o valor adicionado bruto os valores são um pouco mais divergentes em relação ao observado na unidade tratada.

Tabela 6: Média das variáveis preditoras no período pré-tratamento para o setor de veículos (tratado) e suas unidades sintéticas (escala logarítmica)

Variáveis Predictoras	Tratado	SINTÉTICO			
		Pessoal Ocupado em 31/12	Custo das Operações Industriais	Ativo Imob. Aquis. e Melh.)	Valor Adic. Bruto
Pessoal Ocupado em 31/12	13,13	13,13	13,06	13,31	12,83
Custo das Operações Industriais	18,65	18,61	18,65	18,49	18,35
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	16,01	16,13	16,24	16,02	16,79
Valor Adicionado Bruto	17,79	17,57	17,60	17,56	17,77
Número de Empresas	3.742	10.691	9.918	12.489	7.645

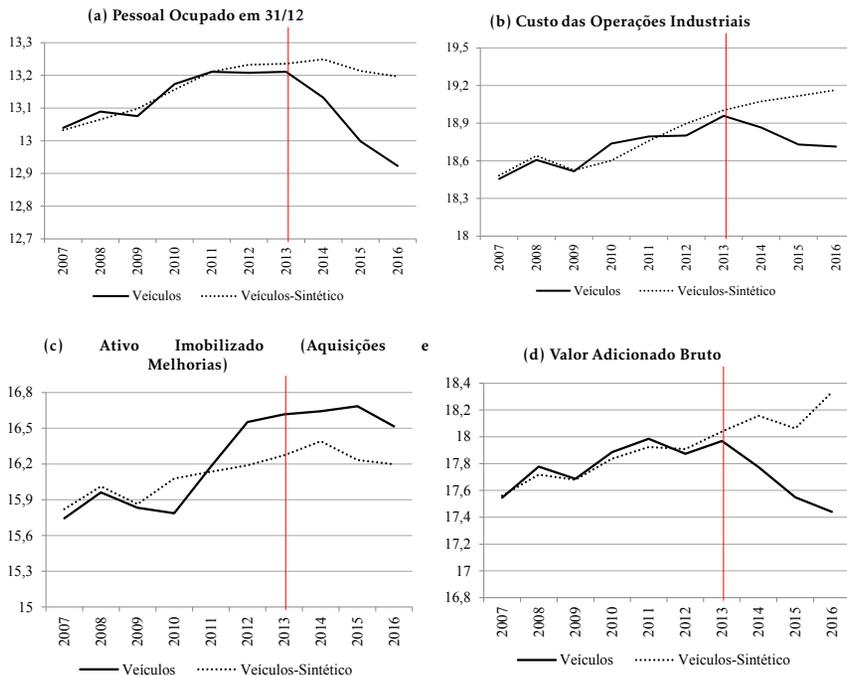
Elaboração dos autores.

Na Figura 9 é possível comparar a trajetória do setor de veículos e seus sintéticos. Os ajustes foram melhores na investigação do impacto sobre o pessoal ocupado, o custo e o valor adicionado, cujas REPQM para o período pré-tratamento foram de 0,018, 0,071 e 0,038 na escala logarítmica. Já no modelo que buscou mensurar o efeito sobre os ativos imobilizados, a REPQM foi mais elevada, de 0,195. O descolamento das trajetórias observada e sintética para

esse caso fica evidente no Quadro (c).

A estimação aponta para impacto negativo no pessoal ocupado, no custo das operações industriais e no valor adicionado bruto. No primeiro e no terceiro caso, se robustos, são efeitos não desejados do programa. Por sua vez, o impacto estimado é positivo sobre o ativo imobilizado, o que seria um resultado desejado.

Figura 9: Trajetória das variáveis de interesse no setor de veículos e sua contrapartida sintética (escala logarítmica)



Elaboração dos autores.

A Tabela 7 traz a magnitude do efeito, ano a ano, para cada uma das especificações estimadas. Adicionalmente, é feita a inferência dos resultados, conforme estratégia proposta por Cavallo et al. (2013), que generaliza a ideia dos testes de placebos propostas por Abadie et al. (2010). Em linhas gerais, o método de inferência examina se o efeito estimado para o setor afetado pelo programa é grande em relação à distribuição dos efeitos estimados para os setores não afetados. Calcula-se então um nível de significância específico (p-valor) para o impacto estimado. De maneira mais específica, o método de controle sintético é aplicado a todos os setores que são potenciais controles na amostra. Isso permite verificar se o efeito estimado pelo método para o setor que foi afetado pelo programa é maior em relação ao efeito estimado para um setor escolhido aleatoriamente – e que não tenha sido afetado pelo programa.¹² É possível ver que nos casos do custo das operações industriais e do ativo imobilizado os efeitos estimados não são significativos para nenhum dos anos pós-programa. Já os efeitos negativos, e não desejados, sobre o pes-

¹²Para maior detalhamento do procedimento de inferência e formalização, ver Cavallo et al. (2013).

soal ocupado e o valor adicionado bruto se mostraram significativos a partir do terceiro e segundo anos, respectivamente.

Para essa especificação, também foi desenvolvido o teste de distribuição dos placebos, com vistas a validar os resultados apresentados na Tabela 7. O critério adotado aqui foi o mesmo empregado na estimação do modelo de controle sintético com dados de países, analisado na subseção 4.1. Assim, foram retirados do teste todos os setores cuja REPQM para o período pré-tratamento foi mais de duas vezes superior àquela registrada para o setor de veículos.

Após esse procedimento, remanesceram no teste: para o modelo que estima o impacto sobre o pessoal ocupado, cinco setores; para o custo das operações industriais, 21; para o ativo imobilizado, 20; e para o valor adicionado bruto, 9. O valor dos REPQM pré-programa para cada modelo e setor, bem como a lista daqueles mantidos e excluídos no teste de distribuição dos placebos, podem ser observados na Tabela A.2 (Anexo).

Na da Figura 10, é possível ver que, de fato, nos casos dos efeitos sobre o custo e o ativo, a série da diferença entre o observado e o sintético do setor de veículos se mistura às dos placebos no período pós-tratamento. Por sua vez, nos casos dos impactos sobre o pessoal ocupado e o valor adicionado bruto, a série parece pertencer à extremidade da distribuição, ao menos para os últimos anos do período pós-tratamento.

Tal qual na estimação do modelo de controle sintético com dados internacionais, na presente abordagem também foi estimada uma segunda versão do modelo, na qual nenhuma covariada foi utilizada como preditora, apenas as defasagens – para todo o período pré-tratamento – da variável de interesse. Os resultados são apresentados no texto que segue.

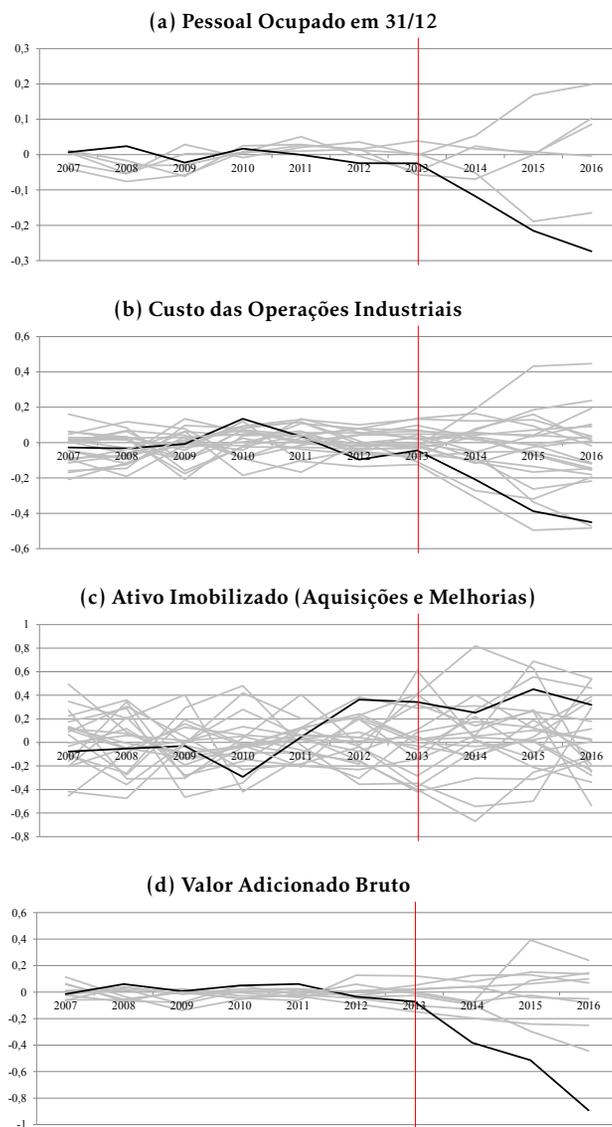
A Tabela 8 traz o peso atribuído a cada segmento da indústria de transformação na construção do setor de veículos sintético, para cada um dos quatro modelos estimados. É possível notar que, exceto no caso da variável de interesse custo das operações industriais, o número de setores que ganhou ponderação na criação da unidade sintética aumentou.

Para a estimação do impacto sobre o pessoal ocupado, seis segmentos formaram o setor de veículos sintético: fabricação de produtos alimentícios (20,9%); confecção de artigos do vestuário e acessórios (11,3%); preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados (8,7%); metalurgia (16,4%); fabricação de máquinas e equipamentos (41,9%); e manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos (0,8%). Os três setores que formaram a unidade sintética para a investigação do efeito sobre o custo das operações industriais foram: fabricação de produtos alimentícios (55,5%); metalurgia (41,2%); e fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos (3,3%). No caso da análise sobre o ativo imobilizado, os cinco setores que ganharam peso maior que zero foram: fabricação de produtos alimentícios (40,6%); fabricação de celulose, papel e produtos de papel (0,9%); fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis (3,2%); fabricação de produtos de borracha e de material plástico (17,6%); e fabricação de produtos de minerais não metálicos (37,6%). Por fim, para a investigação dos impactos sobre o valor adicionado bruto, os quatro setores que compuseram a unidade sintética foram: fabricação de produtos alimentícios (26,4%); fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis (50,3%); metalurgia (2,8%); e fabricação de máquinas e equipamentos (20,5%).

Tabela 7: Efeito estimado do programa sobre as variáveis de interesse (por ano) e p-valor

	Pessoal Ocupado em 31/12		Custo das Operações Industriais	
	Efeito	p-valor	Efeito	p-valor
2013	-0,02	0,78	-0,04	0,52
2014	-0,12	0,30	-0,21	0,13
2015	-0,22	0,09	-0,39	0,13
2016	-0,27	0,09	-0,45	0,13
	Ativo Imobilizado (Aquis. e Melhorias)		Valor Adicionado Bruto	
	Efeito	p-valor	Efeito	p-valor
2013	0,34	0,39	-0,07	0,57
2014	0,25	0,43	-0,38	0,00
2015	0,45	0,30	-0,51	0,09
2016	0,32	0,43	-0,89	0,00

Elaboração dos autores.

Figura 10: Distribuição das diferenças entre os tratados e sintéticos – linha escura=veículos

Elaboração dos autores.

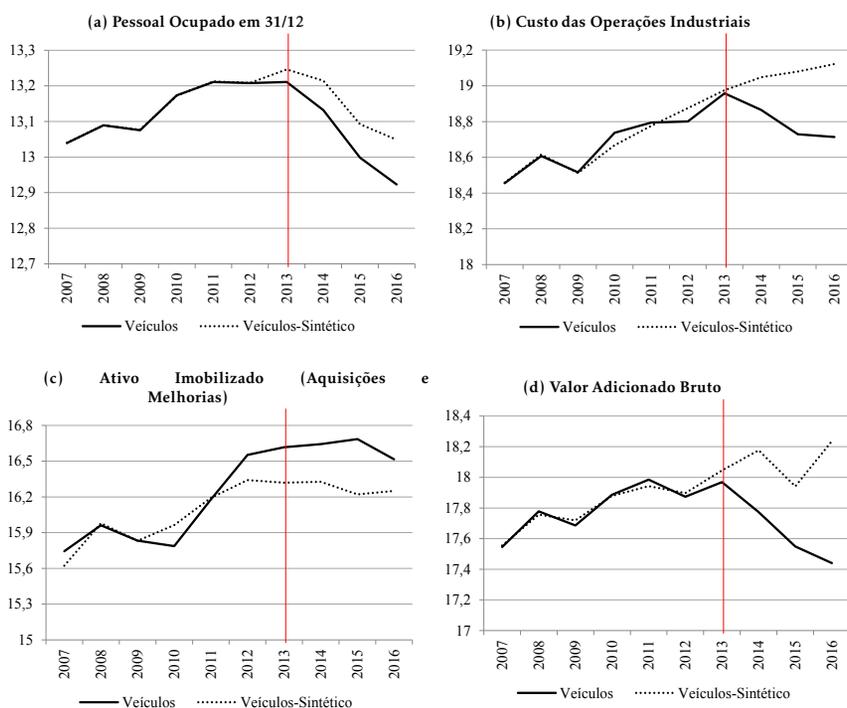
Tabela 8: Setores-controle e sua participação na construção de cada unidade sintética – variável de interesse defasada utilizada como preditora

Unidades de Controle	Peso ótimo estimado para cada variável de resultado			
	Pessoal Ocupado em 31/12	Custo das Operações Industriais	Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	Valor Adicionado Bruto
Fabricação de produtos alimentícios	0,209	0,555	0,406	0,264
Fabricação de bebidas	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos do fumo	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos têxteis	0,000	0,000	0,000	0,000
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,113	0,000	0,000	0,000
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	0,087	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de madeira	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,000	0,000	0,009	0,000
Impressão e reprodução de gravações	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	0,000	0,000	0,032	0,503
Fabricação de produtos químicos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos farmacêuticos e farmoquímicos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	0,000	0,000	0,176	0,000
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	0,000	0,000	0,376	0,000
Metalurgia	0,164	0,412	0,000	0,028
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,000	0,033	0,000	0,000
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,419	0,000	0,000	0,205
Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de móveis	0,000	0,000	0,000	0,000
Fabricação de produtos diversos	0,000	0,000	0,000	0,000
Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	0,008	0,000	0,000	0,000

Elaboração dos autores.

A Figura 11 traz as médias para o período de pré e pós-tratamento das variáveis preditoras (a variável de interesse defasada) no setor de veículo e seus sintéticos. Em todos os casos a estimação foi capaz de gerar uma média pré-tratamento para as covariadas muito próxima às médias verdadeiras. Com o uso da variável dependente defasada como preditora, os ajustes melhoraram em relação à abordagem anterior, sendo de 0,0007 para o pessoal ocupado, 0,042 para o custo das operações industriais, 0,122 para o ativo imobilizado e 0,026 para o valor adicionado. Pode-se notar que o pior ajuste segue sendo para a investigação do impacto sobre o ativo imobilizado. Assim como no caso interior, observam-se impactos negativos do programa sobre o pessoal ocupado, o custo das operações industriais e o valor adicionado bruto e positivo sobre o ativo imobilizado.

Figura 11: Trajetória das variáveis de interesse no setor de veículos e sua contrapartida sintética (escala logarítmica) – variável de interesse defasada utilizada como preditora



Elaboração dos autores.

Na Tabela 9 é possível ver, para cada ano, a magnitude do efeito em cada um dos modelos estimados, bem como seus níveis de significância. Os resultados são significativos apenas para o efeito sobre o valor adicionado, a partir do segundo ano. Ou seja, as estimações sugerem que o programa não teve impacto sobre as variáveis investigadas.

Por fim, a Figura 12 apresenta o teste de distribuição dos placebos, que corrobora com os resultados da Tabela 8, ou seja, apenas para a investigação sobre o valor adicionado parece pertencer à extremidade da distribuição, ao menos para os últimos anos do período pós-tratamento. Cabe mencionar que

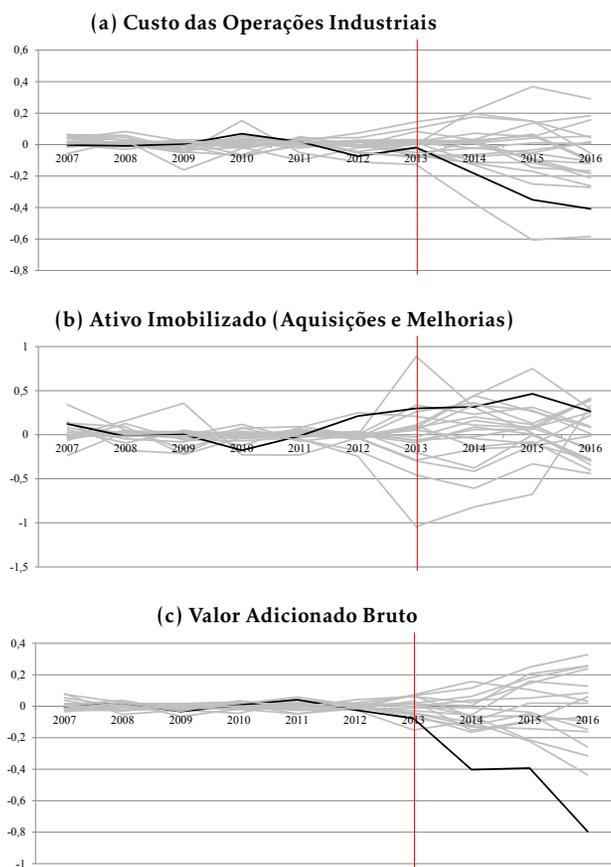
Tabela 9: Efeito estimado do programa, por ano – variável de interesse defasada utilizada como preditora

	Pessoal Ocupado em 31/12		Custo das Operações Industriais	
	Efeito	p-valor	Efeito	p-valor
2013	-0,04	0,39	-0,02	0,78
2014	-0,08	0,35	-0,18	0,26
2015	-0,09	0,43	-0,35	0,22
2016	-0,13	0,48	-0,41	0,13
	Ativo Imobilizado (Aquis. e Melhorias)		Valor Adicionado Bruto	
	Efeito	p-valor	Efeito	p-valor
2013	0,30	0,26	-0,08	0,22
2014	0,32	0,43	-0,40	0,00
2015	0,46	0,22	-0,39	0,09
2016	0,27	0,65	-0,80	0,00

Elaboração dos autores.

o teste não foi apresentado para a investigação sobre o pessoal ocupado, uma vez que apenas um setor obteve REPQM para o período pré-tratamento menos de duas vezes superior àquela registrada para o setor de veículos. O valor dos REPQM pré-programa para cada modelo e setor, bem como a lista daqueles mantidos e excluídos no teste de distribuição dos placebos, consta na Tabela A.3 (Anexo).

Figura 12: Distribuição das diferenças entre os tratados e sintéticos – linha escura=veículos



Elaboração dos autores.

4.3 Resultados do Modelo de Diferença em Diferenças

Na Tabela 10, podem ser observadas as estatísticas descritivas – média e desvio-padrão – das variáveis de interesse e covariada usadas do modelo de diferença em diferenças quando somente o setor de fabricação de veículos automotores é considerado como unidade tratada, ou seja, afetada pela política aqui estudada. As unidades de controle são, portanto, os demais 23 setores que compõem a indústria de transformação brasileira. Os grupos de tratados e controles são apresentados separadamente.

No total, são 240 observações. No período pré-tratamento, que compreende os anos de 2007 a 2012, são 6 observações para o setor de veículos e 138

para os demais setores e, no período pós-tratamento, de 2013 a 2016, são 4 para o setor de veículos e 92 para os demais. Para as estimações, foi feita a transformação das variáveis para seu logaritmo natural, de modo a facilitar a interpretação dos coeficientes. Assim, as estatísticas descritivas são também apresentadas nessa grandeza.

É possível observar que o setor de veículos concentra, em média, um maior número de pessoas ocupadas em relação aos demais setores, e que o número de empregados se reduziu na comparação entre o período pré e pós-implementação do programa. Entre 2007 e 2012, o número de trabalhadores era de 506,3 mil, tendo se reduzido para 475,6 mil na média dos anos de 2013 a 2016. Para os demais setores da indústria, a média de empregados aumentou de 308,6 mil para 320,2 mil nos períodos considerados.

Os dados ainda permitem verificar que o custo médio das operações industriais também é maior no setor de veículos em comparação com os demais. Em ambos os casos, houve aumento entre os períodos pré e pós-tratamento. O mesmo comportamento é observado nas informações referentes ao ativo imobilizado (aquisições e melhorias).

A diferença entre o valor adicionado bruto médio gerado pela indústria de veículos em relação aos demais setores da indústria de transformação é notória. No período anterior à implementação do programa, a média anual era de R\$ 53,9 bilhões no setor de veículos frente a R\$ 19,8 bilhões na média dos demais setores. Na média dos anos de 2013 a 2016, houve redução do valor adicionado bruto médio do setor de veículos, para R\$ 48,8 bilhões, e aumento nos demais setores, para R\$ 27,7 bilhões.

Por fim, os dados referentes ao número de empresas indicam que a indústria de veículos é mais concentrada em relação às demais. Entre os anos de 2007 e 2012, a média anual era de 3.741,7 empresas neste setor, frente a uma média de 7.074,7 nos demais setores. Em ambos os casos, houve aumento no período pós-implementação do programa, para 3.878 e 7.645,6, respectivamente.

Os resultados das estimações econométricas estão expostos nas Tabelas 11 a 13. Em todos os casos, é apresentado apenas o efeito do programa sobre cada uma das variáveis de interesse, de modo que os demais parâmetros estimados na equação (11) são omitidos, por economia de espaço. Dessa forma, cada resultado é advindo da estimação de uma equação. Os modelos da coluna (1) não contêm a covariada e as tendências lineares setoriais específicas e os da coluna (2) são resultantes da estimação da equação (11) em sua forma completa.

A Tabela 11 traz os efeitos do programa Inovar-Auto. Embora tenham sido apresentados os resultados da especificação sem a covariada e as tendências setoriais, a preferida para as análises é a mais completa (coluna (2)). Os parâmetros estimados se mostram estatisticamente significativos, aos níveis de 1% a 5%. Podem ser considerados efeitos positivos do Inovar-Auto a redução nos custos das operações industriais (que se mostraram 6,69% menores no grupo tratado em relação ao grupo controle) e o aumento do ativo imobilizado (22,47% maior no grupo de tratados). Contudo, no que tange ao emprego e ao valor adicionado bruto, os efeitos do programa se mostraram negativos. O número de pessoas ocupadas foi 8,01% menor no grupo de tratados e o valor adicionado 13,2% menor.

Uma das possíveis explicações para esse resultado é que incentivos discriminatórios tendem a gerar má alocação de recursos, que tem como um de seus

Tabela 10: Estatísticas descritivas do modelo de diferença em diferenças considerando como tratado o setor de veículos

	Pré-Tratamento (2007 a 2012)			
	Tratados		Controles	
	Média	DP	Média	DP
Pessoal Ocupado em 31/12 (mil pessoas)	506,3	37,3	308,6	295,4
Custo das Operações Industriais (R\$ bilhões)	127,2	18,4	35,8	43,0
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias) (R\$ bilhões)	9,4	3,3	5,4	9,4
Valor Adicionado Bruto (R\$ bilhões)	53,9	8,2	19,8	17,7
Número de Empresas	3.741,7	173,2	7.074,7	6.976,6
Número de Observações	6		138	
	Pós-Tratamento (2013 a 2016)			
	Tratados		Controles	
	Média	DP	Média	DP
Pessoal Ocupado em 31/12 (mil pessoas)	475,6	61,5	320,2	324,7
Custo das Operações Industriais (R\$ bilhões)	149,3	17,6	52,0	68,8
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias) (R\$ bilhões)	16,5	1,2	6,8	11,8
Valor Adicionado Bruto (R\$ bilhões)	48,8	11,7	27,7	26,0
Número de Empresas	3.878,0	199,6	7.645,6	7.366,8
Número de Observações	4		92	

Fonte: IBGE/PIA-Empresa. Elaboração dos autores. Obs.: DP = desvio-padrão.

legados a acentuação ineficiência econômica, podendo culminar em redução da produção e do emprego. Como já mencionado anteriormente, é necessário cautela na análise desses números, visto que os efeitos da crise econômica não puderam ser isolados. De todo modo, pode-se argumentar que, nesse caso, o programa não teria sido capaz de reverter o impacto negativo da crise sobre o setor.

Tabela 11: Efeito do programa Inovar-Auto obtido a partir da estimação do modelo de diferença em diferenças

	(1)	(2)
Pessoal Ocupado em 31/12	-0,0941*** (0,0204)	-0,0801*** (0,0196)
Custo das Operações Industriais	-0,1834*** (0,0242)	-0,0669** (0,0252)
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	0,4140*** (0,0466)	0,2247*** (0,0638)
Valor Adicionado Bruto	-0,4482*** (0,0258)	-0,1320*** (0,0272)
Observações	240	240

Elaboração dos autores. (1) Modelo sem covariadas. (2) Modelo com covariada de número de empresas no setor mais tendência específica para cada setor. Desvio-padrão entre parênteses. *, ** e *** = $p < 0,10$, $p < 0,05$ e $p < 0,01$, respectivamente.

Para testar a robustez dos resultados obtidos, foi feito um placebo temporal. Para tanto, fez-se a suposição de que o programa tivesse sido implementado em 2009, em vez de em 2013. Claramente, para evitar a contaminação do experimento, as séries históricas foram interrompidas em 2012, último ano antes da vigência do Inovar-Auto, de modo que o número de observações se reduziu de 240 para 144. Nesse caso, se estratégia de identificação adotada está correta, os coeficientes estimados não devem ser estatisticamente significativos.

Cabe esclarecer os dois principais motivos que levaram à escolha de 2009 para a estimação do placebo temporal. Primeiramente, uma vez que a última informação disponível é de 2016, a análise aqui apresentada contém os efeitos do programa ao longo de quatro anos (2013, 2014, 2015 e 2016). Assim, ao adotar-se 2009 como o primeiro ano de vigência do programa para o placebo, ter-se-á o mesmo horizonte temporal de análise (2009, 2010, 2011 e 2012). Ademais, em 2009 a economia brasileira também passou por uma crise, em que o setor de veículos foi mais penalizado em relação à média da indústria de transformação.¹³ Dessa forma, a escolha de 2009 também visa verificar, ainda que de maneira incipiente, se os efeitos da crise podem estar contidos na estimação original.

Na especificação mais completa do modelo (coluna (2) da Tabela 12), é possível notar que as estimações não são estatisticamente significativas para

¹³De acordo com os dados de produção física industrial (IBGE/PIM-PF), em 2009, a indústria de transformação brasileira apresentou queda de 7,0%, frente a uma contração de 12,1% no setor de veículos. No acumulado de 2013 a 2016, as retrações foram de 16,5% e 40,5%, respectivamente. Respeitadas as diferenças de magnitude, consideravelmente mais severa na crise mais recente, nota-se que, em ambos os casos a indústria de fabricação de veículos foi mais intensamente afetada.

as variáveis de emprego, custos e valor adicionado, sugerindo robustez dos resultados apresentados previamente. Contudo, para o ativo imobilizado, sobre o qual efeito do programa havia se mostrado positivo, há significância estatística no placebo, indicando que a estratégia empírica adotada não é a mais adequada no caso dessa variável.

Tabela 12: Efeito do programa Inovar-Auto obtido a partir da estimação do modelo de diferença em diferenças – Placebo Temporal

	(1)	(2)
Pessoal Ocupado em 31/12	0,0281 (0,0222)	-0,0119 (0,0126)
Custo das Operações Industriais	0,0232 (0,0247)	0,0303 (0,0354)
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	0,0559 (0,0501)	-0,2880*** (0,0705)
Valor Adicionado Bruto	-0,0734* (0,0388)	0,0260 (0,0326)
Observações	144	144

Elaboração dos autores. (1) Modelo sem covariadas. (2) Modelo com covariada de número de empresas no setor mais tendência específica para cada setor. Desvio-padrão entre parênteses. *, ** e *** = $p < 0,10$, $p < 0,05$ e $p < 0,01$, respectivamente.

Por fim, também foi realizado um experimento considerando-se o efeito do programa em cada um dos anos, isoladamente, desde sua implementação. Assim, em cada um dos experimentos foi considerado todo o período pré-intervenção (2007 a 2012) e apenas um dos anos pós-intervenção, de modo que se obteve quatro conjuntos distintos de resultados: para 2013, para 2014, para 2015 e para 2016. Cabe ressaltar que, em todos os casos, os demais anos após a vigência do programa foram descartados da amostra, que ficaram com 168 observações. Esses resultados são apresentados na Tabela 13.

Nota-se que, em todos os anos pós vigência do programa, houve efeito negativo sobre o emprego e o valor adicionado bruto, sendo que, em ambos os casos, a magnitude do impacto se intensificou ao longo do tempo. A redução dos custos das operações industriais é notada a partir do segundo ano de vigência, também se tornando mais intensa com o passar dos anos. Já sobre o ativo imobilizado se notam efeitos positivos e similares nos dois primeiros anos, se intensificando no terceiro. No último ano, o impacto torna-se estatisticamente insignificante.

5 Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo avaliar os efeitos do programa Inovar-Auto sobre a indústria de veículos brasileira. Para a investigação, foram utilizadas três estratégias empíricas distintas. Primeiramente, tendo como base um conjunto de dados internacionais (coletados majoritariamente junto ao Banco Mundial ao FMI), foi estimado um modelo de controle sintético para analisar o impacto sobre a produção de veículos. Duas possibilidades para a composição do conjunto de covariadas preditoras foram testadas, sendo que

Tabela 13: Efeito do programa Inovar-Auto obtido a partir da estimação do modelo de diferença em diferenças – Ano a Ano

	2007-2012 e 2013		2007-2012 e 2014	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Pessoal Ocupado em 31/12	-0,0146 (0,0188)	-0,0465*** (0,0163)	-0,0802*** (0,0204)	-0,1271*** (0,0258)
Custo das Operações Industriais	0,0242 (0,0148)	0,0121 (0,0205)	-0,1499*** (0,0216)	-0,1696*** (0,0343)
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	0,3537*** (0,0577)	0,1879*** (0,0584)	0,4033*** (0,0626)	0,1853** (0,0847)
Valor Adicionado Bruto	-0,1457*** (0,0231)	-0,0454* (0,0246)	-0,3828*** (0,0224)	-0,2596*** (0,0400)
Observações	168	168	168	168
	2007-2012 e 2015		2007-2012 e 2016	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Pessoal Ocupado em 31/12	-0,1356*** (0,0267)	-0,1972*** (0,0405)	-0,1461*** (0,0257)	-0,2217*** (0,0465)
Custo das Operações Industriais	-0,3007*** (0,0347)	-0,3297*** (0,0488)	-0,3074*** (0,0413)	-0,3461*** (0,0525)
Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)	0,5765*** (0,0694)	0,3026*** (0,1018)	0,3227*** (0,0550)	-0,0078 (0,1165)
Valor Adicionado Bruto	-0,5757*** (0,0381)	-0,4307*** (0,0499)	-0,6887*** (0,0417)	-0,5248*** (0,0709)
Observações	168	168	168	168

Elaboração dos autores. (1) Modelo sem covariadas. (2) Modelo com covariada de número de empresas no setor mais tendência específica para cada setor. Desvio-padrão entre parênteses. *, ** e *** = $p < 0,10$, $p < 0,05$ e $p < 0,01$, respectivamente.

em uma delas empregou-se um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e em outra se usou apenas a variável dependente defasada. O efeito encontrado foi negativo, mas não apresentou robustez, não sendo possível afirmar que houve impacto sobre essa variável.

Tendo em vista não ser possível isolar o efeito da crise que assolou a economia brasileira entre os anos de 2014 e 2016 (que coincidem com o período pós-tratamento), pode-se argumentar que não encontrar robustez no resultado estimado (negativo), ou até mesmo a ausência de um impacto positivo, seja derivado deste fato. Assim, a segunda estratégia empírica consistiu em estimar um modelo de controle sintético a partir de uma base de dados da indústria nacional.

A ideia é que, considerando-se que a crise tenha afetado a indústria como um todo, o seu impacto sobre os resultados pode ser controlado a partir dessa abordagem. Nesse caso, foram investigados os efeitos sobre o pessoal ocupado, o custo das operações industriais, o ativo imobilizado e o valor adicionado bruto. Novamente, foram testadas duas possibilidades para a composição do conjunto de covariadas preditoras, similarmente ao modelo anterior. Neste trabalho, os resultados estimados também não se mostraram robustos para o efeito (positivo) encontrado sobre o ativo imobilizado e (negativo) sobre o pessoal ocupado e os custos das operações industriais. Cabe ressaltar que a exceção se deu para o impacto negativo sobre o valor adicionado bruto, a partir do segundo ano do período pós-tratamento (2014). É preciso ressaltar que esse resultado deve ser lido com cautela, na possibilidade de a crise ter afetado o segmento de veículos mais duramente do que os outros setores da indústria nacional. Assim, ressalta-se que para o primeiro ano de vigência do programa (2013) não foram observados efeitos.

Por fim, a terceira estratégia empírica adotada foi a estimação de um modelo de diferença em diferenças. Nesse caso, investigou-se o impacto sobre o setor de veículos para as mesmas quatro variáveis analisadas no modelo de controle sintético com dados nacionais: pessoal ocupado, custo das operações industriais, ativo imobilizado e valor adicionado bruto. Foi encontrado impacto negativo sobre o custo (o que seria um resultado desejado/positivo do programa) e também impacto negativo sobre o pessoal ocupado e o valor adicionado (neste caso, indesejado). O efeito sobre o ativo imobilizado, embora positivo, não apresentou robustez. Mais uma vez, ressalta-se que esses resultados necessitam ser lidos com cautela na suposição de o setor de veículos ter sido mais afetado pela crise do que os demais, o que fica ainda mais evidente ao observar-se que a magnitude dos efeitos estimados se intensifica com o passar do tempo (e agravamento da crise).

Em resumo, a partir dos resultados obtidos na investigação aqui conduzida, não se pode concluir que o Inovar-Auto tenha apresentado efeitos sobre a produção de veículos e sobre o ativo imobilizado. Por outro lado, há indícios que tenha ocorrido redução dos custos das operações industriais, um efeito desejado do programa. Contudo, isso não se refletiu em um aumento do emprego ou do valor adicionado, havendo indícios de queda nessas dimensões investigadas. Cabe ressaltar que o estudo de Stone et al. (2015) previa que o Inovar-Auto poderia ocasionar redução dos custos, o que foi corroborado pelos resultados encontrados nesta pesquisa. Em contrapartida, a expectativa de aumento no emprego e na produção, também previstas pelos autores supracitados, não foi confirmada a partir desta investigação.

A pesquisa aqui realizada contribui para a escassa literatura nacional acerca

dos efeitos de políticas de gasto tributário, em especial políticas de conteúdo local. Destaca-se que, apesar da prática da concessão de benefícios tributários ser adotada no país há longas décadas, poucos estudos dedicaram-se a avaliar, a partir dos ferramentais estatísticos e econométricos adequados, seus impactos. Dessa forma, acredita-se que a análise desenvolvida possa oferecer importantes subsídios para este debate.

Cabe, por fim, destacar que, evidências acerca da efetividade das políticas públicas, principalmente aquelas que concedem benefícios concentrados a regiões e/ou setores, tornam-se cada vez mais importante, especialmente no contexto atual, no qual o estabelecimento de equilíbrio nas contas públicas tem demandado um grau cada vez maior de austeridade fiscal. Formuladores de políticas têm discutido, nos últimos anos, diversas reformas estruturais, tanto de ordem microeconômica quanto macroeconômica. Assim, é fundamental que haja evidências empíricas que auxiliem no balizamento do debate, dando racionalidade às discussões.

Agradecimentos

A autora Thais Waideman Niquito agradece a bolsa de Pesquisadora Visitante do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) para a realização deste estudo. Eventuais erros e todas as opiniões são de responsabilidade integral dos autores.

Referências Bibliográficas

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, Abingdon, v. 105, p. 493–505.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, Hoboken, v. 59, p. 495–510.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: a case study of the Basque Country. *American Economic Review*, Nashville, v. 93, p. 113–132.
- ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (2017). *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira: 2017*. São Paulo.
- ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (2020). *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira: 2020*. São Paulo.
- Bartelsman, E., Haltiwanger, J. & Scarpetta, S. (2013). Cross-country differences in productivity: the role of allocation and selection. *American Economic Review*, Nashville, v. 103, p. 305–34.
- Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 119, p. 249–275.
- Botosaru, I. & Ferman, B. (2019). On the role of covariates in the synthetic control method. *The Econometrics Journal*, Oxford, v. 22, p. 117–130.

Brasil (2012). Lei nº 12.715, de 17 de setembro de 2012. Altera a alíquota das contribuições previdenciárias sobre a folha de salários devidas pelas empresas que especifica; institui o Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores; e dá outras providências. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, Brasília. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/Lei/L12715.htm.

Brasil (2018). Lei nº 13.755, de 10 de dezembro de 2018. Estabelece requisitos obrigatórios para a comercialização de veículos no Brasil; e dá outras providências. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, Brasília. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/lei/L13755.htm.

Brasil (2019). *Avaliação de impacto do programa Inovar-Auto*. Brasília: Grupo de Acompanhamento do Programa Inovar-Auto.

Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I. & Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 95, p. 1549–1561.

Doudchenko, N. & Imbens, G. W. (2016). *Balancing, regression, difference-in-differences and synthetic control methods: a synthesis*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. (Working Paper n. 22791).

Gobillon, L. & Magnac, T. (2016). Regional policy evaluation: interactive fixed effects and synthetic controls. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 98, p. 535–551.

Grossman, G. M. (1981). The theory of domestic content protection and content preference. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 96, p. 583–603.

Hsieh, C.-T. & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 124, p. 1403–1448.

IMF (2020). *World Economic Outlook Database*. Washington: International Monetary Fund.

Kuntze, J.-C. & Moerenhout, T. (2012). *Local Content Requirements and the Renewable Energy Industry-A Good Match?* New York: SSRN. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2188607>.

Marx, R. & Mello, A. M. (2014). New initiatives, trends and dilemmas for the Brazilian automotive industry: the case of Inovar Auto and its impacts on electromobility in Brazil. *International Journal of Automotive Technology and Management* 21, Genebra, v. 14, p. 138–157.

Messa, A. (2013). Impacto de políticas de exigência de conteúdo local: o caso do programa Inovar-Auto. In: Messa, A.; Oliveira, I. T. M. (orgs.) *A Política Comercial Brasileira em Análise*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). v. 1.

Myles, G. D., Hashimzade, N., Heady, C., Oats, L., Scharf, K. & Yousefi, H. (2014). *The definition, measurement, and evaluation of tax expenditures and tax reliefs*. London: National Audit Office.

Palmeri, N. L. (2017). *O impacto do programa Inovar-Auto na indústria automotiva brasileira*. 2017. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Paulista (UNIP), São Paulo. Disponível em: <http://repositorio.unip.br/programa-de-pos-graduacao-stricto-sensu-em-engenharia-de-producao/o-impacto-do-programa-inovar-auto-na-industria-automotiva-brasileira/>.

Possebom, V. (2017). Free trade zone of Manaus: an impact evaluation using the synthetic control method. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 71, p. 217–231.

Restuccia, D. & Rogerson, R. (2008). Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments. *Review of Economic Dynamics*, Amsterdam, v. 11, 4, p. 707–720.

Restuccia, D. & Rogerson, R. (2017). The causes and costs of misallocation. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 31, p. 151–74.

Santos, A. M. M. M. & Pinhão, C. M. A. (1999). Pólos automotivos brasileiros. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, p. 173-200.

Stone, S., Messent, J. & Flaig, D. (2015). *Emerging policy issues: localisation barriers to trade*. Paris: OECD. (Trade Policy Papers n. 180).

Sturgeon, T., Lima Chagas, L. & Barnes, J. (2017). *Inovar Auto: Evaluating Brazil's Automotive Industrial Policy to Meet the Challenges of Global Value Chains*. Washington, DC: World Bank.

Tordo, S., Warner, M., Manzano, O. & Anouti, Y. (2013). *Local Content Policies in the Oil and Gas Sector*. Washington, DC: World Bank.

Anexo

Tabela A.1: Controle sintético com dados internacionais (países) – Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio pré-tratamento

	(A)			(B)		
	Modelo com Variáveis Seleccionadas como Predictoras			Modelo com a Variável Dependente Defasada como Predictoras		
	REPQM	País/Brasil		REPQM	País/Brasil	
Argentina	0,30	4,50	*	0,19	5,30	*
Austrália	0,08	1,24		0,04	1,06	
Áustria	0,28	4,28	*	0,19	5,18	*
Bélgica	0,07	1,09		0,04	1,08	
Canadá	0,07	1,01		0,03	0,80	
China	0,64	9,63	*	0,64	17,68	*
República Tcheca	0,12	1,86		0,06	1,57	
Alemanha	0,07	1,06		0,05	1,46	
Egito	0,22	3,26	*	0,20	5,58	*
Espanha	0,05	0,81		0,03	0,72	
Finlândia	0,82	12,44	*	0,82	22,84	*
França	0,08	1,26		0,07	1,95	
Reino Unido	0,04	0,64		0,03	0,79	
Hungria	0,18	2,74	*	0,08	2,28	*
Indonésia	0,31	4,63	*	0,23	6,35	*
Índia	0,09	1,38		0,03	0,89	
Irã	0,27	4,06	*	0,20	5,57	*
Itália	0,12	1,88		0,09	2,61	*
Japão	0,12	1,75		0,12	3,21	*
Coreia do Sul	0,03	0,43		0,01	0,36	
México	0,12	1,74		0,08	2,25	*
Malásia	0,09	1,40		0,07	2,06	*
Holanda	0,26	4,01	*	0,26	7,26	*
Polônia	0,18	2,69	*	0,13	3,62	*
Portugal	0,12	1,75		0,10	2,71	*
Romênia	0,26	3,86	*	0,23	6,49	*
Rússia	0,16	2,47	*	0,12	3,30	*
Sérvia	1,00	15,19	*	1,00	27,88	*
Eslováquia	0,24	3,63	*	0,20	5,47	*
Eslovênia	0,12	1,84		0,07	2,03	*
Suécia	0,12	1,80		0,05	1,30	
Tailândia	0,17	2,53	*	0,10	2,86	*
Turquia	0,16	2,43	*	0,09	2,47	*
Ucrânia	0,75	11,34	*	0,69	19,32	*
Estados Unidos	0,19	2,83	*	0,19	5,19	*
África do Sul	0,10	1,48		0,02	0,62	
Brasil	0,07	1,00		0,04	1,00	

Elaboração dos autores.

(*) = países excluídos dos placebos, por apresentarem REPQM mais de duas vezes superior à REPQM do Brasil.

Tabela A.2: Controle sintético com dados dos setores da indústria nacional – Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio pré-tratamento – variáveis de interesse e número de empresas utilizados como preditores

	Variáveis de interesse												
	Pessoal Ocupado em 31/12		Custo das Operações Industriais		Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)		Valor Adicionado Bruto						
	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)			
10	Fabricação de produtos alimentícios	0,83	45,19	*	0,59	8,24	*	0,09	0,45	0,33	8,69	*	
11	Fabricação de bebidas	0,10	5,56	*	0,10	1,47		0,27	1,37	0,12	3,23	*	
12	Fabricação de produtos do fumo	1,64	89,58	*	0,09	1,29		0,56	2,86	*	0,44	11,57	*
13	Fabricação de produtos têxteis	0,04	2,38	*	0,05	0,77		0,10	0,50	0,04	1,00		
14	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,04	2,09	*	0,08	1,14		0,09	0,44	0,10	2,64	*	
15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	0,04	2,41	*	0,10	1,41		0,18	0,92	0,02	0,61		
16	Fabricação de produtos de madeira	0,10	5,59	*	0,14	2,00	*	0,29	1,51	0,14	3,74	*	
17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,03	1,37		0,04	0,56		0,32	1,63	0,05	1,21		
18	Impressão e reprodução de gravações	0,08	4,48	*	0,11	1,58		0,30	1,52	0,09	2,33	*	
19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	0,18	10,01	*	0,10	1,39		0,87	4,43	*	0,30	7,95	*
20	Fabricação de produtos químicos	0,03	1,74		0,05	0,64		0,11	0,55	0,14	3,60	*	
21	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,03	1,50		0,07	1,01		0,22	1,13	0,05	1,44		
22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	0,04	1,97		0,03	0,43		0,20	1,05	0,03	0,75		
23	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	0,11	5,91	*	0,12	1,74		0,26	1,32	0,10	2,60	*	
24	Metalurgia	0,03	1,69		0,06	0,82		0,23	1,16	0,18	4,76	*	
25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,04	2,45	*	0,05	0,76		0,08	0,41	0,08	2,01	*	
26	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,04	2,38	*	0,05	0,75		0,20	1,03	0,08	1,99		
27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,05	2,74	*	0,08	1,15		0,14	0,72	0,10	2,52	*	
28	Fabricação de máquinas e equipamentos	0,04	2,10	*	0,09	1,28		0,13	0,66	0,04	1,05		
29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,02	1,00		0,07	1,00		0,20	1,00	0,04	1,00		
30	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,09	4,99	*	0,05	0,75		0,47	2,42	*	0,08	2,03	*
31	Fabricação de móveis	0,07	3,84	*	0,09	1,32		0,19	0,98	0,08	2,14	*	
32	Fabricação de produtos diversos	0,06	3,39	*	0,09	1,20		0,14	0,74	0,07	1,78		
33	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	0,09	4,64	*	0,10	1,43		0,33	1,69	0,03	0,89		

Elaboração dos autores.

(*) = setores excluídos dos placebos, por apresentarem REPQM mais de duas vezes superior à REPQM de veículos.

Tabela A.3: Controle sintético com dados dos setores da indústria nacional – Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio pré-tratamento – variável de interesse defasada utilizada como preditor

	Variáveis de interesse										
	Pessoal Ocupado em 31/12		Custo das Operações Industriais		Ativo Imobilizado (Aquisições e Melhorias)		Valor Adicionado Bruto				
	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	REPQM	(setor)/(29)	
10 Fabricação de produtos alimentícios	0,83	1.085,04	*	0,59	13,94	*	0,03	0,27	0,32	12,42	*
11 Fabricação de bebidas	0,01	10,35	*	0,03	0,66		0,14	1,12	0,01	0,45	
12 Fabricação de produtos do fumo	1,64	2.150,92	*	0,08	2,00		0,56	4,59	*	0,44	*
13 Fabricação de produtos têxteis	0,01	7,01	*	0,01	0,29		0,00	0,00	0,00	0,00	
14 Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,01	19,28	*	0,03	0,83		0,02	0,18	0,06	2,38	*
15 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	0,01	14,89	*	0,03	0,80		0,00	0,00	0,00	0,00	
16 Fabricação de produtos de madeira	0,03	44,03	*	0,04	1,05		0,12	0,96	0,05	1,80	
17 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,00	0,74		0,02	0,43		0,21	1,71	0,02	0,84	
18 Impressão e reprodução de gravações	0,02	31,14	*	0,10	2,29	*	0,12	1,02	0,07	2,82	*
19 Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	0,15	193,25	*	0,06	1,35		0,87	7,11	*	0,28	*
20 Fabricação de produtos químicos	0,00	5,39	*	0,04	0,97		0,03	0,26	0,05	1,81	
21 Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,01	10,50	*	0,00	0,05		0,02	0,19	0,02	0,83	
22 Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	0,01	7,93	*	0,00	0,05		0,07	0,57	0,00	0,16	
23 Fabricação de produtos de minerais não metálicos	0,02	20,58	*	0,04	0,92		0,15	1,26	0,01	0,55	
24 Metalurgia	0,01	8,04	*	0,04	1,04		0,17	1,43	0,16	6,18	*
25 Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,00	4,98	*	0,01	0,22		0,03	0,22	0,00	0,15	
26 Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,01	11,17	*	0,01	0,30		0,03	0,24	0,02	0,94	
27 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,01	13,88	*	0,01	0,18		0,05	0,45	0,02	0,79	
28 Fabricação de máquinas e equipamentos	0,01	18,94	*	0,03	0,64		0,00	0,00	0,03	1,01	
29 Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,00	1,00		0,04	1,00		0,12	1,00	0,03	1,00	
30 Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,03	38,13	*	0,03	0,70		0,36	2,94	*	0,02	0,87
31 Fabricação de móveis	0,01	8,61	*	0,01	0,14		0,00	0,03	0,05	2,07	*
32 Fabricação de produtos diversos	0,02	24,23	*	0,08	1,91		0,07	0,55	0,02	0,76	
33 Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	0,05	65,70	*	0,09	2,06	*	0,32	2,65	*	0,01	0,56

Elaboração dos autores.

(*) = setores excluídos dos placebos, por apresentarem REPQM mais de duas vezes superior à REPQM de veículos.

DETERMINANTES DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL E OS EFEITOS DO ACORDO DE BASELEIA III

FELIPE DE OLIVIERA CAVALCANTI*
CARLOS ENRIQUE CARRASCO GUTIERREZ†
JÉSSICA FILARDI MILKER FIGUEIREDO‡

Resumo

Este artigo estuda os determinantes do *spread* bancário *ex-post* na economia brasileira, em particular, buscamos evidências dos efeitos da implementação do acordo de Basileia III no *spread*. Baseados no modelo teórico apresentado por Ho & Saunders (1981), estimamos um modelo dinâmico para dados em painel para 73 bancos comerciais em operação no Brasil correspondentes ao período 2009:2 e 2016:2. Os resultados apontam evidências das novas exigências de capital de nível 1 e capital principal que afetam de forma positiva o *spread* bancário. Outras variáveis que foram identificadas como determinantes do *spread* são: despesas administrativas e operacionais, tributação, lucro líquido dos bancos, desemprego e taxa Selic.

Palavras-chave: *spread*, Basileia III, crédito, bancos.

Códigos JEL: E51, G10, G21.

Abstract

This article studies the determinants of Brazilian *ex-post* bank *spread*, in particular, we seek evidence of the Basel III agreement implementation effects on Brazilian *spread*. Based on a model presented by Ho & Saunders (1981), we estimated a panel model with data of 73 commercial banks operating in Brazil from 2009:2 to 2016:2. The results showed evidence of a positive impact on *ex-post* bank *spread* of the new capital requirements of the Basel III agreement in Brazil. Other variables that have been identified as determinants of the *spread* are: administrative expenses, taxation, banks' net profit, unemployment and the Selic rate.

Keywords: *spread*, Basel III, credit, banks.

JEL codes: E51, G10, G21.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea173229>

* Universidade Católica de Brasília, Programa de Pós-Graduação em Economia, SGAN 916, Módulo B. Brasília CEP 70790-160, DF - Brasil. E-mail: ffeliped@bb.com.br.

† Universidade Católica de Brasília, Programa de Pós-Graduação em Economia, SGAN 916, Módulo B. Brasília CEP 70790-160, DF - Brasil. E-mail: carlos.carrasco.gutierrez@gmail.com.

‡ Universidade Católica de Brasília, Programa de Pós-Graduação em Economia, SGAN 916, Módulo B. Brasília CEP 70790-160, DF - Brasil. E-mail: jessica_milker@hotmail.com.br.

1 Introdução

O *spread* bancário é a diferença entre as taxas de juros cobradas nos empréstimos ou financiamentos efetuados pelos bancos e as taxas de juros pagas por eles em sua atividade de captação. Trata-se, portanto, de um importante indicador da eficiência do sistema financeiro, pois representa o custo da atividade de intermediação financeira entre os agentes superavitários e os agentes deficitários de uma economia. Se esse custo for demasiadamente elevado, as taxas de crédito podem se situar em patamares que dificultam o financiamento de projetos estruturantes em diversos setores, além de inibir o consumo, principalmente, de bens duráveis, gerando impactos diretos sobre o crescimento econômico.

Para aumentar o bem-estar social, é necessário reduzir esse custo de intermediação, e, para isso, é preciso conhecer os fatores que explicam esse *spread*. Além disso, é sabido que exigências regulatórias e prudenciais podem ser consideradas pelos bancos no momento da definição do *spread* bancário. Alguns desses impactos foram detectados por autores como Angbazo (1997) e Valverde & Fernández (2007). Nesse sentido, é preciso conhecer os principais determinantes do *spread* bancário no Brasil, pois, uma vez que se pontua seus motivadores, é possível adotar medidas mais eficientes para promover sua redução. O maior controle sobre essa variável financeira deve, também, viabilizar um novo mecanismo de estímulo econômico ao consumo e ao investimento do país.

No entanto, como mencionado anteriormente, a gestão financeira dos bancos e, naturalmente, a escolha das taxas de juros cobradas e pagas por essas instituições no desenvolvimento de sua atividade estão sujeitas a normas nacionais e internacionais de boas práticas. Esse conjunto de regras está em contínuo processo de aperfeiçoamento e de mudanças das exigências de forma que a sua implementação nos mercados tende a gerar impactos sobre as decisões bancárias. Em vista disso, avaliar como modificações normativas interferem no *spread* é importante para entender essa dinâmica e, a partir disso, poder elaborar políticas voltadas a sua redução e, conseqüentemente, ao estímulo à atividade econômica.

Em nível internacional, os níveis prudenciais da estrutura de capital dos bancos são recomendados pelo Acordo de Basileia III, incorporados ao ordenamento normativo brasileiro pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e pelo BCB - Banco Central do Brasil (2013). Nessa perspectiva, faz-se oportuno avaliar como e em qual intensidade a sua implementação impactou o *spread* brasileiro.

Este trabalho tem como objetivo estudar os determinantes do *spread* bancário *ex-post* na economia brasileira, em particular, estamos interessados em verificar se a implementação do acordo de Basileia III teve algum efeito no *spread*. Partindo do modelo teórico apresentado por Ho & Saunders (1981) e um modelo dinâmico para dados em painel, procedemos com a abordagem empírica, usando variáveis que representam a concentração de mercado, as características particulares dos bancos e alguns indicadores macroeconômicos, para uma amostra de 73 bancos comerciais em operação no Brasil correspondentes ao período trimestral entre 2009:2 e 2016:2.

Os resultados evidenciam relações positivas e significantes do *spread* com as despesas administrativas e operacionais, a tributação, o lucro líquido dos bancos e o desemprego, além de uma associação estatisticamente significativa

e negativa com a taxa Selic, corroborando os resultados achados em Almeida & Divino (2015), Oreiro et al. (2006) e Afanasieff et al. (2002). Também observaram-se evidências de que as exigências de capital de nível 1 e de capital principal, majoradas com a implementação do Acordo de Basileia III no Brasil, têm um efeito positivo no *spread*.

Este trabalho traz contribuições para a literatura no estudo do efeito da implementação do Acordo de Basileia III no *spread* bancário brasileiro, não tratado em outros trabalhos. Evidencia-se nele que a avaliação do impacto das limitações à capacidade de alavancagem das instituições financeiras impostas pelo novo conjunto de regras internacionais sobre o *spread* bancário brasileiro colabora para o arcabouço instrumental das autoridades monetárias do país disponível para o estímulo à economia nacional.

Além desta introdução, este artigo é composto por 5 partes: a segunda seção apresenta uma breve revisão da teoria existente sobre os determinantes do *spread* bancário e sobre o Acordo de Basileia III. A terceira e a quarta seções apresentam a metodologia empregada na pesquisa e os dados utilizados, respectivamente. Os resultados serão apresentados na quinta seção e, por fim, a conclusão na última seção.

2 Literatura Sobre o *Spread* Bancário

A partir de seu trabalho seminal, Ho & Saunders (1981), utilizando uma série de dados trimestrais com base nas informações contábeis dos maiores bancos dos Estados Unidos, entre os anos de 1976 e 1979, argumentam que a volatilidade da taxa de juros cobrada sobre os empréstimos realizados no mercado bancário pode ser reflexo direto da estabilidade macroeconômica do país.

Angbazo (1997) modificou o modelo proposto por Ho & Saunders (1981) a partir da inclusão do risco de crédito e sua interação com o risco de taxas de juros no “puro *spread*”. Com uma amostra com 1400 observações, referentes a 286 bancos americanos entre os anos de 1989 e 1993, o autor efetuou uma análise empírica, regredindo as margens líquidas dos bancos contra as mesmas variáveis consideradas no artigo original e acrescentou alguns fatores específicos dos bancos. Dessa forma, encontrou uma relação positiva entre a margem líquida e os seguintes fatores: risco de crédito, risco de taxas de juros, exigência de capital, custo de oportunidade das reservas e a falta de qualidade da administração. Observou, ainda, uma relação negativa com o risco de liquidez.

Saunders & Schumacher (2000) estudaram os determinantes do *spread* usando como amostra informações referentes ao período de 1988 a 1995 dos bancos de 7 países da OECD: Alemanha, Espanha, França, Grã-Bretanha, Itália, Estados Unidos e Suíça. Tendo por base o modelo de Ho & Saunders (1981), os autores investigaram a influência de três componentes nas margens dos bancos, quais sejam: (i) impostos ou reservas requeridas; (ii) a estrutura de mercado que reflete o nível de monopólio da economia; (iii) um componente de risco, refletindo o risco assumido pelos bancos, especialmente aquele associado às oscilações nas taxas de juros da economia.

Kunt e Huizinga (1998) realizaram uma pesquisa bastante abrangente. Com uma base de dados com informações contábeis de 7.900 bancos de 80 países, entre os anos de 1988 e 1995, esses autores efetuaram a decomposição do *spread* bancário e analisaram os seus determinantes do ponto de vista econô-

mico. Fazendo uma avaliação *ex-post* e comparando os resultados entre os bancos dos diversos países, concluíram que existem diferenças significativas em relação às características dos bancos e seus macroambientes (regulação, taxação explícita e implícita, seguro dos depósitos, inflação, taxa de juros da economia, etc.) que afetam diretamente o tamanho de suas margens. Essa pesquisa mostrou também que o *spread* praticado no Brasil estava entre os maiores do mundo. A análise empírica encontrou uma relação positiva entre o nível de capitalização e a rentabilidade, e negativa entre as reservas e a rentabilidade dos bancos. Mostrou ainda que incertezas relacionadas com o desenvolvimento e a estabilidade do país impactam positivamente o *spread* e que os custos referentes aos impostos corporativos incidentes sobre a intermediação financeira são repassados para o consumidor final.

Maudos & Guevara (2004) realizaram um estudo empírico utilizando como amostra dados anuais de 1.826 bancos da Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Espanha, entre os anos de 1993 e 2000. O modelo implementado é similar ao proposto por Ho & Saunders (1981) e suas extensões, porém, com a inclusão de uma variável para representar os custos explícitos. Trabalhando com dados em painel, por meio de uma regressão em apenas um estágio, os autores chegaram a estimadores significantes para todas as variáveis propostas, a saber: estrutura de mercado (utilizando com proxies o índice de Lerner e o índice de Herfindahl), custos operacionais unitários, grau de aversão ao risco, volatilidade da taxa de juros do mercado, risco de crédito, covariância entre risco de taxa de juros e risco de crédito, tamanho médio das operações, volume de crédito concedido, pagamento de juros implícitos, custos de oportunidade sobre as reservas e a qualidade da administração. Dentre as variáveis que mais afetaram o *spread* positivamente (aumentaram o *spread*), destacaram-se a estrutura dos mercados e os custos explícitos, enquanto a que mais reduziu o *spread* foi a qualidade da administração (mesurada por meio da razão custos/receita).

Valverde & Fernández (2007) avaliaram uma amostra com 19.332 bancos europeus de Alemanha, Espanha, França, Holanda, Itália, Reino Unido e Suécia, no período compreendido entre 1994 e 2001. Aplicando a metodologia proposta por Ho & Saunders (1981), com uma adaptação para considerar receitas não oriundas dos juros dos empréstimos, como tarifas. Os resultados alcançados mostraram, entre outras coisas, que o nível de especialização dos bancos tinha um coeficiente negativo e significativo em relação ao *spread*. Isso indica que bancos especializados cobram menores *spreads*. Além disso, os autores encontraram coeficientes positivos e significantes para o risco de crédito, o risco de liquidez, o risco de taxa de juros (mercado), entre outros, e analisaram também as variáveis que explicam o índice de Lerner.

Almarzoqi & Naceur (2015) estudaram os determinantes do *spread* na região do Cáucaso e na Ásia Central, utilizando dados em painel de 7 países (Armênia, Azerbaijão, Geórgia, Cazaquistão, Tadjiquistão e Uzbéquistão) e o estimador dinâmico GMM. Os autores regrediram o *spread* contra variáveis específicas dos bancos, índice de Lerner e fatores macroeconômicos, encontrando resultados positivos e significantes para os custos operacionais, tamanho das operações e custo de oportunidade das reservas para a região. O coeficiente referente às receitas não financeiras foi negativo e significativo. Ao contrário de estudos anteriores, o risco de crédito, a estrutura de mercado e o desenvolvimento macroeconômico não foram significantes. Outras conclusões importantes são que a eficiência operacional é o fator mais importante para a

redução do *spread* e que a adequação de capital não foi significativa.

No Brasil, o elevado nível de *spread* praticado no país motivou a realização de diversos estudos empíricos para identificação de suas causas e definição de estratégias que conseguissem reduzi-lo. Entre eles, destacam-se alguns realizados por pesquisadores de órgãos públicos como o BCB, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e o Senado Federal, além de alguns trabalhos acadêmicos.

Afanasieff et al. (2002) utilizaram uma extensão da metodologia desenvolvida por Ho & Saunders (1981) para identificar os principais determinantes do *spread* bancário praticado no Brasil. Com dados mensais de todos os bancos comerciais em operação no Brasil (142 bancos) durante fevereiro de 1997 e novembro de 2000. Foram encontradas relações positivas do *spread* com a taxa básica de juros, com o prêmio de risco, com o crescimento da produção e com a taxação. O coeficiente em relação ao incremento das reservas foi positivo, embora não significativo. Ao contrário das expectativas, a inflação afetou negativamente o *spread* no período.

Oreiro et al. (2006) procuraram identificar os determinantes do *spread* dando ênfase aos possíveis impactos de fatores macroeconômicos. Por meio de uma modelo VAR e funções impulso resposta, concluíram que a elevada volatilidade da taxa de juros que aumenta o risco de mercado, o nível da taxa de juros que serve como “custo de oportunidade” para as operações de empréstimos e o nível de produção industrial que pode elevar a demanda, destacam-se como principais determinantes do *spread* no Brasil.

Também visando identificar os determinantes do *spread*, Manhiça & Jorge (2012) elaboraram um modelo econométrico composto por variáveis que caracterizam a estrutura de mercado, variáveis microeconômicas e variáveis macroeconômicas, incluindo a taxa de juros em nível e a variância da taxa de juros. A partir de dados em painel (em um modelo System GMM) com informação para 140 bancos comerciais que operaram no Brasil entre 2000 e 2010, os autores chegaram a resultados ambíguos em relação às variáveis de estrutura de mercado. Diferentemente do apontado no estudo de Oreiro et al. (2006), algumas variáveis microeconômicas foram importantes para explicar o *spread*, como os custos operacionais, o nível de alavancagem e o desempenho patrimonial. Em relação às variáveis macroeconômicas que também foram o foco principal do estudo, a inflação, o desemprego e as taxas de juros se mostraram significantes a 1% e positivos. Apenas a volatilidade da taxa de juros não foi capturada pelo *spread*.

Almeida & Divino (2015) fundamentados no modelo teórico proposto por Ho & Saunders (1981) e estendido por Angbazo (1997), e com dados trimestrais em painel (estático e dinâmico), colhidos *ex-post* entre o primeiro trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2012, de 64 bancos brasileiros que possuem carteiras comerciais, analisaram o impacto de características específicas das instituições financeiras, das variáveis macroeconômicas e do índice de concentração de mercado de Herfindahl-Hirschman (IHH). Como resultado, os autores encontraram uma relação significativa e positiva para o puro *spread* (constante), custos administrativos, índice de cobertura, PIB, IHH e participação de mercado. Observaram também uma relação negativa e significativa para as receitas de prestação de serviços, o que indica que bancos com maiores receitas de tarifas e comissões cobram *spreads* menores. Além disso, as variáveis índice de liquidez, tributação, risco de crédito, Selic, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), entre outras, não foram significantes.

Silva et al. (2016), avaliando uma amostra com 135 bancos que operavam no mercado brasileiro entre 2003 a 2011 e o modelo de painel dinâmico Arellano-Bond (System-GMM), regrediram o *spread* bancário ou margem líquida de juros (NIM) contra a variável dependente defasada em um período, um vetor de variáveis que representam o *market share* dos bancos, um vetor com suas informações específicas e outro vetor de variáveis macroeconômicas, incluindo variáveis expectativas, tais como, juros futuros, inflação esperada e PIB esperado. As variáveis que se apresentaram significantes e positivas foram o *spread* defasado, a participação de mercado, eficiência, risco de crédito, inflação, Selic, inflação esperada, juros futuros, capitalização em bolsa e volatilidade das taxas de câmbio. A única variável que se mostrou significativa e com impacto negativo sobre o *spread* foi o tamanho dos bancos. Os indicadores de liquidez, custo de captação, índice de Basileia, PIB e PIB esperado não foram significantes.

Além dos estudos empíricos realizados, outros trabalhos se dedicaram a efetuar a decomposição contábil do *spread* como o desenvolvido por Assaf Neto (2004) no âmbito do mercado bancário do Brasil. Utilizando as demonstrações contábeis dos bancos, o autor identificou que o custo de captação representa 37,88% das taxas dos empréstimos, enquanto o “*spread* bruto” representa 62,12% das taxas dos empréstimos. Desse *spread*, foram retirados os impostos sobre as operações (3,51%) e a inadimplência (20,32%), chegando ao que foi denominado “*spread* direto”, que representa 38,29% da taxa de juros. Por fim, foram retirados as despesas operacionais indiretas (28,01%) e os tributos sobre o resultado – o Imposto de Renda de Pessoa Jurídica (IRPJ) e a Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) – (3,50%), encontrando o “*spread* líquido” de 6,79%, que representa o lucro dos bancos. Outra constatação interessante do estudo é que tanto as taxas de juros, quanto os diversos tipos de *spread* são maiores para pessoas físicas que para pessoas jurídicas.

Também realizando a decomposição do *spread*, considerando a taxa média do período compreendido entre 2011 e 2016 e utilizando os dados divulgados pelo BCB, Goldfajn (2017) encontrou um *spread* médio de 16,90%, sendo 9,00% devido à inadimplência, 0,80% aos custos administrativos, 0,30% ao compulsório e ao Fundo Garantidor de Crédito (FGC), 2,7% aos tributos sobre o resultado (CSLL e IRPJ) e 4,1% referente ao lucro dos bancos.

A tentativa de encontrar os determinantes do *spread* bancário da economia brasileira também foi tema dos estudos de Aronovich (1994), Koyama & Nakane (2002a), Koyama & Nakane (2002b), Afanasieff et al. (2002), Guimarães (2002), Bignotto & Rodrigues (2005) e Dantas et al. (2011). As variáveis significativas dos modelos implementados por esses autores e como elas impactam o valor do *spread* bancário são apresentadas, resumidamente, na Tabela 1.

O confronto com os principais resultados para os determinantes do *spread* bancário brasileiro mostra que os sinais obtidos neste artigo estão de acordo com os revelados pela literatura econômica. Dessa forma, é possível assegurar que as variáveis significativas *ex-post* do modelo e os seus efeitos estão dentro do previsto, o que é um indício inicial de que as estimativas obtidas são robustas.

Tabela 1: Variáveis significativas e o sinal de seu impacto sobre o *spread* bancário brasileiro

Artigo	Período	Spread	Variáveis significativas (sinal)
Aronovich (1994)	1986-1992 1986-1992	Ex-ante	Inflação (+), choque econômico (+) Inflação (+), nível de atividade(-)
Koyama & Nakane (2002a)	1996-2001	Ex-ante	Inflação(+), produção industrial (-), taxa Selic(+), <i>spread</i> dos títulos públicos(+), impostos(+), compulsório(+), despesas administrativas(+)
Koyama & Nakane (2002b)	1994-2001	Ex-ante	Taxa Selic(+), <i>spread</i> dos títulos públicos(+), impostos(+), compulsórios(+), despesas administrativas(+)
AfanasiEFF et al. (2002)	1997-2000	Ex-ante	Despesas operacionais(+), receitas não financeiras (+), receita de serviços (+), bancos estrangeiros(-)
	1997-2000	Ex-ante	Inflação (-), crescimento da produção industrial, taxa Selic (+), <i>spread</i> de títulos públicos(+), impostos(+)
Guimarães (2002)	1995-2001	Ex-post	Bancos estrangeiros (-), depósitos de curto prazo(+)
Bignotto & Rodrigues (2005)	2001-2004	Ex-ante	Inflação(-), taxa Selic(+), despesas administrativas(+), taxa de juros de risco(+), risco de crédito (+), participação de mercado(-), liquidez(+), receita de serviços(+), compulsório(+), total dos ativos(+)
Dantas et al. (2011)	2000-2009	Ex-post	Risco de crédito(+), participação de mercado(-), IHH(+), PIB(+)
Este artigo	2009-2016	Ex-post	<i>Spread</i> defasado(+), participação de mercado(+), IHH(+), percentual de crédito (-), despesas operacionais e administrativas(+), receitas não financeiras(-), imposto sobre o resultado(+), provisões para crédito duvidoso(+), lucro líquido(+), compulsório depósito à vista(-), compulsório depósitos a prazo(+), índice de Basileia(+), bancos públicos(+), bancos com sede no exterior(+), taxa Selic(-), desemprego(+), variação do PIB(+), inflação(-)

3 Requerimento de Capital – Acordos de Basileia

Para compreender as razões pelas quais a implementação do Acordo de Basileia III poderia impactar de alguma forma o *spread* bancário, é necessário entender o que foram os acordos de Basileia e a sua importância para o sistema financeiro mundial, em particular, para o Sistema Financeiro Nacional (SFN).

O sistema bancário internacional é regulado por regras e limites que permitem todos os tipos de instituições financeiras participem do mercado sem impor riscos ao funcionamento da superestrutura financeira decorrente do processo de globalização. Os parâmetros básicos de liquidez e responsabilidade para todo o mercado são condensados nos Acordos de Basileia e estão em constante processo de aperfeiçoamento. Essa atualização das boas práticas é essencial para corrigir problemas que ameacem a estabilidade do sistema.

Os Acordos de Basileia sempre buscaram assegurar a estabilidade financeira, via requerimento de um percentual mínimo de capital próprio dos bancos, para a realização de operações de crédito. Esse requerimento é usualmente chamado de “índice de Basileia”, por ter sido criado pelo Comitê de Supervisão Bancária de Basileia (BCBS), vinculado ao BIS (Bank for International Settlements), o Banco de Compensações Internacionais.

3.1 Acordos de Basileia I e II

O Acordo de Basileia I foi fechado em 1988, oficialmente denominado International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards, tendo como foco a prevenção contra o risco de crédito, via reserva de capital, e a limitação da capacidade de alavancagem dos bancos. Assim, ele contribuiu para a estabilidade do sistema bancário nacional, valendo-se de quatro pilares: i) definição de capital nível 1 e capital nível 2; ii) implementação de um fator de ponderação do risco; iii) alocação mínima de capital de 8%¹, sendo no mínimo 4% de capital nível 1; e iv) implementação progressiva. Somente em 1996, o Comitê incorporou o risco de mercado ao acordo.

Em 2004, o BCBS divulgou a revisão do primeiro acordo de Basileia, que ficou conhecido como Basileia II. O objetivo era buscar uma mensuração mais precisa para os riscos incorridos, além de melhorar a transparência das informações dos bancos e aprimorar o processo de supervisão. Esse acordo incluiu a i) exigência de capital mínimo para os riscos de mercado e operacional, além do já requerido para risco de crédito; e a ii) determinação de disciplina de mercado, demandando transparência na divulgação de informações e transparência de mercado. Esse acordo ainda está em processo de implementação em diversas partes do mundo, inclusive no Brasil.

3.2 Basileia III

A crise financeira mundial, iniciada em 2007, mostrou que as exigências dos acordos de Basileia I e II não eram suficientes para inibir a alavancagem excessiva dos bancos, o que, em conjunto com a baixa qualidade do capital e a diminuta margem de liquidez, contribuíram para fragilizar o sistema bancário mundial. Diante disso, fez-se necessário revisar a estrutura prudencial

¹O Banco Central do Brasil foi mais conservador na aplicação do Acordo de Basileia I e estipulou que a alocação mínima de capital para os bancos brasileiros seria de 11%.

aplicável às instituições financeiras, dando origem a dois documentos² que ficaram conhecidos como Basileia III.

O principal objetivo desse acordo é preparar os bancos para suportarem os impactos de choques advindos do próprio sistema financeiro ou de outros setores da economia, evitando que os impactos de crises financeiras se alastrem para a economia real. O foco do Acordo Basileia III é melhorar a qualidade da estrutura do capital dos bancos e, para isso, revisou os instrumentos aceitos como de nível 1, além de o subdividir em duas partes: a parcela de capital principal e a parcela de capital adicional. O capital principal é o de melhor qualidade sendo composto praticamente apenas de ações ordinárias e lucros acumulados, e sendo abatidas, ainda, as deduções regulatórias.

Além disso, foram criados os *buffers* de capital principal: o contracíclico que visa compensar a tendência de Basileia II de acentuar flutuações cíclicas da economia; o de conservação, que representa um “colchão” extra de capital para absorver possíveis perdas; e o sistêmico, que será exigido dos grandes bancos que, devido ao seu porte, poderiam gerar risco ao sistema financeiro em caso de insolvência. Cabe mencionar que o capital de nível 2 continua existindo, sendo composto por instrumentos de dívidas que não possuem a liquidez necessária para serem enquadrados como de nível 1.

No Brasil, o acordo de Basileia III foi implementado por meio de um conjunto de normas (resoluções, circulares e cartas circulares) editadas pelo BCB a partir de 2013. Essas normas introduziram, entre outras coisas, os novos requerimentos mínimos de capital principal, capital nível 1, patrimônio de referência e adicional de capital principal (Resolução nº 4.193, de março de 2013). Desde a implementação do primeiro acordo de Basileia, o BCB adota uma postura conservadora em relação à exigência de capital aos bancos que operam no país.

Enquanto internacionalmente o patrimônio de referência mínimo, antes desse acordo, era de 8%, no Brasil foi adotado o índice mínimo de 11%. Com a advento do Basileia III, todos os países que aderiram ao acordo, tinham que adotar padrões mais conservadores, podendo chegar à uma exigência de 13%. Em relação ao capital principal e ao capital nível 1, o aumento da exigência é ainda mais significativo, o que pode exigir um esforço de adequação dos bancos. Essas adaptações quanto às exigências são chamadas de ajustes prudentiais e as diferenças de requisitos de percentual mínimo de capital são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2: Diferenças nas exigências de percentual mínimo de capital dos acordos de Basileia I (Brasil), Basileia II e Basileia III - %

Tipo de Capital	Basileia I (Brasil)	Basileia II	Basileia III
Capital Principal	4,7%*	2%*	7% - 9%
Capital Nível 1	5,5%*	4%*	8,5% - 11%
Patrimônio de Referência (PR)	11%	8%	10,5% - 13%

Nota: * Limites implícitos.

Fonte: BCB.

²Os dois documentos que compõe o Basileia III são: *A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems* e *Basel III: International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring*.

Além das mudanças referentes à quantidade de capital (percentual mínimo), a qualidade do capital também foi observada pelo regulador nacional na implementação de Basileia III³. Nesse sentido, instrumentos (menos líquidos) que eram considerados como capital antes de Basileia III, deixaram de ser após sua implementação. Importante destacar, também, que esse impacto não foi imediato, pois, esses ajustes prudenciais foram feitos de forma escalonada entre 2014 e 2019. Adicionalmente, as deduções regulamentares ou ajustes prudenciais, que anteriormente incidiam sobre o patrimônio de referência total, passaram a ser aplicadas ao capital principal.

Em face das mudanças solicitadas, é correto esperar que aqueles bancos cuja a estrutura de capital estava mais próxima às novas determinações não devem fazer grandes esforços para se adaptar, mas outros, como bancos que possuem instrumentos híbridos de capital e dívida que deixaram de ser considerados como capital de maior qualidade, precisam adotar estratégias para reforçar o seu capital principal, como distribuir menos dividendos, para conseguir moldar-se às novas regras dentro do cronograma de transição estabelecido pelo BCB. De acordo com Pinheiro & Savoia (2014), a maior parte das instituições financeiras brasileiras possui baixa alavancagem, o que as favorece no processo de adequação às novas regras.

O Acordo de Basileia III foi implementado no país de forma escalonada, conforme demonstrado na Tabela 3, de forma a completar o período de transição em 2019.

Tabela 3: Cronograma de Implementação do acordo de Basileia III no Brasil – percentual mínimo de capital – %

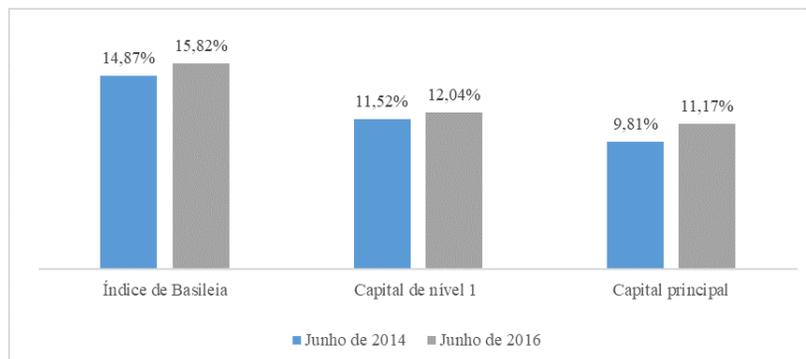
Tipo de Capital	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Capital Principal (mínimo + adicional)	4,50%	4,50%	4,50%	5,125% a 5,75%	5,75% a 7,00%	6,375% a 8,28%	7,00% a 9,50%
Capital Nível 1 (mínimo + adicional)	5,50%	5,50%	5,50%	6,625% a 7,25%	7,25% a 8,50%	7,875% a 9,75%	8,50% a 11,00%
Patrimônio de Referência (PR) (mínimo + adicional)	11,00%	11,00%	11,00%	10,50% a 11,125%	10,50% a 11,75%	10,50% a 12,375%	10,50% a 13,00%

Fonte: BCB.

É importante destacar que nas Tabelas 2 e 3 não foi considerado o adicional de capital principal. Mesmo assim, nota-se que os aumentos na exigência de capital principal e de capital nível 1 são maiores que o aumento no patrimônio de referência. Na Figura 1, por sua vez, é possível verificar o esforço dos bancos comerciais brasileiros de se adequarem às novas exigências de estrutura de capital. Comparando o percentual de capital observado em junho de 2014 e em junho de 2016, é possível perceber aumento nos indicadores do Índice de Basileia, Capital de nível 1 e de Capital principal.

³O Capital Principal é formado primordialmente pelas ações (ordinárias e preferenciais, desde que não resgatáveis e sem cumulatividade de dividendos), reservas de capital e lucros acumulados, representando, portanto, a parcela de maior qualidade e mais apta a absorver perdas. Sobre esse montante são feitas todas as deduções regulamentares. O capital complementar de nível I e o capital de nível II são compostos por instrumentos de dívida subordinada (perpétua, no primeiro caso, e com mais de 5 anos, no segundo) e, para comporem o Patrimônio de Referência, devem passar por processo de aprovação no BCB. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/fis/super_visao/basileia.asp>, em 18/02/2017.

Figura 1: Comparativo do percentual de capital dos bancos comerciais brasileiros, por categoria – junho de 2014 e junho de 2016 - %



Fonte: Dados do BCB, cálculo efetuado pelo autor.

Fica evidente que essas medidas fizeram com que as instituições financeiras planejassem melhor suas estratégias da concessão de crédito de forma a otimizar a relação entre retorno e risco de cada contrato, além de ampliar a necessidade de capitalização. Esse processo, no entanto, poderá dar início a um novo ciclo de fusões aquisições de bancos de pequeno e médio porte (Pineiro & Savoia 2014), bem como estimular o mercado de securitização, uma solução adotada pelas instituições menores em momentos de restrição à liquidez, mas que tem alcance limitado. Por fim, também é possível que os bancos de pequeno e médio porte busquem alternativas de serviços de forma a operar em nichos de mercado onde eles tenham vantagens comparativas.

3.3 Basileia III e o *Spread* bancário

O Acordo de Basileia III, conforme mencionado anteriormente, eleva a exigência de capital, e também da qualidade desses recursos, a fim de tornar mais resiliente o sistema bancário dos países. Para se adequar, dentre as estratégias que os bancos dispõem para aumentar seu capital, destacam-se a emissão de novas ações e a retenção de lucros.

Entretanto, ao implementar a mudança na sua estrutura de capital, os bancos modificam os seus custos de operação, o que, conseqüentemente, tende a afetar o *spread* bancário praticado. O impacto poderia ser decorrente do aumento das taxas de juros ou mediante uma maior seletividade na contratação das operações de crédito, sendo que cada uma das opções mencionadas tem um efeito distinto sobre o *spread*. A primeira estimularia um aumento do *spread*, enquanto a segunda, a sua queda.

Além disso, na Basileia III foram criados os *buffers* de capital principal, que funcionam como um o contracíclico e que visam compensar a tendência de acentuar flutuações cíclicas da economia observadas no Basileia II, e os de conservação, que representam um “colchão” extra de capital para absorver possíveis perdas.

Bichsel et al. (2019) analisaram o impacto de maiores requisitos de capital bancário sobre os *spreads* de empréstimos corporativos e determinaram que um aumento de um ponto percentual nos índices de capital leva a um aumento do *spread* de até 5 pontos base, quando ponderado pelo risco, e de até 20 pontos base sem a referida ponderação. Da mesma forma, os autores mos-

tram que a introdução gradual dos requisitos regulatórios é benéfica para o sistema bancário dado que, em uma implementação imediata, os bancos deficitários tenderão a cobrar *spread* ainda maiores em relação às instituições com superávits. Diante desses resultados, é factível esperar que as modificações introduzidas pelo acordo de Basileia III devem impactar positivamente o *spread* bancário brasileiro, resultado condizente com os observados neste artigo.

De acordo com Chun et al. (2012), as exigências de *spreads* de empréstimos variam entre os diferentes modelos de negócios dos bancos e entre os países. Para evitar que o retorno sobre o patrimônio diminua, os *spreads* devem ser elevados em 0,1 pontos base para bancos imobiliários e hipotecários e chegam a até 9,1 pontos base para bancos comerciais durante os períodos de amostra de 2005-2010. Países como Brasil, China, Índia e México exigem que seus bancos tenham grandes *spreads* de empréstimos que podem variar de 13,2 a 29,7 pontos base.

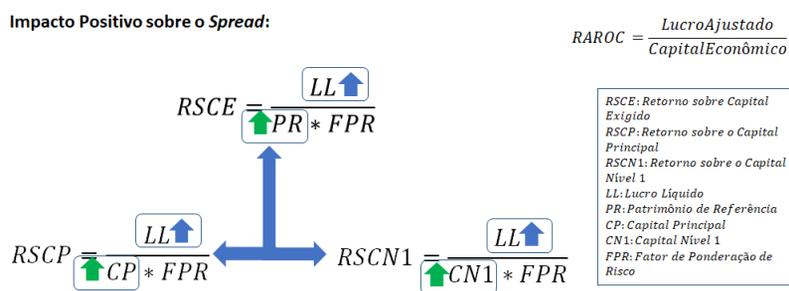
As maiores exigências de capital produzem efeitos macroeconômicos que podem variar conforme a abordagem escolhida. Angelini et al. (2011) mostram que, a cada aumento de ponto percentual no índice de capital, há um declínio médio de 0,09% na produção em estado estacionário em relação ao nível base. Já Caggiano & Calice (2011), estudando o impacto do Basileia III sobre as economias africanas, afirmam que índices de capital mais elevados podem fortalecer a resiliência dos sistemas bancários e, assim, promover ganhos de bem-estar no longo prazo para a população.

Aumento das taxas de juros cobradas, com conseqüente aumento do *spread*

O Retorno sobre o Capital Exigido (RSCE) é uma métrica de performance utilizada pelos bancos para mensurar a rentabilidade de suas operações, em conjunto com a eficiência na alocação do capital. Essa métrica se assemelha ao *Risk Adjusted Return on Capital* (RAROC), mas utiliza em seu denominador o capital padronizado requerido pelo regulador.

Considerando o maior requerimento de capital advindo do Acordo de Basileia III, com vistas a manter o seu RSCE, os bancos teriam que elevar seus *spreads*. Além disso, o conceito de RSCE poderia ser replicado para as parcelas de capital que estão sendo mais impactadas pelo Acordo de Basileia III, com o advento de duas novas métricas de rentabilidade: o Retorno sobre o Capital Principal e o Retorno sobre o Capital Nível 1. A Figura 2 ilustra essa possível relação.

Figura 2: Relação do Acordo de Basileia III sobre o *Spread*



Fonte: Elaboração própria.

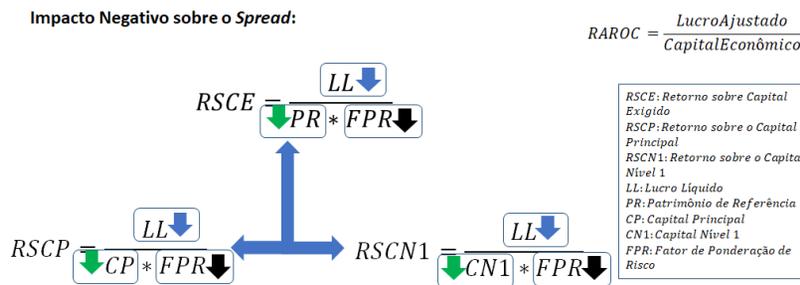
Partindo da premissa de que o lucro líquido dos bancos faz parte da composição do *spread*, com a elevação da exigência de capital, o lucro teria que ser elevado para a manutenção dos diversos tipos de retorno sobre o capital, e, conseqüentemente, o *spread* também aumentaria.

Redução dos *spreads* devido a uma maior seletividade na contratação das operações de crédito

Alternativamente, os bancos poderiam optar por concentrar suas operações de crédito em linhas e clientes com riscos menores, que consomem menos capital (Fator de Ponderação de Risco (FPR) menor). Essa maior seletividade na escolha das operações poderia implicar na redução do *spread*, pois clientes com níveis de risco menores, poderiam não estar dispostos a pagar juros altos. Além disso, com uma redução maior no FPR do que na exigência dos diversos tipos de capital, seria possível manter o retorno.

Embora também seja possível, aumentar a seletividade da carteira de clientes é mais difícil de implementar, pois dificilmente os bancos conseguiriam informações suficientes para avaliar o perfil de seus clientes e as operações em um curto espaço de tempo não permitem uma correta avaliação do indivíduo com quem se está transacionando. Para tentar manter o retorno das operações, seria mais fácil efetuar o ajuste via aumento do *spread* bancário. A Figura 3 ilustra essa possível relação.

Figura 3: Relação do Acordo de Basileia III sobre o *Spread*



Fonte: Elaboração própria.

4 Metodologia

4.1 Dados

Neste artigo, foram utilizados dados de 73 bancos comerciais⁴ com carteiras de crédito ativas no período compreendido entre o segundo trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2016, totalizando 2.117 observações. Os dados específicos de cada instituição foram colhidos no ambiente que disponibiliza “informações para análise econômico-financeira” no site do BCB. Do relatório “50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional”, foram retiradas as informações do período compreendido entre o segundo trimestre de 2009 e o primeiro trimestre de 2014. Os dados dos demais trimestres foram retirados do “IF.Data – Dados selecionados de entidades supervisionadas”.

⁴A lista completa das instituições que fizeram parte da amostra está disponível no Anexo I.

As séries macroeconômicas foram obtidas no sítio do IPEA data. A série de inflação é calculada com base na variação do IPCA. A série mensal foi acumulada para cada trimestre e dessazonalizada com a utilização do filtro Census X-12. A taxa de desemprego foi obtida do Seade/PED para o fechamento de cada trimestre e dessazonalizada com a utilização do filtro Census X-12. A variação do PIB foi obtida no IBGE com periodicidade trimestral, tendo sua série deflacionada com base na variação do IPCA e dessazonalizada com a utilização do filtro Census X-12. Após esses procedimentos, foi calculada a variação trimestral do indicador. A Selic foi coletada no BCB com periodicidade mensal, que foram acumuladas para cada trimestre.

Antes de realizar as regressões, os dados foram transformados em fatores (adicionando 1) e, posteriormente, foi calculado o logaritmo. Na Tabela 4, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo.

Tabela 4: Estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<i>Spread</i>	0,1735	0,0323	-0,0391	0,2122
<i>Market share</i>	0,0126	0,0396	0,0000	0,2311
IHH	0,1408	0,0091	0,0130	0,1560
Participação do crédito	0,3084	0,1604	0,0000	0,7009
Despesas Administrativas e Operacionais	0,0276	0,0265	0,0013	0,3132
Receitas não Financeiras	0,0171	0,0261	0,0060	0,4152
Provisões contra Créditos Duvidosos	0,0218	0,0253	0,0000	0,2813
Impostos (tributos) sobre o Resultado	0,0007	0,0111	-0,2060	0,2054
Lucro Líquido	0,0017	0,0256	-0,6307	0,1291
Compulsório sobre Depósitos à vista	0,0139	0,0207	0,0000	0,1767
Compulsório sobre Depósitos a prazo	0,0759	0,0550	0,0000	0,2337
Índice de Basileia	0,2281	0,2263	-0,3038	220,0020
Selic	0,0250	0,0047	0,0164	0,0338
Variação do PIB	0,0078	0,0139	-0,0267	0,0477
Desemprego	0,0897	0,0137	0,0770	0,1313
Inflação	0,1631	0,0051	0,0074	0,0326

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Modelo Econométrico

Neste estudo, buscamos identificar os determinantes do *spread* bancário, em particular, estamos interessados em analisar os efeitos da implementação do Acordo de Basileia III⁵. Porém, os dados disponíveis para o indicador do Acordo de Basileia III (Capital de Nível 1 e o Capital Principal) só começaram a ser divulgados pelo Banco Central apenas a partir do segundo trimestre de 2014. Com um período menor e para garantir os graus de liberdade nas estimações, seguimos a estratégia de estimar os efeitos do Acordo de Basileia III em duas etapas. É importante mencionar que esse período foi escolhido de forma que todos os bancos avaliados tivessem as mesmas informações em todos os trimestres com o objetivo de ter uma base de dados do tipo painel balanceado.

⁵A implementação do acordo no Brasil, no que tange à alocação de capital para risco de crédito – ainda que em fase avançada no período avaliado neste artigo – se completou apenas em 2019.

A primeira regressão considerou todos os períodos da amostra (2009T2 a 2016T2) e testou a significância de todas as variáveis do modelo com o objetivo de utilizar a informação disponível (base completa) para identificar as variáveis significativas para determinar o *spread* bancário no Brasil. Assim, os resultados puderam ser usados na segunda etapa. A segunda etapa restringe o período de análise àquele voltado para a implementação da resolução, ínterim compreendido entre o segundo trimestre de 2014 e o segundo trimestre de 2016, inserindo apenas os determinantes relevantes encontrados na etapa anterior no modelo voltado para estimar os efeitos do acordo de Basileia III, o percentual de capital nível 1 (CN1) e o percentual de capital principal (CP) no modelo econométrico.

Assim, como os diversos modelos apresentados na revisão teórica deste artigo, o modelo dinâmico ora apresentado, defende que o *spread* praticado no Brasil pode ser explicado por variáveis representativas do nível de concentração do mercado, por variáveis indicativas das características de cada banco e pelo comportamento de algumas variáveis macroeconômicas. Como a origem dos dados do modelo é *ex-post*, também foi incluída uma defasagem da variável dependente, pois acredita-se que, pelo fato de grande parte das operações de crédito dos bancos possuírem taxas prefixadas, o *spread ex-post* não poderia ser alterado em apenas um trimestre, existindo alguma persistência nessa variável.

As variáveis inseridas no modelo de regressão da primeira etapa foram escolhidas a partir das pesquisas empíricas e decomposições contábeis do *spread* apresentadas na segunda seção deste artigo, resultando na equação (1).

$$\begin{aligned} \ln SP_{it} = \beta_0 &+ \beta_1 \ln SP_{it-1} + \beta_2 \ln MS_{it} + \beta_3 \ln IHH_t + \beta_4 \ln PC_{it} \\ &+ \beta_5 \ln DOA_{it} + \beta_6 \ln RNF_{it} + \beta_7 \ln PCD_{it} + \beta_8 \ln IR_{it} \\ &+ \beta_9 \ln LL_{it} + \beta_{10} \ln IB_{it} + \beta_{11} \ln CV_{it} + \beta_{12} \ln CPZ_{it} \\ &+ \beta_{13} \ln SELIC_t + \beta_{14} \ln DESEMP_t + \beta_{15} \ln PIB_t \\ &+ \beta_{16} \ln IPCA_t + \beta_{17} DPUB + \beta_{18} DEXT + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Em que:

SP: *spread*

MS: *Market share*

IHH: Índice de Herfindhal-Hirschman

PC: Participação do Crédito no Ativo

DOA: Despesas Operacionais e Administrativas

RNF: Receitas Não Financeiras

PCD: Previsão contra o Crédito Duvidoso

IR: Imposto de Renda da pessoa jurídica

LL: Lucro Líquido

η_i : Efeitos fixos não observáveis

IB: Índice de Basileia

CV: Compulsório sobre Depósitos à Vista

CPZ: Compulsórios sobre Depósitos a Prazo

SELIC: Taxa Selic em nível

DESEMP: Desemprego

PIB: taxa de crescimento do Produto Interno Bruto

IPCA: Taxa de inflação

DPUB: *Dummy* para Bancos Públicos

DEXT: *Dummy* para Bancos com sede no Exterior

Constante: Puro *spread*

Como indicado anteriormente, nessa etapa de estimação, serão considerados os dados trimestrais de 73 bancos comerciais brasileiros no período compreendido entre o segundo trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2016. É importante registrar que esses bancos operaram em todos os 29 trimestres, constituindo-se um painel balanceado. Ressalte-se que o *spread*, ou NIM, foi

calculado a partir de uma adaptação para modelos em painel da fórmula $4w$, proposta por Brock & Suarez (2000) e apresentada na equação (2). Nela, o *spread* é calculado para cada banco em cada período conforme descrito na equação (3).

$$4w = \left(\frac{\text{Juros Recebidos} - \text{Juros Pagos}}{At_j} \right) \quad (2)$$

$$\text{Spread}_{it} = \left(\frac{RIF_{it} - DIF_{it}}{\text{Ativo}_{it}} \right) \quad (3)$$

em que RIF_{it} é a receita de intermediação financeira do banco i no período t , e DIF_{it} a sua despesa de intermediação financeira nas mesmas condições. O principal motivo para a escolha desta fórmula é a forma de disponibilização dos dados nos relatórios disponíveis. Cabe registrar que as despesas com operações de câmbio e com a provisão sobre o crédito duvidoso não foram consideradas na apuração das despesas de intermediação financeira e que as receitas com câmbio também foram excluídas das receitas de intermediação financeira.

5 Resultados

O estudo econométrico baseia-se em um painel dinâmico e na aplicação do método conhecido como GMM System⁶, associado aos trabalhos realizados por Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998). A utilização de modelos dinâmicos permite o uso de defasagens da variável dependente como regressores, além da possibilidade de utilização das variáveis explicativas também defasadas. Essa característica é muito útil, pois os bancos não podem alterar totalmente o *spread* bancário em apenas um trimestre, devido à característica de longo prazo de alguns contratos de captação e, principalmente, de crédito. Em muitos casos, são pactuadas taxas de juros que não podem ser alteradas a qualquer momento pelas instituições financeiras, sejam elas pós ou prefixadas.

Para que os resultados fossem mais robustos, optou-se por utilizar o GMM System two-step, pois este método é assintoticamente mais eficiente. Contudo, uma limitação do método é que ele tende a produzir erros-padrão viesados para baixo, problema corrigido por meio da matriz de covariância derivada por Windmeijer (2005) de forma a tornar as estimações robustas do *two-step* mais eficientes do que as robustas do *one-step*.

Para que o método funcione corretamente, é preciso verificar a validade das condições de momento. Para isso, foram realizados os testes de sobreidentificação de Hansen para verificar se os instrumentos são válidos e o teste difference-Hansen para avaliar a exogeneidade dos grupos particulares de instrumentos. Além disso, será efetuado o teste z de autocorrelação dos resíduos de Arellano & Bond (1991), conhecido como AR (2).

⁶Embora o Modelo GMM System possa trabalhar com painel não balanceado, o que permitiria também tratar as fusões e aquisições no estudo, consideramos neste trabalho apenas bancos que atuam com crédito e com informação completa ao longo do período (painel balanceado).

5.1 Testes de Raiz unitária – Variáveis em Painel

Como trata-se de uma estimação com vários períodos, é preciso verificar a estacionariedade das séries incluídas no modelo. Foram efetuados os testes de raiz unitárias de Levin-Lin-Chu (LLC) e Im-Pesaran-Shin (IPS) próprios para painel. Já para as séries macroeconômicas que não variam de banco para banco, aplicou-se o teste Ng Peron. É importante destacar que, a partir desse momento, as variáveis serão consideradas em logaritmo para que seja capturada a elasticidade do *spread* em relação às demais variáveis.

Os testes de raiz unitária LLC e o IPS possuem como hipótese nula a não estacionariedade da série. O teste LLC é indicado para painéis balanceados com quantidade de indivíduos entre 10 e 250, e de 25 a 250 observações por indivíduo. A maior limitação do LLC é assumir que todas as variáveis explicativas possuem o mesmo coeficiente, sendo sua hipótese alternativa a de que todas as séries são estacionárias, o que é uma hipótese muito restritiva. O teste IPS supre parcialmente essa limitação, pois mantém a hipótese nula de que todas as séries possuem raiz unitária, mas a hipótese alternativa é que uma fração (pelo menos uma) das séries não possua raiz unitária. A quantidade de *lags* a ser utilizada nos testes foi calculada de acordo com o método *Akaike Information Criterion* (AIC), limitado à quantidade máxima de 6 *lags*.

Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 5, na qual pode-se observar que pelo menos um dos testes rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para todas as séries, o que indica que as variáveis podem ser utilizadas no modelo.

5.2 Testes de Raiz Unitária - Séries Temporais

Para as séries cujos dados variam apenas com o tempo, mas não variam de banco para banco, foi efetuado o teste de raiz unitária Ng Peron, com o método de estimação *AR GLS-detrended*. A quantidade de *lags* utilizada nos testes foi calculada de acordo com o método *Modified Akaike*, também limitado à quantidade máxima de 6 *lags*. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 6 e confirmam que as séries são estacionárias, o que viabiliza seu uso nas regressões.

5.3 Estimação dos modelos da primeira etapa

A primeira etapa abrange todos os períodos da amostra para estimar o modelo dinâmico (1). Ambas as regressões foram feitas a partir do método de GMM-System *two steps* robusto. As regressões implementadas na primeira etapa, que consideram o período mais abrangente compreendido entre o segundo trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2016, tem como objetivo identificar as principais variáveis que explicam o *spread* bancário praticado no Brasil. O teste AR(2) de Arellano & Bond (1991) indicou que não há autocorrelação entre os erros. Os testes de Hansen e *Difference-in-Hansen* também foram bem-sucedidos, indicando que os instrumentos são válidos. Para evitar uma grande perda de graus de liberdade, a quantidade de instrumentos foi truncada, sendo considerados apenas a segunda e terceira *lags* do *spread*. Os resultados são apresentados na Tabela 7.

Conforme esperado, as despesas operacionais e administrativas (DOA), os impostos sobre o resultado (IR), o lucro líquido dos bancos (LL), os depósitos compulsórios sobre depósitos a prazo (CPZ) e o desemprego (DESEMP) foram

Tabela 5: Resultado dos Testes de Raiz Unitária LLC e IPS para as variáveis em Painel Variáveis

Variáveis	LLC - Estatística t*		IPS - Estatística t*		Lags (AIC)
	Com constante e sem tendência	Sem constante e sem tendência	Com constante e sem tendência	Sem constante e sem tendência	
<i>Spread</i>	-0,3104	-6,5666**	-7,2159***	-11,8636***	2,25
<i>Market share</i>	-2,7932***	-6,5648***	0,8617	1,6072	1,37
Participação do Crédito	-3,5321***	-1,7195**	-2,3997**	-2,2996**	0,85
Despesas Operac. e Adm	13,5758	-2,9500**	-4,0231***	-6,8101***	2,53
Receitas Não Financeiras	4,7672	-3,4437***	-7,5694***	-6,8459***	2,78
Provisões para o Crédito	2,0079	-1,7020**	-	-2,6304***	1,45
Tributos sobre o Resultado	-12,5386***	-16,9265***	-14,6253***	-13,7055***	1,56
Lucro Líquido	-5,2177***	-7,9251***	-10,6306***	-10,5921***	2,56
Compulsório Dep. à Vista	-6,2385***	-8,6560***	-10,0384***	-5,3279***	1,29
Compulsório Dep. a Prazo	3,8463***	-0,0769	-	-4,3178***	1,85
Índice de Basileia	-7,2843***	-5,8755***	-8,8033***	-2,3802***	1,16

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

Tabela 6: Resultado do Teste de Raiz Unitária Ng Peron para as variáveis em Série Temporal

Série	Mza	Mzt	MSB	MPT	Lag Length
Desemprego	-23,0484***	-3,1138***	0,13521***	1,9587**	2
SELIC	-36,6183***	-4,11222***	0,11230***	1,1343***	1
IHH	-9,925**	-2,04359**	0,20600**	3,14753**	4
PIB	-8,18027**	-2,01842**	0,24674*	3,00983**	0
Inflação	-11,2662**	-2,36193**	0,20965**	2,2189**	0

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

significantes e afetaram o *spread* positivamente, a um nível de significância de 1%. Os resultados demonstraram um forte impacto das despesas operacionais e administrativas sobre o *spread*. Resultados semelhantes foram encontrados por Almeida & Divino (2015) e Manhiça & Jorge (2012), entre outros. O *spread* defasado também foi significativo a 1%, o que pode ser explicado pela origem dos dados ser *ex-post*, onde existe uma persistência do indicador ao longo do tempo.

A taxa Selic e a inflação apresentaram coeficientes negativos e significantes a 1%. Particularmente em relação à taxa Selic, uma possível explicação para o sinal negativo é o fato dos passivos dos bancos serem mais indexados a essa taxa que os ativos, que possuem um percentual considerável de operações com taxas prefixadas. Assim, um aumento da Selic em t , tende a impactar de forma mais rápida as despesas financeiras, que as receitas, reduzindo momentaneamente o *spread*.

Embora não haja uma explicação clara sobre o comportamento do *spread* em relação à inflação, um impacto negativo também foi encontrado por Afanasieff et al. (2002). Ao contrário das expectativas, a constante, apesar de significativa, apresentou um coeficiente negativo, o que indica existirem outras variáveis não consideradas no modelo que reduzem o *spread*. Contudo, o impacto da constante no *spread* pode ser considerado baixo (-0,101).

As variáveis IHH e *Market share*, risco de crédito (PCD), compulsório sobre depósitos à vista (CV), Índice de Basileia (IB), taxa de crescimento do PIB e bancos estrangeiros (EXT), apresentaram sinais positivos, conforme esperado. Contudo, os resultados não foram significantes. O nível de especialização (PC), as receitas não financeiras (RNF) e os bancos públicos, também conforme esperado, obtiveram resultados com sinais negativos, mas, da mesma forma, os resultados não foram significantes.

Com base nos resultados da primeira regressão (modelo 1), realizou-se uma nova estimação com apenas as variáveis que resultaram estatisticamente significantes ao nível de 10%. Os resultados são apresentados terceira coluna na Tabela 7 (regressão II).

5.4 Estimação dos modelos da segunda etapa

Partido dos resultados obtidos da estimação da Equação (1) e com base nos resultados da terceira coluna da Tabela 7, propomos os dois modelos dinâmicos

Tabela 7: Resultados das regressões da primeira etapa

<i>Spread</i> (Variável dependente)	Regressão I	Regressão II
	Coefficiente (Desvio-padrão)	Coefficiente (Desvio-padrão)
$Spread_{t-1}$	0,2313248*** (0,0643206)	0,1937027*** (0,0435616)
Market share (MS)	0,7341629 (0,650797)	
IHH	0,2133769 (0,2732382)	
Percentual de Crédito (PC)	-0,0559352 (0,0769207)	
Despesas Operacionais e Administrativas (DOA)	1,308896*** (0,1837301)	1,158208*** (0,143517)
Receitas Não Financeiras (RNF)	-0,267371 (0,3197822)	
Imposto sobre o Resultado (IR)	1,169586*** (0,1301303)	1,131831*** (0,1632949)
Provisões para Créditos Duvidosos (PCD)	0,3006669 (0,2543677)	
Lucro Líquido (LL)	0,881466*** (0,0818796)	0,8073851*** (0,0635443)
Compulsório Depósitos à vista (CV)	-0,0296691 (0,5254246)	
Compulsório Depósitos a prazo (CPZ)	0,4707793*** (0,0818796)	0,3258583*** (0,1131221)
Índice de Basileia (IB)	0,150152 (0,0386983)	
<i>Dummy</i> Bancos Públicos (DPUB)	0,0386024 (0,0513709)	
<i>Dummy</i> Bancos com sede no exterior (DEXT)	0,0150959 (0,0218028)	
Selic (SELIC)	-1,094378*** (0,2146214)	-1,099419*** (0,2288931)
Desemprego (DESEMP)	0,5524044*** (0,1899592)	0,5281288** (0,2085648)

Nota: ***, **, *, denotam significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Todas as variáveis estão expressas em logaritmo.

Tabela 7: Resultados das regressões da primeira etapa (continuação)

<i>Spread</i> (Variável dependente)	Regressão I	Regressão II
	Coefficiente (Desvio-padrão)	Coefficiente (Desvio-padrão)
Varição do PIB (PIB)	0,0174947 (0,0630514)	
Inflação (IPCA)	-0,6514258*** (2314891)	-0,537218*** (0,1676081)
Constante	-0,1018743* (0,0575766)	-0,055434** (0,0232353)
Número de bancos	73	73
Número de observações	2044	2044
Número de instrumentos	81	81
Instrumentos utilizados	L(2/3)	L(2/3)
AR (1)	z = -2,16 Pr > z = 0,031	z = -2,08 Pr > z = 0,037
AR (2)	z = 1,45 Pr > z = 0,146	z = 1,48 Pr > z = 0,139
Hansen test overid. Restrictions	chi2 (62) = 64,20 Pr > ch2 = 0,399	chi2 (62) = 72,17 Pr > ch2 = 0,472
Hansen test excluding group	chi2 (62) = 46,97 Pr > ch2 = 0,085	chi2 (62) = 52,89 Pr > ch2 = 0,196
Difference (null H = exogenous)	chi2 (62) = 17,23 Pr > ch2 = 0,925	chi2 (62) = 19,28 Pr > ch2 = 0,860

Nota: ***, **, *, denotam significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Todas as variáveis estão expressas em logaritmo.

a seguir:

$$\begin{aligned} \ln SP_{it} = \beta_0 &+ \beta_1 \ln SP_{it-1} + \beta_2 \ln DOA_{it} + \beta_3 \ln IR_{it} + \beta_4 \ln LL_{it} \\ &+ \beta_5 \ln CPZ_{it} + \beta_6 \ln SELIC_t + \beta_7 \ln DESEMP_t \\ &+ \beta_8 \ln IPCA_t + \beta_9 CN1 + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln SP_{it} = \beta_0 &+ \beta_1 \ln SP_{it-1} + \beta_2 \ln DOA_{it} + \beta_3 \ln IR_{it} + \beta_4 \ln LL_{it} \\ &+ \beta_5 \ln CPZ_{it} + \beta_6 \ln SELIC_t + \beta_7 \ln DESEMP_t \\ &+ \beta_8 \ln IPCA_t + \beta_9 CP + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

Incorporamos nos modelos dinâmicos (4) e (5) o Capital de Nível 1 (CN1) e o Capital Principal (CP), respectivamente, que capturam os efeitos da implementação do Acordo de Basileia III. O período de análise foi modificado a fim de considerar os dados importantes para a análise dos impactos da implementação do Acordo de Basileia III, uma vez que eles começaram a ser divulgados

pelo BCB apenas a partir do segundo trimestre de 2014. Assim, o novo período compreende desde o segundo trimestre de 2014 ao segundo trimestre de 2016.

Os resultados das estimações dos modelos (4) e (5) são apresentadas na Tabela 8. Observamos que todas as variáveis mantiveram os seus sinais e coeficientes próximos aos das regressões efetuadas na primeira etapa do estudo. Além disso, todas mostraram-se significantes, exceto o compulsório depósito a prazo e a inflação.

O *spread* praticado pelo banco no período anterior, as despesas operacionais e administrativas, o imposto de renda, o lucro líquido e o desemprego contribuem positivamente para a determinação do *spread*. Já a taxa Selic está inversamente relacionada com o *spread*, ou seja, a medida que a taxa de juros de referência do mercado brasileiro aumenta, o diferencial de juros entre as atividades de captação e as cobradas em empréstimos e financiamentos diminui. Nesse cenário, a inflação, os compulsórios de depósitos a prazo e a constante tiveram sinal positivo, mas foram consideradas estatisticamente não significantes para o modelo.

Mais uma vez, o teste AR(2) não encontrou autocorrelação entre os erros e os testes de sobreidentificação de Hansen e *Difference in Hansen* aprovaram os instrumentos utilizados. Nas regressões III e IV, a quantidade de instrumentos também foi truncada. Dessa vez, foram utilizadas da segunda a oitava defasagens do *spread*.

Interessante notar que o Capital Nível 1 apresentou sinal positivo e com significância de 10%, o que confirma a suspeita de que há um efeito positivo do aumento da exigência desse tipo de capital sobre o *spread*. Como a equação do modelo é uma log-log linear, o coeficiente indica que caso os bancos dobressem o seu Capital Nível 1, o *spread* aumentaria em cerca de 17%. Quando considerado o modelo com Capital Principal (Regressão IV), os resultados se mostraram muito semelhantes aos da Regressão III. O coeficiente da variável capital principal foi positivo e significativo ao nível de 10%, o que indica que o Acordo de Basileia III apresentou um efeito positivo sobre o *spread* bancário. Isso indica que a maior parte dos bancos está utilizando como Capital Nível 1 ações e instrumentos monetários que também são aceitos como Capital Principal, o que é positivo para o sistema financeiro, pois, conforme explicado na segunda seção deste artigo, o Capital Principal representa a parcela de maior qualidade e mais apta a absorver perdas.

6 Conclusão

Este artigo estuda os determinantes do *spread* bancário *ex-post* na economia brasileira. Em particular, desejamos ver os efeitos da implementação do acordo de Basileia III. A abordagem empírica parte do modelo teórico apresentado por Ho & Saunders (1981) e de um modelo econométrico de painel dinâmico para 73 bancos comerciais em operação no Brasil correspondentes ao período trimestral entre 2009:2 e 2016:2.

Os resultados indicam evidências de efeitos positivos das novas exigências de Capital de Nível 1 e Capital Principal, relacionadas com a implementação do acordo de Basileia III no Brasil, no *spread* bancário. Nesse caso, o coeficiente estimado revela que, caso os bancos dobressem as exigências de capital (nível 1 ou principal), gerariam uma elevação de aproximadamente 17% no

Tabela 8: Resultados das regressões da segunda etapa – Equações (4) e (5)

Spread (Variável dependente)	Regressão III	Regressão IV
	Coefficiente (Desvio-padrão)	Coefficiente (Desvio-padrão)
$Spread_{t-1}$	0,2263228** (0,0921269)	0,2280008** (0,0930118)
Despesas Operacionais e Administrativas ($lnDOA$)	1,154976*** (0,251485)	1,155424*** (0,2519558)
Imposto sobre o Resultado ($lnIR$)	0,8604243*** (0,2445066)	0,8592592*** (0,2445903)
Lucro Líquido ($lnLL$)	0,7020475*** (0,0708233)	0,7029055*** (0,0707071)
Compulsório Depósitos a prazo ($lnCPZ$)	0,1983417 (0,1232088)	0,1960212 (0,1232306)
Selic ($lnSELIC$)	-4,49044*** (1,672902)	-4,4853*** (1,671247)
Desemprego ($lnDESEMP$)	0,7935536*** (0,2890507)	0,7905447*** (0,2884617)
Inflação ($lnIPCA$)	0,0368864 (0,2407024)	0,0351621 (0,2403687)
Capital Nível 1 ($lnCN1$)	0,1729481* (0,0956469)	
Capital Principal ($lnCP$)		0,1694043* (0,0947076)
Constante	-0,0127726 (0,0386634)	-0,0116747 (0,03841)
Número de bancos	73	73
Número de observações	584	584
Número de instrumentos	36	36
Instrumentos utilizados	L(2/8)	L(2/8)
AR (1)	$z = -2,94$ Pr > z = 0,003	$z = -2,96$ Pr > z = 0,003
AR (2)	$z = 1,37$ Pr > z = 0,170	$z = 1,36$ Pr > z = 0,174
Hansen test overid. Restrictions	chi2 (62) = 35,91 Pr > ch2 = 0,093	chi2 (62) = 35,89 Pr > ch2 = 0,094
Hansen test excluding group	chi2 (62) = 29,70 Pr > ch2 = 0,056	chi2 (62) = 29,76 Pr > ch2 = 0,055
Difference (null H = exogenous)	chi2 (62) = 6,21 Pr > ch2 = 0,515	chi2 (62) = 6,14 Pr > ch2 = 0,524

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

spread bancário. Outras variáveis que foram identificadas como determinantes do *spread* são: despesas administrativas e operacionais, tributação, lucro líquido dos bancos e desemprego, além de uma relação estatisticamente significativa e negativa com a taxa Selic.

O modelo de painel dinâmico revela que o diferencial de juros do sistema bancário nacional guarda estreita relação positiva com o valor observado no período anterior, evidenciando a importância da modelagem dinâmica. Por outro lado, a taxa Selic tem um efeito negativo no *spread*. Esse comportamento pode ser explicado pelo fato de a origem dos dados ser *ex-post* e de grande parte das operações de crédito ser prefixada, enquanto, na ponta passiva, a quase totalidade das obrigações são pós-fixadas e, em grande parte, indexadas ao CDI ou à taxa Selic. Assim, o impacto de um aumento da taxa Selic no momento “*t*” seria sentido de forma mais rápida na taxa do passivo do banco, reduzindo, momentaneamente, o *spread*. A maioria dos bancos capta em taxa pós fixada (percentual do CDI) e emprestam em taxa prefixada. Quando a Selic cai, o custo da captação de recursos reduz-se imediatamente, enquanto que os empréstimos, em sua maioria prefixados, não sofrem alteração das taxas contratadas de forma que o *spread* aumenta. Por outro lado, quando a Selic aumenta e a taxa dos empréstimos está fixa, acontece o contrário e o *spread* cai.

Além disso, há um fator adicional (externo) que pode corroborar com essa relação negativa que é o poder de mercado dos bancos. Ou seja, quando a Selic cai e os preços estão fixos, os bancos não têm incentivos em repassar essa queda da Selic para os preços do crédito. Assim, eles tendem a manter os preços do crédito mais altos por mais tempo do que quando a Selic sobe e eles têm o interesse elevar mais rapidamente a taxa de empréstimo.

Os resultados encontrados neste artigo podem ser úteis para os diversos agentes da economia. Por exemplo, para o Banco Central do Brasil, regulador do sistema financeiro nacional e gestor da política monetária, o estudo traz informações úteis, quando coloca a exigência de depósitos compulsórios, o nível da taxa de juros Selic e o nível de exigência de capital como fatores que, de alguma forma, impactam o *spread*. O impacto dos tributos e do desemprego podem auxiliar, particularmente, o governo federal em suas decisões sobre política fiscal e trabalhista.

No que se refere aos bancos, o interesse está em todas as variáveis, pois podem argumentar junto aos demais agentes que o alto *spread* praticado no país é consequência da conjuntura econômica e das normas vigentes do país. Interessante notar, também, que o impacto do desemprego, *proxy* para o risco de crédito futuro, foi mais relevante e significativo que o nível de provisão contra créditos duvidosos (PDC), *proxy* para o risco de crédito atual, o que indica uma maior preocupação dos bancos com a inadimplência futura em suas decisões sobre o tamanho do *spread*.

Além disso, para os consumidores bancários, sejam empresas ou famílias, o estudo é importante para mostrar de forma transparente os fatores mais relevantes para explicar o *spread*, permitindo a cobrança de ações que melhorem o seu bem-estar.

Referências Bibliográficas

- Afanasieff, T. S., Lhancer, P. M. & Nakane, M. I. (2002). The determinants of bank interest *spread* in Brazil. *Money Affairs*, Mexico City, v. 15, p. 183–207.

Almarzoqi, R. & Naceur, M. S. B. (2015). *Determinants of Bank Interest Margins in the Caucasus and Central Asia*. Washington: International Monetary Fund. Working paper. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp1587.pdf>. Acesso em: 19 dez. 2020.

Almeida, F. D. & Divino, J. A. (2015). Determinants of the banking spread in the Brazilian economy: the role of micro and macroeconomic factors. *International Review of Economics & Finance*, Amsterdam, v. 40, p. 29–39.

Angbazo, L. (1997). Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking. *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam, v. 21, p. 55–87.

Angelini, P., Clerc, L., Cúrdia, V., Gambacorta, L., Gerali, A., Locarno, A., Motto, R., Roeger, W., Van Heuvel, S. & Vlcek, J. (2011). *BASEL III: Long-term impact on economic performance and fluctuations*. Basel: BIS. (Working Papers n. 338).

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 58, p. 277–297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 68, p. 29–51.

Aronovich, S. (1994). Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* bancário. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, p. 125–140.

Assaf Neto, A. (2004). A dimensão real do *spread* bancário. Federação Brasileira de Bancos. *Resumo FIPECAFI*, São Paulo. Disponível em: [http://www.febraban.org.br/Artigos & Análises, Estudos, textos e ensaios](http://www.febraban.org.br/Artigos%20e%20An%C3%A1lises,Estudos,textos%20e%20ensaios). Acesso em 14 fev. 2017.

BCB - Banco Central do Brasil (2013). *Resolução n. 4.192, de março de 2013*.

Bichsel, R., Lambertini, L., Mukherjee, A. & Wunderli, D. C. (2019). *The pass-through of bank capital requirements to corporate lending spreads*. Rochester: SSRN. (SSRN 3395170). Disponível em: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3395170>. Acesso em: 19 dez. 2020.

Bigotto, F. G. & Rodrigues, E. A. S. (2005). *Fatores de risco e o spread bancário no Brasil*. Brasília: Banco Central do Brasil. (Working paper n. 110).

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, p. 115–143.

Brock, P. L. & Suarez, L. (2000). Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 63, p. 113–134.

Caggiano, G. & Calice, P. (2011). *The Macroeconomic Impact of Higher Capital Ratios on African Economies*. Abidjan: African Development Bank. (Working Papers Series n. 139).

Chun, S. E., Kim, H. & Ko, W. (2012). *The impact of strengthened Basel III banking regulation on lending spreads: comparisons across countries and business models*. Seoul: Bank of Korea. (Bank of Korea Working Paper n.15).

Dantas, J. A., Medeiros, O. R. & Capelleto, L. R. (2011). *Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Mercado Brasileiro*. Brasília: Banco Central do Brasil. (Working paper n. 242).

Goldfajn, I. (2017). *Painel - Projeto Spread Bancário*. Brasília: Banco Central do Brasil. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pec/appron/apres/Apresentacao_Ilan_Goldfajn_Painel_Projeto_Spread

Guimarães, P. (2002). How does foreign entry affect the domestic banking market? The Brazilian case. *Latin American Business Review*, Rio de Janeiro, v. 3, p. 121–140.

Ho, T. S. & Saunders, A. (1981). The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cambridge, v. 16, p. 581–600.

Koyama, S. M. & Nakane, M. I. (2002a). *O spread bancário segundo fatores de persistência e conjuntura*. Brasília: Banco Central do Brasil. (Notas técnicas do Banco Central do Brasil n. 18).

Koyama, S. M. & Nakane, M. I. (2002b). *Os determinantes do spread bancário no Brasil*. Brasília: Banco Central do Brasil. (Notas técnicas do Banco Central do Brasil n. 19).

Manhiça, F. A. & Jorge, C. T. (2012). *O nível da taxa básica de juros e o spread bancário no Brasil: uma análise de dados em painel*. Brasília: IPEA. (Texto de Discussão do IPEA n. 1710). Disponível em: www.ipea.gov.br. Acesso em: 17 fev 2017.

Maudos, J. & Guevara, J. F. (2004). Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam, v. 28, p. 2259–2281.

Oreiro, J. L. C., Paula, L. F., Silva, G. J. C. & Ono, F. H. (2006). Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Revista de Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 10, p. 609–634.

Pinheiro, F. A. P. & Savoia, J. R. F. (2014). Basileia III e seus impactos para os bancos no Brasil. In: *XXXVIII Encontro da ANPAD*. Rio de Janeiro: ANPAD. Disponível em: http://www.anpad.org.br/diversos/down_zips/73/2014_EnANPAD_FIN312.pdf. Acesso em: 22 dez. 2020.

Saunders, A. & Schumacher, L. (2000). The determinants of bank interest rate margins: an international study. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 19, p. 813–832.

Silva, T. G., Ribeiro, E. P. & Modenesi, A. M. (2016). Determinantes macroeconômicos e o papel das expectativas: uma análise do *spread* bancário no Brasil (2003-2011). *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 46, p. 643-673.

Valverde, S. C. & Fernández, F. R. (2007). The determinants of bank margins in European banking. *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam, v. 31, p. 2043–2063.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 126, p. 25–51.

Apêndice A

Tabela A.1: Relação de bancos da amostra

Nº	Nome do banco
1	ABC-BRASIL
2	ALFA
3	ARBI
4	BANCAP
5	BANCNACION
6	BANCO TOPÁZIO
7	BANCOOB
8	BANESE
9	BANESTES
10	BANIF
11	BANPARA
12	BANRISUL
13	BASA
14	BASEMSA
15	BB
16	BBM
17	BCGB
18	BCOMURUGUAI
19	BIC
20	BMG
21	BNB
22	BNO PARIBAS
23	BONSUCESSO
24	BPN BRASIL
25	BRADESCO
26	BRB
27	BTMUB
28	CARGILL
29	CEDULA
30	CEF
31	CITIBANK
32	CREDIT AGRICOLE
33	CREDIT SUISSE
34	DAYCOVAL
35	DBB BM
36	DEUTSCHE
37	FATOR
38	FICSA
39	GUANABARA
40	HSBC
41	INDUSTRIAL DO BRASIL
42	INDUSVAL
43	ING
44	INTERMEDIUM
45	ITAÚ
46	J.MALUCELLI
47	JOHN DEERE

Tabela A.1: Relação de bancos da amostra (continuação)

Nº	Nome do banco
48	JP MORGAN CHASE
49	KDB BRASIL
50	KEB
51	LA PROVINCIA
52	LA REPUBLICA
53	LUSO BRASILEIRO
54	MÁXIMA
55	MERCANTIL DO BRASIL
56	MODAL
57	PANAMERICANO
58	PINE
59	POTTENCIAL
60	RABOBANK
61	RENDIMENO
62	RENNER
63	RIBEIRÃO PRETO
64	SAFRA
65	SANTANDER
66	SMBC
67	SOCIÉTÉ GENERALE
68	SOCOPA
69	SOFISA
70	TRIANGULO
71	BTG PACTUAL
72	VOTORANTIM
73	WESTLB

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

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp