

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO**  
**DE POLÍTICAS PÚBLICAS (FACE/UnB)**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**JOÃO ISIDIO FREITAS MARTINS**

**AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA ADOÇÃO DO PROGRAMA DE APOIO À GESTÃO**  
**DOS FISCOS DO BRASIL (PROFISCO) POR *DIFF-IN-DIFF* SINTÉTICO PARA**  
**INTERVENÇÕES ESCALONADAS**

**Dissertação de Mestrado**

**BRASÍLIA**

**2023**

**JOÃO ISIDIO FREITAS MARTINS**

**AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA ADOÇÃO DO PROGRAMA DE APOIO À GESTÃO  
DOS FISCOS DO BRASIL (PROFISCO) POR *DIFF-IN-DIFF* SINTÉTICO PARA  
INTERVENÇÕES ESCALONADAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília, como requisito para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Victor Gomes e Silva

**BRASÍLIA**

**2023**

**JOÃO ISIDIO FREITAS MARTINS**

**AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA ADOÇÃO DO PROGRAMA DE APOIO À GESTÃO  
DOS FISCOS DO BRASIL (PROFISCO) POR *DIFF-IN-DIFF* SINTÉTICO PARA  
INTERVENÇÕES ESCALONADAS**

Dissertação aprovada como requisito para a obtenção do título de **Mestre em Economia** do Programa de Pós-Graduação em Economia - Departamento de Economia da Universidade de Brasília, ECO/UnB. A Comissão Examinadora foi formada pelos professores:

---

Prof. Dr. Prof. Dr. Victor Gomes e Silva (Orientador)

Departamento de Economia da UnB

---

Prof. Dr. Roberto de Goes Ellery Júnior

Departamento de Economia da UnB

---

Dr. Thiago Luis dos Santos Pinto

Departamento de Estudos Econômicos do Conselho  
Administrativo de Defesa Econômica (DEE/CADE)

Brasília, 14 de junho de 2023.



## **DEDICATÓRIA**

À minha esposa Cinthia. Eu te amo.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus por guiar-me em caminhos seguros. À minha esposa, pelo apoio nos momentos de fraqueza. Ao meu pai, por incitar minha coragem, e ao meu professor Victor, pela oportunidade de concluir este mestrado.

## **EPÍGRAFE**

*Even if you are not ready for the day, it cannot always be night - Kanye West*

# AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA ADOÇÃO DO PROGRAMA DE APOIO À GESTÃO DOS FISCOS DO BRASIL (PROFISCO) POR DIFF-IN-DIFF SINTÉTICO PARA INTERVENÇÕES ESCALONADAS

## RESUMO

Este trabalho analisa os impactos sobre a arrecadação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e sobre o *spread*, uma medida do descompasso entre o movimento da arrecadação e da base, nos estados que aderiram ao Projeto de Modernização da Gestão Fiscal dos Estados (PROFISCO I). Implantado de forma escalonada nas unidades federativas desde 2009, o PROFISCO I alcançou 23 das 27 unidades federativas, promovendo a digitalização documentos fiscais e melhorando o processamento e a análise de dados fiscais pelas administrações tributárias. Utilizando-se da versão para intervenções escalonadas do estimador de diferenças-em-diferenças sintético (*Synthetic Difference-in-Differences* - SDID) (ARKHANGELSKY et al., 2021), calculou-se o efeito médio no período para as variáveis mencionadas. Calculou-se também as estimativas de efeitos heterogêneos no tempo, por meio de uma adaptação nos termos do estimador. Os resultados indicam um aumento médio da arrecadação (nominal) de 3,36% a 3,67% e uma redução média do *spread* entre 0,77% e 0,78%, considerando a mediana da variável. Quando consideradas as heterogeneidades no tempo, as estimativas de aumento da arrecadação apresentam alguma variabilidade, oscilando entre -0,36% e 6,92%. Para o *spread*, essas estimativas atingem um valor mínimo que, quando comparado com a mediana, representa uma redução de 12,13% do *spread*. As estimativas de *spread* indicam que as séries passam a dividir maior movimento contemporâneo (curto prazo) de forma quase que imediata.

**Palavras-chave:** 1. Diferenças-em-Diferenças Sintético; 2. PROFISCO.

# EFFECTS EVALUATION OF THE SUPPORT PROGRAM FOR THE MANAGEMENT OF TAX AUTHORITIES IN BRAZIL (PROFISCO) ADOPTION BY SYNTHETIC DIFF-IN-DIFF FOR STAGGERED INTERVENTIONS

## ABSTRACT

This paper analyzes the impacts on the collection of the Tax on Circulation of Goods and Services (ICMS) and on the spread, a measure of the mismatch between the collection movement and the base, in the states that adopted the Fiscal Administration Modernization Project (PROFISCO I). Implemented in stages in the federative units since 2009, PROFISCO I reached 23 out of 27 federal units, promoting the scanning of tax documents and improving the processing and analysis of fiscal data by tax administrations. Using the staggered interventions version of the Synthetic Difference-in-Differences (SDID) estimator (ARKHANGELSKY et al., 2021), the average effect over the period for the mentioned variables was calculated. Estimates of heterogeneous effects over time were also calculated through an adaptation in the estimator's terms. The results indicate an average increase in (nominal) collection of 3.36% to 3.67% and an average reduction in the spread between 0.77% and 0.78%, considering the median of the variable. When considering heterogeneities over time, the estimates of collection increase show some variability, ranging from -0.36% to 6.92%. For the spread, these estimates reach a minimum value which, when compared to the median, represents a 12.13% reduction in the spread. The spread estimates indicate that the series start to share a greater contemporary movement (short term) almost immediately.

**Keywords:** 1. Synthetic Difference-in-Differences; 2. PROFISCO.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Fluxo histórico das adesões ao PROFISCO.....	19
Figura 2 - Logaritmo da arrecadação mensal dos estados da região Centro-Oeste. ....	22
Figura 3 - Valores de spread do varejo para os estados da região Centro-Oeste. ....	40
Figura 4 - Estimativas para o modelo com o mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (Índice de Emprego Formal com uma defasagem e IBC-Br) .....	45
Figura 5 - Estimativas do modelo de maior efeito médio com as dos demais modelos estimados .....	46
Figura 6 - Estimativas para o modelo de mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (índice de emprego formal com uma defasagem, uma defasagem do índice de vendas no varejo e IBC-Br) .....	50
Figura 7 - Estimativas dos demais modelos e do modelo de maior efeito médio.....	51

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Grupos de unidades tratadas e controles.....	41
Tabela 2 - Estimativas de efeito médio para cada uma das especificações.....	43
Tabela 3 - Estimativas de efeito médio para especificações de spread no varejo.....	47
Tabela 4 - Distribuição dos spreads nos períodos anteriores a intervenção, excluído o Acre (AC) .....	49

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

<b>AC</b>	Acre
<b>AL</b>	Alagoas
<b>AM</b>	Amazonas
<b>AP</b>	Amapá
<b>ATT</b>	<i>Average Treatment Effect on the Treated</i> /Efeito Médio de Tratamento sobre o Tratado
<b>BA</b>	Bahia
<b>BCB</b>	Banco Central do Brasil
<b>BID</b>	Banco Interamericano de Desenvolvimento
<b>CADSINC</b>	Cadastro Sincronizado Nacional Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho
<b>CAGED</b>	
<b>CCLIP</b>	Linha de Crédito Condicional para Programas de Investimento
<b>CE</b>	Ceará
<b>CNPJ</b>	Cadastro Nacional da Pessoa Jurídicas
<b>CONFAZ</b>	Conselho Nacional de Política Fazendária
<b>COTEPE/ICMS</b>	Comissão Técnica Permanente do ICMS
<b>DANFE</b>	Documento Auxiliar da Nota Fiscal Eletrônica
<b>DF</b>	Distrito Federal
<b>DID</b>	Estimadores de diferenças-em-diferenças
<b>ECD</b>	Escrituração Contábil Digital
<b>EFD</b>	Escrituração Fiscal Digital
<b>ES</b>	Espírito Santo
<b>GO</b>	Goiás
<b>IBC-Br</b>	Índice de Atividade Econômica do Banco Central
<b>IBGE</b>	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
<b>ICMS</b>	Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias
<b>IPCA</b>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
<b>MA</b>	Maranhão
<b>MG</b>	Minas Gerais
<b>MS</b>	Mato Grosso do Sul
<b>MT</b>	Mato Grosso
<b>NF-e</b>	Nota Fiscal Eletrônica
<b>PA</b>	Pará
<b>PB</b>	Paraíba
<b>PE</b>	Pernambuco
<b>PI</b>	Piauí
<b>PMC</b>	Pesquisa Mensal de Comércio
<b>PR</b>	Paraná
<b>PROFISCO</b>	Programa de Apoio à Gestão dos Fiscos do Brasil
<b>PTA</b>	<i>Parallel Trends Assumption</i>
<b>RJ</b>	Rio de Janeiro

<b>RN</b>	Rio Grande do Norte
<b>RO</b>	Rondônia
<b>RR</b>	Roraima
<b>RS</b>	Rio Grande do Sul
<b>SC</b>	<i>Synthetic Control</i> /Controle sintético
<b>SC</b>	Santa Catarina
<b>SCM</b>	<i>Synthetic Control Methods</i> /Métodos de Controle sintético <i>Synthetic Difference-in-Differences</i> /Estimador de Diferenças-em-Diferenças Sintético
<b>SDID</b>	Diferenças Sintético
<b>SE</b>	Sergipe
<b>SINIEF</b>	Sistema Nacional Integrado de Informações Econômico-Fiscais
<b>SP</b>	São Paulo
<b>SPED</b>	Sistema Público de Escrituração Digital
<b>TO</b>	Tocantins
<b>UFs</b>	Unidades federativas

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL .....	15
2	O PROGRAMA DE APOIO A GESTÃO E INTEGRAÇÃO DOS FISCOS NO BRASIL (PROFISCO).....	17
3	METODOLOGIA: <i>DIFF-IN-DIFF</i> SINTÉTICO PARA INTERVENÇÕES ESCALONADAS.....	23
3.1	O Estimador SDID .....	24
3.2	Adoção escalonada - Staggered Adoption .....	29
3.3	Efeitos tardios – Heterogeneidades no tempo .....	32
3.4	Inferência - Placebo.....	34
4	DADOS .....	35
4.1	Coleta .....	35
4.2	Spread.....	37
4.3	Otimização dos controles .....	40
5	RESULTADOS .....	42
5.1	ICMS .....	43
5.2	<i>Spread</i> : Varejo.....	46
6	CONCLUSÃO.....	52
7	REFERÊNCIAS .....	53
	ANEXOS.....	56
	ANEXO 1: PTA E SUAS CONSEQUÊNCIAS SOBRE O CÁLCULO DO ATT .....	56
	ANEXO 2: CÁLCULO DO PARÂMETRO DE REGULARIZAÇÃO ( $\zeta$ ).....	57
	APÊNDICE.....	58
	APÊNDICE 1: ESTACIONARIEDADE.....	58
	APÊNDICE 2: DADOS ABERRANTES ( <i>OUTLIERS</i> ).....	61
	APÊNDICE 3: ESTIMAÇÃO DO DYNAMIC OLS – DOLS.....	62
	APÊNDICE 4: DEMAIS ESTIMAÇÕES DE EFEITOS HETEROGÊNEOS.....	63
	ICMS .....	63
	<i>Spread</i> : Varejo.....	67





## 1 INTRODUÇÃO GERAL

Aprovada em dezembro de 2003, a Emenda Constitucional n° 42 estabelecia que as administrações tributárias da União, dos estados incluindo Distrito Federal e dos municípios, passassem a atuar de forma integrada, promovendo, inclusive, o compartilhamento de cadastros e informações fiscais.

Da prescrição constitucional surge o Sistema Público de Escrituração Digital (SPED)<sup>1</sup>, um instrumento para centralização das atividades de recepção, validação, armazenamento e autenticação de livros e documentos que integram a escrituração contábil e fiscal dos empresários e das pessoas jurídicas, de forma computadorizada. A existência do SPED, bem como consecução de seus objetivos, dependia do sucesso da quase que concomitante implementação da Nota Fiscal Eletrônica (NF-e). A NF-e é o instrumento digital que substituiu a emissão física do documento fiscal.

Válida em todos os estados da Federação desde outubro de 2005, a nota NF-e era condição necessária, mas não suficiente, para consecução dos objetivos do SPED. Não obstante sua emissão produzir as informações sobre as transações para fins fiscais, o sistema ainda carecia de infraestrutura adequada para processamento e análise.

A fim de financiar essa infraestrutura<sup>2</sup> de recepção digitalizada dos documentos, o governo brasileiro acionou o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), para que esse pudesse ser um parceiro em seus projetos de fortalecimento e modernização da gestão fiscal. O Programa de Apoio à Gestão dos Fiscos do Brasil (PROFISCO) surge então como uma resposta do banco a essas demandas financeiras do governo.

Por meio da disponibilização de uma “Linha de Crédito Condicional para Programas de Investimento (CCLIP<sup>3</sup>)”, o BID passa então a dar suporte financeiro a ações de modernização da gestão fiscal dos estados e do Distrito Federal (BID, 2008a; BRASIL, 2023). O programa teve grande aderência, tendo sido implantado, de forma escalonada, em 23 do total de 27 unidades federativas (UFs).

Diante dos fatos, tem-se os seguintes problemas de pesquisa:

O PROFISCO foi capaz afetar a arrecadação nas UFs que o aderiram? O descompasso entre o fato gerador (produção) e a arrecadação diminuiu com a adesão ao programa? Em havendo mudanças, essas se deram de forma imediata? Como está distribuído no tempo o impacto da política?

---

<sup>1</sup> Decreto n° 6.022 de janeiro de 2007.

<sup>2</sup> Mas não somente isso.

<sup>3</sup> *Conditional Credit Line for Investment Projects.*

A hipótese que norteia este trabalho é a suposição de que com a digitalização e integração dos sistemas, se reduziriam as oportunidades de distorção das informações, seja por erro humano ou por tentativa de sonegação, o que influenciaria positivamente na arrecadação.

Fatores como a redução dos custos logísticos e de infraestrutura para armazenar e transportar estes documentos físicos e a simplificação e padronização das declarações (e do pagamento de impostos), poderiam também levar a uma maior arrecadação, na medida em que tornam menos dispendiosos o cumprimento das obrigações.

As hipóteses foram testadas por meio do Estimador de Diferenças-em-Diferenças Sintético (*Synthetic Difference-in-Differences* - SDID), uma versão combinada dos reconhecidos estimadores de diferenças-em-diferenças (DID) e de controle sintético (*Synthetic Control* - SC) (ARKHANGELSKY et al., 2021). Desenhado para capturar o efeito médio de intervenções simultâneas, o SDID tem uma versão para intervenções escalonadas (ou não simultâneas), e pode ser adaptado de forma a capturar efeitos heterogêneos no tempo da intervenção.

Esta pesquisa pode ser justificada por duas razões: (i) a necessidade de se avaliar a eficácia do programa, de forma a prover elementos que justifiquem, inclusive, suas novas edições (como é o caso do PROFISCO II, em atual implementação); e (ii) a necessidade da utilização de métodos estatísticos ajustados ao contexto de intervenções escalonadas e de possíveis mudanças heterogêneas no tempo.

Esta dissertação contém seis sessões no total. A Introdução Geral aborda em generalidade todo o conteúdo abordado por este trabalho. Na segunda sessão foi realizada uma revisão sobre o PROFISCO. Na terceira sessão foi tratada a metodologia utilizada neste trabalho, enquanto a quarta sessão abordou os dados e os tratamentos realizados nesta pesquisa seguida pela quinta e última sessão que apresentou, enfim, os resultados das estimativas. Por fim, na sexta e última sessão foi apresentada a conclusão desta dissertação com os comentários finais.

## 2 O PROGRAMA DE APOIO A GESTÃO E INTEGRAÇÃO DOS FISCOS NO BRASIL (PROFISCO)

O PROFISCO do BID busca, por meio de disponibilização de uma CCLIP<sup>4</sup>, dar suporte financeiro a ações de modernização da gestão fiscal dos Estados e do Distrito Federal (BRASIL, 2023a).

Historicamente, o PROFISCO surge como uma resposta às demandas financeiras do governo brasileiro para o desenvolvimento de projetos de fortalecimento e modernização da gestão fiscal Martínez Fritscher et al. (2022, p. 17). Tais demandas têm suas origens em uma importante mudança normativa do Sistema Tributário Nacional. Aprovada em dezembro de 2003, a Emenda Constitucional n° 42 estabelecia a atuação integrada das administrações tributárias da União, dos estados e Distrito Federal, e dos municípios por meio, inclusive, de compartilhamento de cadastros e informações fiscais.

Da prescrição constitucional decorreu-se o estabelecimento do Decreto n° 6.022 de 2007, por meio do qual implantou-se o SPED que, nos termos de seu Art. 2°, é definido:

O SPED é instrumento que unifica as atividades de recepção, validação, armazenamento e autenticação de livros e documentos que integram a escrituração contábil e fiscal dos empresários e das pessoas jurídicas, inclusive imunes ou isentas, mediante fluxo único, computadorizado, de informações (BRASIL, 2007).

Entre outros objetivos, o SPED busca:

**Promover a integração dos fiscos**, mediante a padronização e compartilhamento das informações contábeis e fiscais, respeitadas as restrições legais.

**Racionalizar e uniformizar as obrigações acessórias para os contribuintes**, com o estabelecimento de transmissão única de distintas obrigações acessórias de diferentes órgãos fiscalizadores.

**Tornar mais célere a identificação de ilícitos tributários**, com a melhoria do controle dos processos, a rapidez no acesso às informações e a fiscalização mais efetiva das operações com o cruzamento de dados e auditoria eletrônica (BRASIL, 2007; Martínez Fritscher et al., 2022).

Na verdade, a existência do SPED bem como consecução de seus objetivos é indissociável da existência da NF-e. Dotada de validade jurídica, a NF-e que substituiu a emissão física do documento fiscal por uma versão digital, foi instituída nacionalmente com a aprovação do Ajuste no Sistema Nacional Integrado de Informações Econômico-Fiscais (SINIEF) SINIEF 07/05, que foi responsável também pelo estabelecimento do Documento Auxiliar da Nota Fiscal Eletrônica (DANFE) (BRASIL, 2005; BRASIL, 2023b).

---

<sup>4</sup> *Conditional Credit Line for Investment Projects.*

Válida em todos os estados da Federação desde outubro de 2005, a NF-e foi condição necessária, mas não suficiente, para consecução dos objetivos do SPED. Sua emissão, de caráter obrigatório, era capaz de produzir a devida informação sobre as transações comerciais para fins fiscais. No entanto, a falta de uma infraestrutura adequada para processamento e análise da informação tornava limitada a atuação dos fiscos Martínez Fritscher et al. (2022, p. 11).

O desenvolvimento dessa infraestrutura identifica de forma mais objetiva uma das razões dos recursos financeiros solicitados pelo governo brasileiro. Martínez Fritscher et al. (2022, p. 11) entendem como uma das funções do PROFISCO:

[...] financiar, entre outras coisas, infraestrutura para a recepção digitalizada dos documentos e para a estruturação de bases de dados e a criação de capacidade analítica e inteligência fiscal.

Conhecedor das limitações financeiras, o governo brasileiro atuou ainda ao final de 2006 antes mesmo da normatização do SPED, para que o BID fosse o parceiro em suas iniciativas de modernização da gestão fiscal Martínez Fritscher et al. (2022, p. 16). Menos de dois anos depois, em novembro de 2008, dava-se início à implementação do projeto nas administrações fazendárias (BID, 2017).

O programa teve grande adesão, tendo sido implantado de forma escalonada, em 23 das 27 unidades federativas. As razões de sua implementação faseada é destacada em Martínez Fritscher et al. (2022, p. 38):

Restrições exógenas (como limites de endividamento do país, capacidade de processamento dos pedidos e programação do BID) limitaram a contratação dos projetos por todos os estados em um único ano, acarretando uma adesão faseada [...]

A Figura 1 abaixo, apresenta o fluxo das adesões ao PROFISCO.

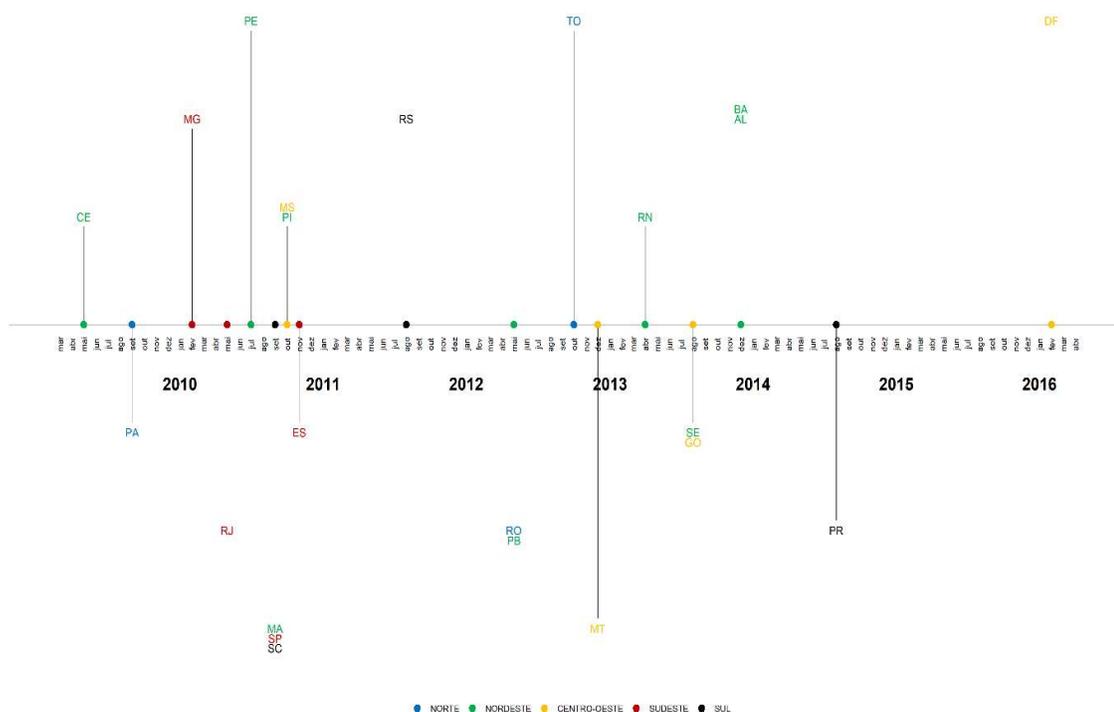


Figura 1 - Fluxo histórico das adesões ao PROFISCO

Em cada uma dessas adesões, os termos foram ajustados considerando as especificidades de cada estado Martínez Fritscher et al. (2022, p. 17). No entanto, existem alguns componentes comuns a todas as implementações, a saber a implantação do SPED, do qual a NF-e era parte integrante, e a implementação do Cadastro Sincronizado Nacional (CADSINC).

O SPED contemplava três importantes iniciativas que foram alcançadas pelo escopo do PROFISCO: a Escrituração Contábil Digital (ECD), a Escrituração Fiscal Digital (EFD) e a NF-e - Ambiente Nacional.

A ECD diz respeito à substituição absoluta da emissão de livros contábeis em papel pela versão digital, promovendo o compartilhamento das informações para os fiscos federal e municipais, além de outras entidades, por meio de cadastro integrado. Já a EFD trata da prestação de contas de frequência mensal por meio digital, de todas as transações comerciais de uma empresa, permitindo assim a apuração dos impostos (BID, 2008b). Já a NF-e é um modelo nacional de documento fiscal eletrônico, com validade jurídica garantida pela assinatura digital do remetente, e que, no limite, promove o acompanhamento em tempo real das operações comerciais pelo Fisco.

O CADSINC, por sua vez, tem como propósito a promoção da unificação cadastral das pessoas jurídicas nas administrações tributárias ao adotar o Cadastro Nacional da Pessoa Jurídicas (CNPJ) como única inscrição cadastral, possibilitando a integração dos cadastros estaduais de Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias (ICMS) e o cadastro federal – CNPJ, com possibilidade de agregação de outros órgãos e entidades além das tributárias.

No que diz respeito ao interesse das administrações locais, o PROFISCO alçou certo sucesso que atualmente já se encontra em sua segunda fase: o PROFISCO II. Em resposta a diretrizes estabelecidas pelo governo brasileiro, o PROFISCO, em sua constituição, foi ajustado para que exercesse um impacto favorável sobre o conjunto dos seguintes objetivos (BID, 2008a p. 1-2):

- a) **A promoção de um melhor ambiente de investimento por meio da simplificação e desburocratização das obrigações**, estimulando a redução da informalidade e das distorções causadas pela evasão e sonegação fiscal, promovendo o crescimento do País.
- b) **A colaboração com os esforços governamentais de aperfeiçoamento do sistema tributário**, promovendo a construção de uma estrutura tributária mais competitiva, capaz de reduzir custos e agilizar as transações econômicas, melhorando o ambiente de negócios.
- c) **O fomento a integração dos fiscos por meio da implantação do projetos de integração nacional, em especial o CSN e o SPED**, contribuindo para a produção dos seus principais impactos: atuação integrada dos fiscos federal, estadual e municipal mediante a padronização e racionalização das informações e o acesso compartilhado à escrituração digital de contribuintes por pessoas legalmente autorizadas, e substituição da emissão de livros e documentos contábeis e fiscais em papel, por documentos eletrônicos com certificação digital.
- d) **O reforço ao federalismo fiscal, nos três níveis de governo**, por meio do fortalecimento de espaços institucionais integradores que promovam a ação coordenada dos entes envolvidos.

Quanto ao programa em si, pode-se dizer, em apertada síntese, que objetivo geral era o de promover a integração e a modernização da gestão fiscal, financeira e patrimonial das instituições fiscais brasileiras, tornando mais efetivo o sistema fiscal vigente (BID, 2008a p. 6).

No que se refere ao impacto social esperado por sua implementação, existem algumas dimensões em que havia a expectativa de mudanças (BID, 2008 p. 8). Pode-se destacar, por nível de governo, algumas delas.

No âmbito dos estados, o programa buscava contribuir para:

- a) A sustentabilidade do equilíbrio fiscal, pelo incremento da arrecadação e da contenção do gasto público;
- b) Ampliação da capacidade de investimento;
- c) Redução da sonegação e da fraude;
- d) Aumento da satisfação do cidadão.

No âmbito nacional, o programa impactaria na:

- a) Facilitação do comércio interestadual;
- b) Redução da sonegação e da fraude;
- c) Aperfeiçoamento do sistema tributário nacional;
- d) Integração dos fiscos;
- e) Aumento da equidade fiscal.

Não é difícil perceber como as mudanças fomentadas poderiam promover benefícios às empresas e ao estado. A substituição dos documentos fiscais impressos por sua versão digital reduziria os custos logísticos e de infraestrutura necessários para armazenar e transportar esses documentos. A redução da defasagem entre o fato gerador da transação (compra/venda) e a recepção das informações pela autoridade, reduziria as oportunidades de distorção das informações, e portanto, de sonegação do imposto.

A mera consolidação e transmissão de informações por meio digital possibilita uma série de validações que garantem uma maior precisão dos dados. Adicionalmente, o cruzamento desses dados e a constatação quase que imediata dos erros, diminui até mesmo o número de casos em que a sonegação se dá por erro humano, sem a intenção de sonegar.

Portanto, a simplificação e padronização das declarações e do pagamento de impostos é capaz de reduzir erros de preenchimento e oportunidades de burla. Ao mesmo tempo em que torna menos dispendioso o cumprimento das obrigações, torna mais eficiente o sistema fiscal vigente, o que pode inclusive, promover a redução da informalidade.

Quanto ao fisco, sua capacidade de fiscalizar as operações em tempo real permite, para além da imediata identificação de erros, uma melhor alocação de seus recursos de auditoria.

Diante das várias dimensões de impacto que podem ter sido afetadas pela implementação do PROFISCO, este trabalho se dedica a avaliar apenas o aspecto arrecadatório em nível estadual. Neste contexto, a variável mais relevante é o ICMS.

A Figura 2 abaixo, apresenta o logaritmo da arrecadação mensal dos estados da região Centro-Oeste<sup>5</sup>:

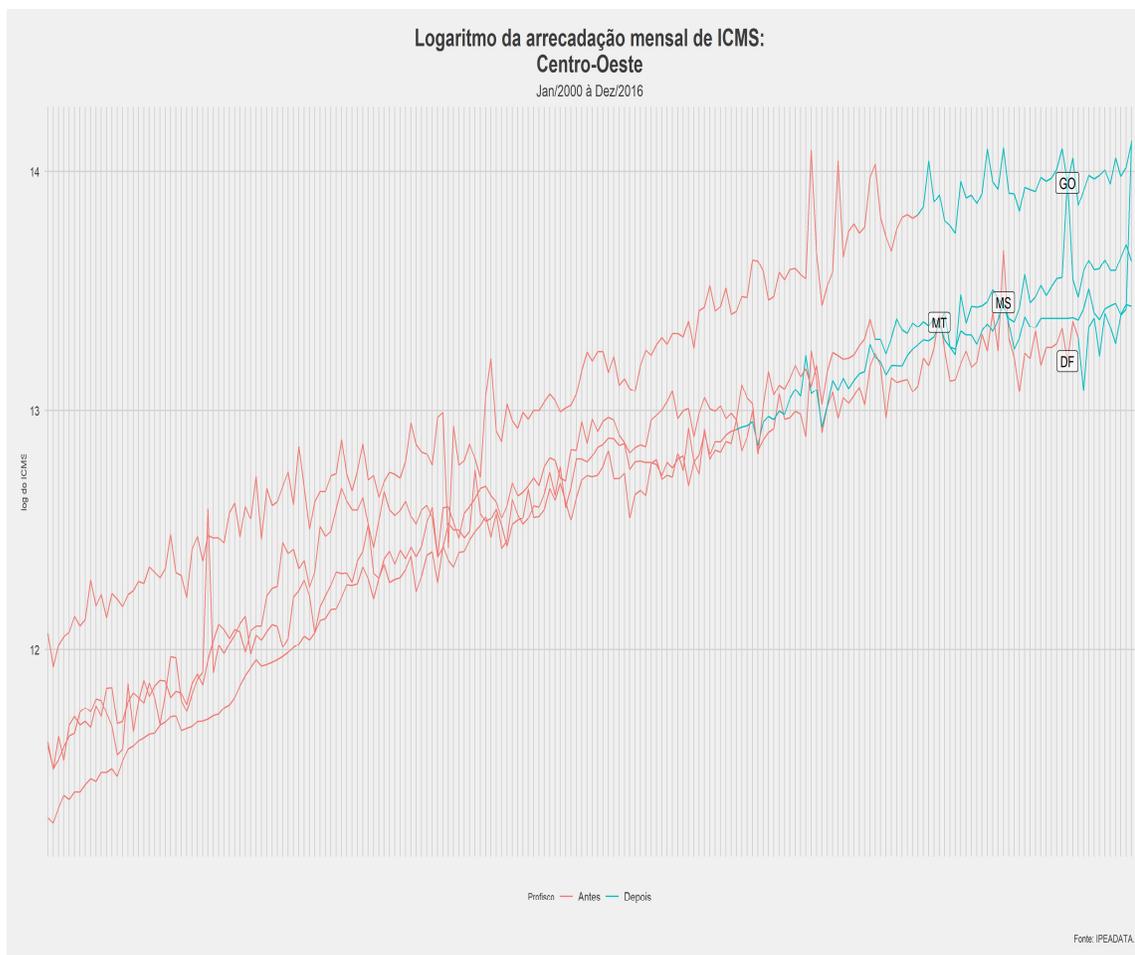


Figura 2 - Logaritmo da arrecadação mensal dos estados da região Centro-Oeste.

Feita a ressalva de que os valores apresentados são nominais, o que se pode observar em regra, é uma tendência de crescimento na arrecadação. A mudança de cor em cada uma das séries indica o momento em que se deu a assinatura do contrato entre o BID e determinada UF. Em vermelho está destacado o período em que as unidades ainda não tinham aderido ao programa.

Diante dos dados observados a questão que se coloca é a seguinte: o PROFISCO foi capaz de produzir alguma diferença na evolução dessas séries de arrecadação? Na verdade, a questão não é tão trivial quanto a simples observação dos dados pode sugerir. É necessário

<sup>5</sup> O conjunto das UFs apresentadas tem caráter apenas exemplificativo. Um gráfico com todas as UFs seria muito poluído para visualização.

considerar a evolução individual de cada série, num cenário sem intervenção, para então tentar perceber qualquer diferença.

A tentativa de avaliar os efeitos do PROFISCO sobre a arrecadação de ICMS não é inédita. Tem-se como exemplo os trabalhos de Martínez Fritscher et al. (2022) e Gomes e Silva e Ellery Jr. (2019) como referências fundamentais para desenvolvimento deste trabalho, que evidenciam estatisticamente a associação entre essas variáveis.

Utilizando de um painel de UFs de frequência anual, no período que vai de 2002 a 2019, Martínez Fritscher et al. (2022) concluem pela aplicação do método DID, que a arrecadação<sup>6</sup> foi em média 11,7% maior nas UFs que aderiram ao programa. Utilizando-se do mesmo método, mas com dados de frequência mensal no período que vai de janeiro de 2000 a dezembro 2015, Gomes e Silva e Ellery Jr. (2019) elaboram uma medida de *spread* que identifica quão “desgarrada” é a evolução do ICMS de seu fato gerador, ou seja, da atividade econômica.

Por meio do *spread*, Gomes e Silva e Ellery Jr. (2019) avaliaram se houve melhora ou piora em termos de co-movimento, no tempo, das duas variáveis com a adesão ao PROFISCO. Observou-se que a partir do terceiro ano após a implementação do programa surgia uma redução significativa do *spread*.

A estratégia de adotar o *spread* como variável explicada trazia consigo o benefício de dirimir possíveis questionamentos sobre o comportamento estacionário ou não das séries de ICMS. A omissão de possíveis efeitos autorregressivos poderia ser causa de vieses. Por essa razão, este trabalho também utilizou o *spread* como variável explicada, e uma definição mais acurada foi apresentada na sessão que trata dos dados utilizados.

### **3 METODOLOGIA: *DIFF-IN-DIFF* SINTÉTICO PARA INTERVENÇÕES ESCALONADAS**

Visando dimensionar os impactos da política e, considerando suas distintas adoções no espaço e no tempo bem como a possibilidade de efeitos tardios ou mesmo heterogêneos, é que se considera o SDID (ARKHANGELSKY et al., 2021). Desenhado para capturar o efeito médio de intervenções simultâneas, o SDID pode ser adaptado para um ambiente de intervenções escalonadas ou não simultâneas, conforme preconiza Arkhangelsky et al. (2021) no apêndice “*Staggered Adoption*”, tratado em detalhes mais adiante.

---

<sup>6</sup> Definida como o somatório de ICMS, IPVA, ITCD e demais tributos estaduais.

Quanto à possibilidade dos impactos de uma intervenção puderem dar-se de forma heterogênea no tempo, nesta dissertação foi proposta uma adaptação para o estimador SDID. Adiante, o SDID determina seus parâmetros por meio de um problema de minimização ponderada dos erros de um DID. A adaptação consiste em substituir tais erros por outros de uma forma funcional capaz de capturar tais heterogeneidades nos efeitos de tratamento.

### 3.1 O Estimador SDID

O SDID é um método que combina as principais características dos conhecidos DID e de SC (ARKHANGELSKY et al., 2021).

Considerando um painel balanceado com  $N$  unidades e  $T$  períodos, onde a variável resposta para a unidade  $i$  no período  $t$  é denotada por  $Y_{it}$ , ao tempo que a exposição ao tratamento, uma variável binária, é denotada por  $W_{it} \in \{0,1\}$ <sup>7</sup>, define-se assim o estimador:

$$\arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_{it} \hat{\lambda}_{it} \right\} \quad (1)$$

Onde:

$\mu$ : Intercepto.

$\alpha_i$ : Variável *dummy* para a unidade  $i$ .

$\beta_t$ : Variável *dummy* para o período  $t$ .

$\tau$ : Efeito do tratamento.

$\hat{\omega}_{it}$ : Peso das unidades.

$\hat{\lambda}_{it}$ : Peso dos períodos.

Trata-se, portanto, de uma estimação por efeitos fixos de unidade e de tempo, ou como também é conhecida, por *Two-Way Fixed Effects* (TWFE). O vetor de estimativas  $(\hat{\tau}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta})$  é, por sua vez, a solução do problema de otimização.

Para compreender de forma mais breve o SDID, cabe refletir sobre sua estrutura. Trata-se de um problema irrestrito de minimização do erro quadrático (assim como é para vários estimadores), com o adicional de que estes erros são ponderados de forma específica. Em particular, o termo de erro, entre parênteses, equivale ao termo de erro de um DID<sup>8</sup>, sendo assim,

<sup>7</sup> Os modelos aqui apresentados consideram que uma vez que a unidade foi submetida ao tratamento, esta permanece no tratamento até o final do período.

<sup>8</sup> A saber,

o SDID nada mais é que uma versão ponderada do DID. A exploração inicia-se por aquilo que diferencia ambos os estimadores: os pesos.

A adoção de pesos é herança dos métodos de controle sintético<sup>9</sup>. Sua origem decorre da necessidade de se estabelecer a evolução não experimentada da unidade tratada, num cenário onde essa não tivesse recebido o tratamento. O cenário ideal de observação de um contrafactual<sup>10</sup> viabilizaria uma comparação direta com as realizações, permitindo assim a apuração do real efeito de uma intervenção.

Dada a impossibilidade de se ter um contrafactual, avalia-se, como primeiro passo intuitivo, considerar outras unidades que tenham resultados que derivem de processos geradores análogos (ver o desenvolvimento da equação 5.2.2 em Angrist e Pischke (2008)), e que, em última instância, apresentem um padrão de evolução no tempo equivalente no período que precede a intervenção.

Em perspectiva, tal equivalência seria um requisito ainda mais duro do que aquele necessário para a estimação por DID. Nesse último, a comparação pode se dar com unidades que se comportam de forma paralela ao resultado do tratado no período pré-exposição.

Sobre este paralelismo, Angrist E Pischke (2008, p. 171) em referência ao trabalho de Card e Krueger (2000) sobre políticas estaduais de salário-mínimo e emprego, afirmam:

The key identifying assumption here is that employment trends would be the same in both states in the absence of treatment.

Em menção ao trabalho de Ashenfelter e Card (1999) sobre o programa antitabagismo da Califórnia, Arkhangelsky et al. (2021, p. 4094) confirma a adoção da premissa de paralelismo entre as séries:

As is well-known (Ashenfelter and Card 1985), DID relies on the assumption that cigarette sales in different states would have evolved in a parallel way absent the intervention.

---


$$\arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \right\}$$

<sup>9</sup> O estimador de Controle Sintético (SC):

$$\arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_{it} \right\}$$

<sup>10</sup> O desempenho da variável resposta, de uma unidade tratada, num cenário onde a intervenção não tivesse sido aplicada.

E, em relato sobre aquele caso específico, alerta sobre as consequências de não se sustentar tal premissa:

Here, preintervention trends are obviously not parallel, so the DID estimate should be considered suspect (ARKHANGELSKY et al., 2021, p. 4094).

A esta premissa se dá-se o nome de *Parallel Trends Assumption (PTA)*, ou *Common Trends Assumption (CTA)*.

Em revisão ao assunto, Sant'Anna e Zhao (2018) formalizam a premissa e demonstram<sup>11</sup> como essa é decisiva para que o parâmetro estimado no DID possa ser interpretado como o efeito médio de tratamento sobre o tratado (*Average Treatment Effect on the Treated - ATT*). Sobre esse aspecto, Sant'Anna e Zhao (2018, p. 8) reforçam que:

It is important to emphasize that (3) [ATT] crucially relies on the unconditional parallel trends assumption (PTA) (2), i.e., on the assumption that in the absence of treatment, the average outcomes of the treated and the comparison groups would have evolved in parallel.

Portanto, a premissa de tendências comuns (*PTA*) é central na análise DID, restando questionar é o quão factível é.

Na percepção de Arkhangelsky et al. (2021, p. 4090):

Raw data rarely exhibit parallel time trends for treated and control units, and researchers use different techniques, such as adjusting for covariates or selecting appropriate time periods to address this problem (e.g., ABADIE 2005, CALLAWAY e SANT'ANNA 2020).

É neste ponto que Arkhangelsky et al. (2021) passam a enxergar o controle sintético (SC) como uma alternativa para endereçar o problema da ausência de tendências paralelas.

Apresentado em uma série de artigos seminais de Abadie e coautores, o método tem por base a sintetização de uma série de tempo de resultados, ajustados de forma a buscar replicar o comportamento hipotético de um contrafactual (ABADIE et al., 2010, 2015; ABADIE e GARDEAZABAL, 2003; ABADIE e L' HOUR, 2021).

Objetivamente, a solução para criação de um contrafactual se dá por meio da combinação linear das séries de tempo das unidades não tratadas (controles). Entre todas possíveis combinações, escolhe-se aquela que mais se assemelhe, no período anterior a intervenção, ao comportamento médio das unidades tratadas.

Da equivalência entre sintético e tratado antes da intervenção, extrapola-se, por premissa, para uma equivalência entre sintético e contrafactual depois da intervenção.

---

<sup>11</sup> A exposição segue no Anexo 1.

No SC, o algoritmo para definição dos pesos das unidades é o seguinte:

$$\hat{\omega} = \arg \min_{\omega \in \Omega} l_u(\omega) \quad (2)$$

Em que seus termos podem assim ser representados,

$$l_u(\omega) = \sum_{t=1}^{T_1-1} \left( \sum_{i \in N_\infty} \omega_i Y_{it} - \frac{1}{n(N_1)} \sum_{i \in N_1} Y_{it} \right)^2 \quad (3)$$

$$\Omega = \left\{ \omega \in \mathbb{R}_+^N : \sum_{i \in N_\infty} \omega_i = 1; \omega_i = \frac{1}{n(N_1)}, \forall i \in N_1 \right\} \quad (4)$$

Onde:

$\omega_i$ : Peso da  $i$ -ésima unidade.

$T_1$ : Período da primeira (e até aqui única) intervenção.

$N_1$ : Conjunto das unidades que recebem tratamento na primeira<sup>12</sup> (e até aqui única) intervenção.

$N_\infty$ : Conjunto das unidades que nunca recebem tratamento.

$n()$ : Número de elementos.

Como já antecipado, a solução dos pesos para o SC produz uma equivalência entre as séries que, tendo em vista a PTA, excede o necessário. Nesse sentido, Arkhangelsky et al. (2021) propõem a inserção de um peso  $\omega_0 \in \mathbb{R}$  na expressão de  $l_u$ , de modo que este funcione como uma espécie de “intercepto” para o processo de otimização.

Com a inserção  $\omega_0 \in \mathbb{R}$  a solução do problema de otimização não é mais a série “equivalente” de melhor ajuste, mas sim a série sintética “paralela” de melhor ajuste.

Neste trecho, Arkhangelsky et al. (2021, p. 4089) explicita tanto a estratégia quanto a motivação de se adotar uma série sintética.

Like SC, our method reweights and matches pre-exposure trends to weaken the reliance on parallel trend type assumptions.

---

<sup>12</sup> Em comparação com a notação apresentada em (ARKHANGELSKY et al., 2021), aqui usa-se de conjuntos indexados pela intervenção ao invés de ordenar as unidades de forma que as primeiras representem os controles e as últimas os tratamentos. De fato, a notação antecipa a o ambiente de múltiplas intervenções ao qual em breve a análise inserir-se-á.

Uma segunda diferenciação diz respeito a inserção de pênaltis de regularização. Derivada de Doudchenko e Imbens (2016), tal inserção busca garantir a diversidade e unicidade dos pesos escolhidos.

Com tais alterações, o problema de otimização dos pesos das unidades para o SDID se torna o seguinte:

$$(\hat{\omega}_0, \hat{\omega}) = \arg \min_{\omega_0 \in \mathbb{R}; \omega \in \Omega} l_u(\omega_0, \omega) \quad (5)$$

Em que,

$$l_u(\omega_0, \omega) = \sum_{t=1}^{T_1-1} \left( \omega_0 + \sum_{i \in N_\infty} \omega_i Y_{it} - \frac{1}{n(N_1)} \sum_{i \in N_1} Y_{it} \right)^2 + n(t < T_1) \zeta^2 \|\omega\|_2^2 \quad (6)$$

$$\Omega = \{ \omega \in \mathbb{R}_+^N : \sum_{i \in N_\infty} \omega_i = 1; \omega_i = \frac{1}{n(N_1)}, \forall i \in N_1 \} \quad (7)$$

Onde:

$\|\omega\|_2^2$ : Norma Euclidiana

$\zeta$ : Parâmetro de regularização<sup>13</sup>.

Diferentemente do SC, o SDID considera também pesos de períodos. Se a ideia dos pesos das unidades é parear, aproximadamente, as tendências pré-intervenção das unidades de controle e tratamento, a dos pesos de tempo é balancear os períodos anteriores e posteriores à intervenção, para as unidades de controle.

O arranjo é similar:

$$(\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}) = \arg \min_{\lambda_0 \in \mathbb{R}; \lambda \in \Lambda} l_t(\lambda_0, \lambda) \quad (8)$$

Em que,

$$l_t(\lambda_0, \lambda) = \sum_{i \in N_\infty} \left( \lambda_0 + \sum_{t=1}^{T_1-1} \lambda_t Y_{it} - \frac{1}{n(t \geq T_1)} \sum_{t=T_1}^T Y_{it} \right)^2 \quad (9)$$

---

<sup>13</sup> Cujo cálculo segue no Anexo 2.

$$\Lambda = \{\lambda \in R_+^T: \sum_{t=1}^{T_1-1} \lambda_t = 1; \lambda_t = \frac{1}{n(t \geq T_1)}, \forall t \in \{T_1, \dots, T\}\} \quad (10)$$

Onde:

$\lambda_i$ : Peso da  $i$ -ésimo período.

Para Arkhangelsky et al. (2021, p. 4090):

The use of weights in the SDID estimator effectively makes the two-way fixed effect regression “local,” in that it emphasizes (puts more weight on) units that on average are similar in terms of their past to the target (treated) units, and it emphasizes periods that are on average similar to the target (treated) periods.

Por tomar como referência principalmente aquelas unidades e períodos mais semelhantes, é que se espera, ao menos intuitivamente, que o estimador seja mais robusto.

### 3.2 Adoção escalonada - Staggered Adoption

A estimação por SDID foi desenhada para o caso em que todas as intervenções se dão de forma simultânea, o que Athey e Imbens (2022) convencionam chamar de “atribuição em bloco”. Outra configuração possível é aquela em que as aplicações de um mesmo tratamento se dão em momentos distintos, para distintos agrupamentos de unidades. A este esquema de aplicação dá-se o nome de intervenções escalonadas (*staggered adoption*).

A mera inserção de  $W_{it}$  com a presença de intervenções escalonadas na fórmula do estimador SDID pode ser considerada uma estratégia problemática para a estimação do valor de  $\tau$ . Ajustados idealmente para cada intervenção  $k$ , os pesos  $(\hat{\omega}_0^k, \hat{\omega}^k)$  e  $(\hat{\lambda}_0^k, \hat{\lambda}^k)$  tem o potencial de determinar distintas versões de estimativas do contrafactual e, portanto, de  $\hat{\tau}$  (ou seja,  $\hat{\tau}_k$ 's). Diante do exposto, poderia ser considerado como passo intuitivo para implementação direta da fórmula, cujo requisito é um conjunto de pesos único para solução, ou a escolha de um dos  $k$  possíveis contrafactuais determinados ou a adoção de uma solução que agregue tais trajetórias. Mas, qual seria o critério?

Sobre este aspecto, Arkhangelsky et al. (2021, p. 4115) entende que:

With staggered adoption the weighted DID regression approach in SDID does not work directly.

No que, para estimar  $\hat{\tau}$ , Arkhangelsky et al. (2021) adotam a estratégia de consolidar não os contrafactuais estimados, mas sim os distintos efeitos estimados de cada intervenção  $\hat{\tau}_k$ . Para tal, implementa o SDID para cada subconjunto formado pelas unidades de controle e tratamento associadas a uma  $k$ -ésima intervenção<sup>14</sup>.

Estimados os  $\hat{\tau}_k$ 's, estima-se  $\hat{\tau}$  pela agregação ponderada de seus valores segundo a seguinte fórmula:

$$\hat{\tau} = \sum_{i=1}^k h_i \hat{\tau}_i \quad (11)$$

Em que,

$$h_i = \frac{n(N_i)n(t \geq T_i)}{\sum_{j=1}^k n(N_j)n(t \geq T_j)} \quad (12)$$

$N_k$ : Conjunto das unidades que recebem tratamento na  $k$ -ésima intervenção.

$n()$ : Número de elementos.

Nota-se que, para esta configuração, a que considera apenas uma intervenção  $k$  separadamente, o estimador é adequado, detendo várias propriedades estatísticas convenientes como consistência, normalidade assintótica, etc.

Tal estratégia não é incomum, existindo equivalentes na literatura. Um exemplo é a abordagem de Goodman-Bacon (2021) para demonstrar que parâmetro  $\tau$  pode ser representado, no DID com intervenções escalonadas, como uma média ponderada de todos os DID formados pelas combinações dois a dois dos grupos de tratamento (que são  $k$ ) e controle.

No que diz respeito ao estimador SC, Ben-Michael et al. (2019) entendem que a prática corrente consiste em ajustar os estimadores de SC separadamente para cada unidade tratada<sup>15</sup>.

Some applied researchers have used SCM in staggered adoption settings by estimating SCM weights separately for each treated unit and then averaging the estimates (DUBE E ZIPPERER, 2015; DONOHUE et al., 2019 apud BEN-MICHAEL et al., 2019, p. 1).

<sup>14</sup> Ou seja, são realizadas as estimativas de  $k$  distintas equações por SDID.

<sup>15</sup> O que não é o caso do SDID, onde são consideradas todas as unidades submetidas a intervenção em um mesmo ponto do tempo.

Ressalta-se que o trabalho de (Ben-Michael et al., 2019) é especificamente dedicado à proposição de uma formulação alternativa para determinação dos pesos (o *Partially Pooled SCM*). Segundo os autores, o que justifica novas proposições é a possibilidade de que um ajuste pobre do contrafactual no período pré-intervenção dê origem a vieses,

[...] the average of separate SCM fits does not necessarily achieve good balance for the average of the treated units, leading to possible bias in the estimated effect. (BEN-MICHAEL et al., 2019, p. 1)

Separate SCM can lead to poor fit for the average of the treated units, leading to bias in the estimated ATT. (BEN-MICHAEL et al., 2019, p. 7)

We expect that in many applications there will be several treated units with poor pre-treatment fit [...]. (BEN-MICHAEL et al., 2019, p. 8)

Em outro trecho, destacam a importância de uma estimativa não viesada do contrafactual para obtenção de uma estimativa não viesada de cada um dos  $ATT_k$ :

[...]  $\widehat{ATT}_k$  will be an unbiased estimate of  $ATT_k$  if the set of the state-specific SCM estimates  $\{\widehat{Y}_{j;T_{j+k}}(0)\}_j$  are all unbiased for the corresponding potential outcomes  $\{Y_{j;T_{j+k}}(0)\}_j$ . (BEN-MICHAEL et al., 2019, p. 8)

De fato, no controle sintético, tem-se que a combinação convexa das unidades pode ser bastante restritiva para se realizar um bom ajuste. Com este propósito, trabalho como o de Doudchenko e Imbens (2016) apresentam uma flexibilização das premissas sobre os pesos, permitindo, inclusive, que sejam negativos.

Sobre o ajuste no SDID, a presença de  $\omega_0 \in \mathbb{R}$  tem o potencial de representar uma vantagem em relação ao SC. Basta pensar no problema de determinação dos pesos do SC como um caso específico do mesmo problema no SDID, onde  $\omega_0 = 0$  e  $\zeta = 0$ . Tratando-se, portanto, de uma versão mais flexível do problema, o que permite um melhor ajuste do contrafactual.

Por fim, algumas condições e premissas necessitam ser observadas tanto para implementação como para atribuição de valor interpretativo aos parâmetros estimados. Assume-se que:

- Uma vez que uma unidade  $i$  é exposta ao tratamento, essa permanece exposta nos períodos subsequentes.
- O número de unidades não tratadas é não nulo ( $n(N_\infty) \neq 0$ ).
- O número de períodos antes e depois de cada tratamento é não nulo ( $0 < T_k < T$ ).
- A PTA.

- Não antecipação: antes do tratamento, os resultados potenciais<sup>16</sup> de uma unidade são iguais aos resultados potenciais das unidades de controle ( $Y_{it}(s) = Y_{it}(0)$ ,  $0 < s < T$ )<sup>17</sup>.

A “não antecipação” e a PTA são premissas necessárias para que os  $\hat{\tau}_k$  possam ser interpretados como o efeito médio de tratamento sobre o tratado ( $ATT$ ) de cada uma das  $k$  intervenções.

Uma premissa comum no contexto de intervenções escalonadas é a “invariância a história”. Para Ben-Michael et al. (2019) a “invariância a história” é assim definida:

[...] following treatment, a unit's potential outcomes are equal to the treated potential outcome,  $Y_{it}(s) = Y_{it}(1)$  for any  $0 < s \leq t$ , and do not depend on the timing of treatment.

Onde  $s$  é o momento em que a unidade é submetida ao tratamento.

Ao adotar tal premissa no contexto do SDID implica em não esperar que haja mudanças nos efeitos ao longo do tempo.

### 3.3 Efeitos tardios – Heterogeneidades no tempo

Como visto é possível estimar de forma consistente, para cada um dos conjuntos  $N_k$  de unidades tratadas, um parâmetro  $\hat{\tau}_k$ . Esse é capaz de indicar a variação média do resultado provocada pela  $k$ -ésima intervenção, num conjunto específico de unidades a partir de um ponto específico do tempo.

Não obstante o valor da informação produzida, existe um aspecto dinâmico dos efeitos de tratamento que está sendo desconsiderado na medida em que a estimação de  $\tau_k$  é incapaz de fornecer informação sobre como se propagam no tempo os efeitos do tratamento.

A disposição no tempo dos resultados de uma política pode ser decisiva para sua implementação, sendo diferentes os cenários que podem ser enfrentados. Por exemplo efeitos produzidos de imediato ou um longo período depois, efeitos que se manifestam de forma abrupta (instantânea) ou contínua no tempo, efeitos que mudam de tendência ao longo do tempo, sendo negativos no curto prazo, mas positivos no longo prazo (períodos de ajuste).

<sup>16</sup> A notação de resultado potencial foi introduzida por Rubin (1974), onde  $Y_{it}(0)$  são os resultados do indivíduo  $i$  no tempo  $t$  sem tratamento.  $Y_{it}(s)$  seria, por sua vez, os mesmos resultados com tratamento no período  $s$ .

<sup>17</sup> Da premissa de não antecipação infere-se que: Nenhum efeito da intervenção é produzido antes da intervenção propriamente dita. Trata-se, portanto, de uma configuração que não comporta, por exemplo, expectativas.

Em recente abordagem sobre dados em painel e a equivalência de estimadores naquele contexto, Wooldridge (2021) apresenta uma forma funcional capaz de comportar efeitos tardios de uma intervenção<sup>18</sup> (uma espécie de DID com efeitos heterogêneos no tempo).

Substituindo o termo de erro da fórmula do SDID (uma versão ponderada de um DID) pelo termo de erro do DID com efeitos heterogêneos proposto poder-se-ia idealmente ter um estimador SDID com efeitos heterogêneos no tempo.

Esse estimador teria, para cada uma das  $k$  intervenções, a seguinte forma:

$$\arg \min_{\tau_k^k, \dots, \tau_T^k, \mu^k, \alpha^k, \beta^k} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( Y_{it} - \mu^k - \alpha_i^k - \beta_t^k - \sum_{r=T_k}^T (W_{it} f r_t) \tau_r^k \right)^2 \widehat{\omega}_{it}^k \widehat{\lambda}_{it}^k \right\} \quad (13)$$

Onde:

$f r_t$ : Uma variável *dummy* que assume valor um quando  $r = t$  e zero caso contrário.

$\tau_r^k$ : O  $r$ -ésimo efeito produzido pela  $k$ -ésima intervenção.

As estimativas estão todas indexadas pelo sobrescrito  $k$  ( $\hat{\tau}_k^k, \dots, \hat{\tau}_T^k, \hat{\mu}^k, \hat{\alpha}^k, \hat{\beta}^k, \hat{\omega}^k, \hat{\lambda}^k$ ) a fim de indicar que estas são estabelecidas para cada intervenção. De modo que, serão estimados todos os possíveis efeitos tardios de cada uma delas.

A expressão “poder-se-ia” anterior a definição do estimador indica, na verdade, a necessidade de avaliar se  $\tau_{rt}$  pode ser interpretado como ATT. Sobre esse aspecto, Wooldridge (2021) prova que basta ter respeitadas a “não antecipação” e a PTA para que o DID com efeitos heterogêneos possa deter esse atributo<sup>19</sup>.

Como já é claro, a opção pela ponderação dos erros é algo que deriva do esforço de se garantir a PTA. O que permite concluir que, presumindo a “não antecipação”, tem-se que o SDID com intervenções escalonadas e impactos heterogêneos é um estimador adequado para estimar os ATT’s.

<sup>18</sup> Com ajustes na notação, a equação 5.11 em (WOOLDRIDGE, 2021, p. 21) pode assim ser descrita.

$$Y_{it} = \mu + \alpha_i + \beta_t + \sum_{r=T_k}^T (W_{it} f r_t) \tau_r + e_{it}$$

<sup>19</sup> O que vale também para o DID com intervenções escalonadas e impactos heterogêneos proposto por (WOOLDRIDGE, 2021, p. 38) na forma da equação 6.15. Inoportunamente, essa equação não era adequada para proposição desse texto, uma vez que se cai novamente no problema de definir um único contrafactual para várias intervenções.

Seguindo a mesma lógica de agregação dos efeitos das intervenções apresentada no caso do SDID, é possível estimar  $\hat{\tau}_r$ , a saber, o efeito médio do tratamento  $r$  períodos após a intervenção. O cálculo dá-se da seguinte forma:

$$\hat{\tau}_r = \sum_{i=1}^k h_i \hat{\tau}_r^i \quad (14)$$

Em que,

$$h_i = \frac{n(N_i)}{\sum_{j=1}^k n(N_j)} \quad (15)$$

### 3.4 Inferência - Placebo

O método para estimação da variância aplicado nessa dissertação e referenciado em Arkhangelsky et al. (2021), se baseia na realização de reestimações dos parâmetros do modelo com atribuição aleatória de placebo para algumas das unidades de controle. Sobre as várias estimativas de um parâmetro, calcula-se a variância.

O denominado método placebo, baseado nas avaliações por placebo frequentemente consideradas na literatura de SCs (ABADIE et al., 2010, 2015), guarda uma certa intuição, como explica (ARKHANGELSKY et al., 2021, p. 4110):

The main idea of such placebo evaluations is to consider the behavior of SC estimation when we replace the unit that was exposed to the treatment with different units that were not exposed.

Além disso, tal método é especialmente conveniente para o contexto deste trabalho na medida em que pode ser aplicado num contexto com poucas, ou até mesmo uma, unidades tratadas.

O algoritmo para estimação da variância é descrito a seguir, e sua aplicação é a mesma para cada uma das  $k$  subconjuntos descritos anteriormente.

1. Executa-se um número  $B$  de vezes os seguintes passos:
  - 1.1. Sorteia-se uma amostra de tamanho  $n(N_k)$  das unidades de controle ( $N_\infty$ ) para "receber o placebo", sem reposição.
  - 1.2. Às unidades sorteadas atribui-se  $W_{it} = 1$  para o período em que  $t \geq T_k$ . Quanto as unidades tratadas ( $N_k$ ), estas são retiradas da amostra.

- 1.3. Calculam-se as estimativas  $\hat{\tau}_k^k(b), \dots, \hat{\tau}_T^k(b)$ <sup>20</sup> (onde  $b$  é o índice para a  $b$ -ésima estimação).
2. Calcula-se  $\hat{V}_{\tau_t^r}^P = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \left( \hat{\tau}_t^r(b) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\tau}_t^r(b) \right)^2$ .

Onde  $\hat{V}_{\tau_t^r}^P$  é o estimador placebo da variância do parâmetro  $\tau_t^r$ , que pode ser usado para determinar os intervalos de confiança conforme a fórmula:

$$\tau_t^r \in \hat{\tau}_t^r \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{V}_{\tau_t^r}^P} \quad (16)$$

Por fim, Arkhangelsky et al. (2021, p. 4110) aborda a hipótese de homoscedasticidade entre as unidades, crítica para validade do método.

Validity of the placebo approach relies fundamentally on homoskedasticity across units, because if the exposed and unexposed units have different noise distributions then there is no way we can learn  $V_{\tau}$  from unexposed units alone.

## 4 DADOS

### 4.1 Coleta

Os dados aqui utilizados foram apanhados de distintas bases de informação e com eles foi possível constituir um painel de estados com registros de frequência mensal. O período de coleta<sup>21</sup> vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2016<sup>22</sup>.

As séries do ICMS já apresentadas na Figura 2 têm como fonte o Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SICONFI) do Ministério da Economia. Conforme nota-se pela Figura 2, as séries de ICMS evoluem de forma aparentemente previsível, mas testes de estacionariedade mais rígidos (Apêndice 1) alertam para a presença de raiz unitária, o que pode ser uma fonte de futuros questionamentos a respeito dos resultados das estimações que serão apresentadas nessa dissertação.

Outro desafio é o de atribuir às mudanças observadas ao longo das séries o caráter de “efeito” da intervenção (o programa). Cabe recordar que a arrecadação responde diretamente a mudanças em sua base de cálculo, tornando indispensável a consideração da atividade econômica em qualquer análise. Seja como controle, seja por meio da adoção da variável

<sup>20</sup> O procedimento para o caso sem efeitos tardios é o mesmo.

<sup>21</sup> O período de coleta e o período de análise são distintos: o primeiro vai de janeiro de 2000 à dezembro de 2016, enquanto que o segundo vai de janeiro de 2007 à fevereiro de 2016.

<sup>22</sup> Existem exceções que serão mencionadas.

*spread*, apresentada mais adiante, deve-se estar sempre atento a essa variação da arrecadação que decorre apenas da variação da base.

Para representar os efeitos da atividade econômica optou-se por utilizar do índice da receita nominal de vendas no comércio varejista, da Pesquisa Mensal de Comércio (PMC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (IBGE, 2023). Em oposição ao cálculo do PIB, as vendas do varejo não são afetadas pelas mudanças no investimento, ao tempo que são capazes de captar de forma contínua as mudanças na atividade econômica.

Na medida em que a atividade do varejo representa nessa dissertação uma referência para o comportamento da base de cálculo, justifica-se também considerar a própria arrecadação de ICMS nesse setor. Em verdade, a comparação é até mais adequada do que a com o próprio ICMS global, afinal, existem variações neste último que apesar de derivarem de mudanças na atividade não dizem respeito ao setor em específico.

Os dados de arrecadação de ICMS no varejo têm como fonte a Comissão Técnica Permanente do ICMS (COTEPE/ICMS) do Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ) do Ministério da Economia.

Sobre os dados de arrecadação de ICMS no varejo identificou-se ainda na coleta, restrições quanto a disponibilidade da informação<sup>23</sup>. Dessa forma, alguns estados tiveram as séries iniciadas em anos distintos: Pará (PA) (2003), Paraná (PR) (2004), Espírito Santo (ES) e Piauí (PI) (2005), Santa Catarina (SC) (2006), Tocantins (TO), Amazonas (AM) e Roraima (RR) (2007). Para essa variável, o estado do Acre (AC) foi retirado da análise por não dispor de informação no período definido. A fim de evitar maiores prejuízos em termos de disponibilidade da informação, realizou-se aqui a imputação<sup>24</sup> de dois registros faltantes no estado de RR: Out/2012 e Nov/2016 na série de ICMS no varejo.

Ademais, uma variável *dummy* foi criada para identificar os períodos em que as séries de ICMS no varejo aparentavam ser aberrantes (no Apêndice 2) são identificadas as situações).

As datas de assinatura do contrato do PROFISCO de cada UF com o BID foram coletadas no próprio website da instituição ([BID, 2023](#)). O ano e o mês da assinatura dos contratos definem, neste trabalho, o início do período a partir do qual se considerará a intervenção.

Com o propósito de melhor contextualizar o ambiente em que as mudanças avaliadas se dão, definindo os controles, considerou-se ainda outras variáveis e séries. Do Banco Central do

---

<sup>23</sup> Em muitas situações foi possível coletar dados para períodos anteriores aos anos iniciais definidos. No entanto, descontinuidades e inconsistências justificaram sua exclusão.

<sup>24</sup> Um modelo de efeitos fixos de ano e mês foi utilizado para tal.

Brasil (BCB) foram coletadas séries associadas ao ritmo da atividade como o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br<sup>25</sup>), e ao custo de capital, como a Taxa de juros<sup>26</sup> Selic acumulada no mês, e do IBGE foram coletadas as séries dos preços do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)<sup>27</sup> (BCB, 2023).

Já as séries do Ministério do Trabalho foram coletados os dados do Índice de Emprego Formal<sup>28</sup>, um indicador da ocupação no mercado de trabalho formal calculado a partir do estoque de empregos formais segundo o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho (CAGED) e as flutuações mensais das admissões líquidas de desligamentos.

Em comparação com as séries de IBC-Br, Selic e IPCA as séries do Índice de Emprego Formal têm a vantagem de serem de abrangência estadual, o que tem o potencial de permitir um melhor ajuste as peculiaridades de cada UF.

## 4.2 Spread

O *spread* é uma variável derivada do relacionamento de outras duas variáveis, sendo criada para ter os seguintes atributos: ter um comportamento de longo prazo previsível (não explosivo, estacionário), ao tempo que considera a dinâmica da arrecadação frente as mudanças da *proxy* para base de cálculo.

O *spread* é assim definido:

$$S_{it} = \ln(ICMS_{it}) - \hat{\delta}_i \ln(IVV_{it}) \quad (17)$$

Onde:

$S_{it}$ : *Spread* da UF  $i$  no período  $t$ .

$ICMS_{it}$ : ICMS do varejo da UF  $i$  no período  $t$ .

$IVV_{it}$ : Índice de vendas no varejo da UF  $i$  no período  $t$ .

$\hat{\delta}_i$ : Coeficiente de cointegração da UF  $i$ .

<sup>25</sup> Série de número 24363 no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

<sup>26</sup> Série de número 4390 no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

<sup>27</sup> Série de número 433 no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

<sup>28</sup> Séries de número 28268, 28286, 28287, 28288, 28289, 28290, 28291, 28292, 28293, 28295, 28296, 28297, 28298, 28300, 28301, 28302, 28303, 28304, 28305, 28306, 28308, 28309, 28310, 28311, 28313, 28314, 28315 no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

Sobre  $\delta_i$ , é comum em teoria econômica a existência relações de equilíbrio de longo prazo entre duas ou mais variáveis. Trata-se de relacionamentos cuja estabilidade característica se justifica pela atuação de forças ou mecanismos, não implicando que, do ponto de vista empírico, não seja provável de se observar desequilíbrios (de curto prazo). Na presença de desequilíbrios, apenas se espera que os tais mecanismos atuem na direção de superá-los, restituindo assim a condição de longo prazo.

A essa relação de longo prazo entre duas variáveis aleatórias genéricas  $Y_t$  e  $X_t$  ou um conjunto maior delas, dá-se o nome de cointegração. Ou seja, uma relação de comovimento sistemático de longo prazo entre as variáveis, onde o coeficiente de cointegração  $\delta_i$  representa a medida dessa cointegração entre as variáveis, ou mesmo a medida em que uma variação em  $X_t$ , no longo prazo, promove uma variação  $Y_t$ , no longo prazo.

De forma genérica, e estimativa  $\hat{\delta}_i$  pode ser obtida pela estimação da seguinte equação:

$$Y_t = \beta_0 + \delta X_t + \sum_{j=-p}^p \theta_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (18)$$

Onde  $\Delta X_{t-p}, \dots, \Delta X_t, \dots, \Delta X_{t+p}$  são os valores do passado, presente e futuro da mudança em  $X_t$ . Sua inclusão permite captar as mudanças de curto prazo que não compõem  $\delta_i$ .

À estimação por MQO dos parâmetros da equação 18 dá-se o nome de Procedimento Eficiente de MQO Dinâmico (*Dynamic OLS* - DOLS) de Stock e Watson (1993).

Para determinar o valor de  $\hat{\delta}_i$  da equação 17, o DOLS foi estimado para os logaritmos das variáveis  $ICMS_{it}$  e  $IVV_{it}$  para cada UF, separadamente, considerando os períodos anteriores à intervenção em cada UF.

Sobre a estimação do *DOLS* em cada estado ressalta-se que o período inicial da amostra considerada ocorreu em função da disponibilidade da informação e que, como já informado, variava por UF assim como a data da intervenção, implicando em diferentes datas para o período terminal da amostra considerada. Portanto, foram consideradas as amostras dos estados em períodos heterogêneos, opção que se justifica pela necessidade de dispor da maior amostra possível para estimação do *DOLS* e usufruto de suas propriedades estatísticas.

Os resultados das estimativas DOLS, bem como as estimativas robustas de erro-padrão são apresentadas no Apêndice 3. Depois de estimados, os valores de  $\hat{\delta}_i$  são utilizados para o cálculo do *spread* em todos os períodos anteriores e posteriores à intervenção.

Para Gomes e Silva e Ellery Jr. (2019, p. 18), o *spread* pode ser interpretado como uma medida do descompasso entre o movimento da arrecadação e da base:

A redução do *spread* significa que as variáveis dividem maior movimento contemporâneo (curto prazo) em média. Por outro lado, quando o *spread* aumenta no curto prazo passa a existir maior divergência no movimento entre imposto e atividade.

O que se intui nesta dissertação é que o “dito descompasso” pode derivar das limitações de um sistema de emissão de notas e outros documento contábeis em papel, ou no caso da emissão digital, de um sistema não integrado de informações. Nesses contextos, uma mudança na base em dado período poderia não implicar em uma imediata mudança na arrecadação, seja pela defasagem de tempo associada ao trâmite dos documentos em papel, seja pela sonegação facilitada pela falta de integração dos sistemas.

Por outro lado, o que se espera de um sistema automatizado e integrado de informações é que haja maior velocidade no recolhimento, sendo então nessa dissertação avaliada se a intervenção foi capaz de produzir ou não, de forma significativa, uma mudança no comportamento do *spread*.

A Figura 3 apresenta os valores de *spread* do varejo para os estados da região Centro-Oeste, onde é notório e evidente o comportamento estacionário das series de *spread*. Outro aspecto nessa figura é que algumas séries se encerram antes do último período, na verdade mais exatamente, elas se encerram exatamente dois anos após a intervenção. Esse fator trata-se de uma escolha feita nessa dissertação e que imprime as seguintes interpretações as estimações:

- $\hat{\tau}$  passa a ser interpretado como o efeito médio dos dois anos que sucedem a intervenção;
- $\hat{\tau}_r$  será definido para cada um dos 24 períodos após a intervenção.

Uma característica dessa opção é que cada UF envolvida na análise passa a receber o mesmo peso (mesma importância) na formação de  $\hat{\tau}^{29}$ . Para  $\hat{\tau}_r$ , tem-se que todas as UFs envolvidas fornecerão informação sobre o impacto para cada um dos períodos da análise.

---

<sup>29</sup> Lembre-se de que uma intervenção pode contemplar mais de uma UF.

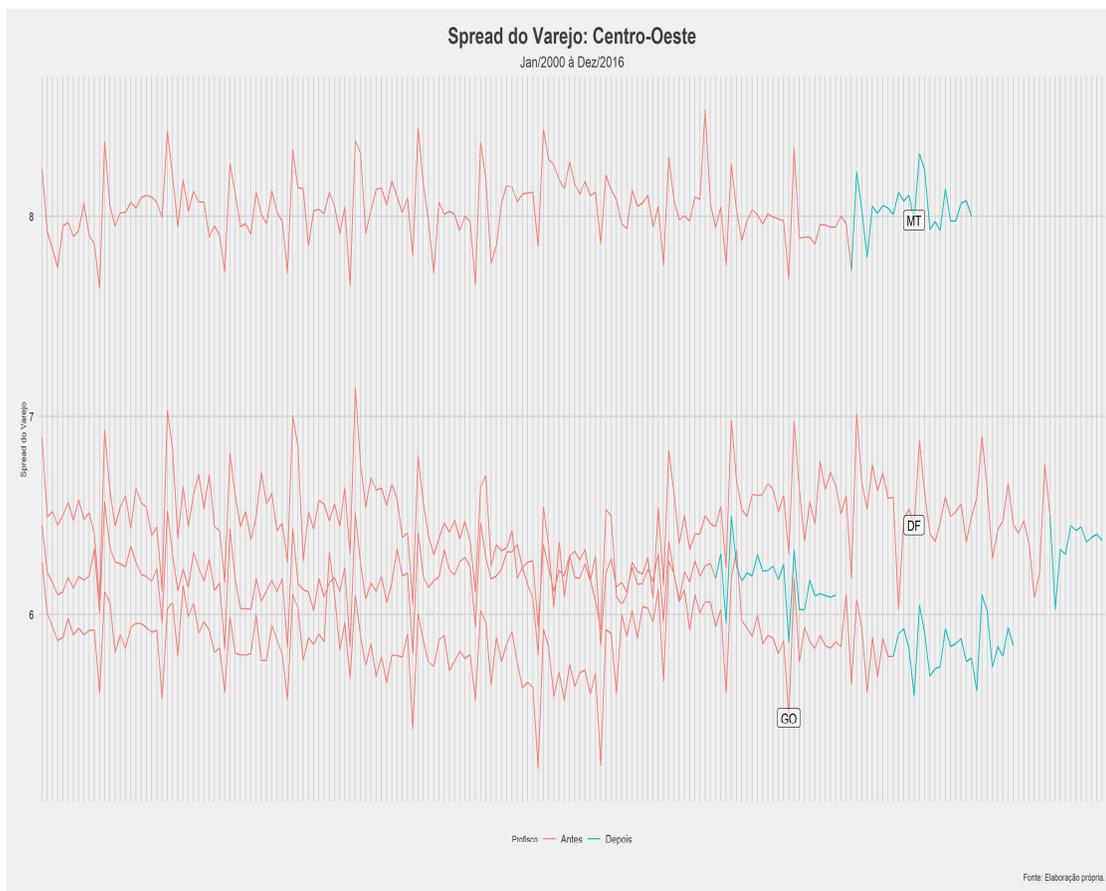


Figura 3 - Valores de spread do varejo para os estados da região Centro-Oeste.

### 4.3 Otimização dos controles

Métodos que buscam sintetizar um contrafactual como o SDID e SC são beneficiados na presença de muitas unidades de controle. Com esta configuração, a função objetivo  $l_u(\omega_0, \omega)$  tem maior grau de liberdade, o que permite, em tese, que a solução do problema de otimização se dê em menores valores, indicando assim um melhor ajuste do contrafactual.

Entretanto, a configuração que se encontra no caso do PROFISCO é distinta da ideal. Apenas quatro UFs não assinaram contrato durante o período de análise, ou seja, não se submeteram a intervenção: Acre (AC), Amazonas (AM), Amapá (AP), Roraima (RR).

O número pequeno de controles é um problema sério na medida que a definição imprecisa do contrafactual pode viesar as estimativas dos efeitos de tratamento.

Duas decisões tomadas neste trabalho permitiram a adoção de medida alternativa para lidar com a escassez de controles: a adoção da premissa de não antecipação e a avaliação dos efeitos da intervenção apenas nos dois anos que a sucedem.

Considerando que, a priori, o SDID é executado para cada uma das  $k$  intervenções, adota-se como estratégia considerar, no grupo de controle, todas aquelas unidades que no período de análise da  $k$ -ésima intervenção não tenham ainda sido submetidas ao tratamento, mesmo que estas venham a recebê-lo no futuro.

Um exemplo prático pode ser apresentado considerando, por exemplo, o estado do Ceará (CE). Para esse estado, o período que sucede a intervenção é aquele que vai de Mai/2009 à Abr/2011. Até o final desse período, nenhum dos seguintes estados estavam submetidos a intervenção: Acre (AC), Alagoas (AL), Amazonas (AM), Amapá (AP), Bahia (BA), Distrito Federal (DF), Goiás (GO), Mato Grosso (MT), Paraíba (PB), Paraná (PR), Rio Grande do Norte (RN), Rondônia (RO), Roraima (RR), Rio Grande do Sul (RS), Sergipe (SE), Tocantins (TO). Então pela premissa de não antecipação, esses estados nesse período poderiam ser considerados para o grupo de controle, pois não são afetados pelo remédio (o PROFISCO).

Isso foi feito para cada um dos grupos de unidades tratadas, nos conformes da Tabela 1 a seguir:

Tabela 1 - Grupos de unidades tratadas e controles

<b>Tratamento</b>	<b>Controle</b>
CE	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PB, PR, RN, RO, RR, RS, SE, TO
PA	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PB, PR, RN, RO, RR, SE, TO
MG	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PB, PR, RN, RO, RR, SE, TO
RJ	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PB, PR, RN, RO, RR, SE, TO
PE	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PR, RN, RR, SE, TO
MA, SC, SP	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PR, RN, RR, SE, TO
MS, PI	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PR, RN, RR, SE, TO
ES	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, MT, PR, RN, RR, SE
RS	AC, AL, AM, AP, BA, DF, GO, PR, RR, SE
PB, RO	AC, AM, AP, DF, PR, RR
TO	AC, AM, AP, DF, RR
MT	AC, AM, AP, DF, RR
RN	AC, AM, AP, DF, RR
GO, SE	AC, AM, AP, DF, RR
AL, BA	AC, AM, AP, DF, RR
PR	AC, AM, AP, RR

Fonte: feito pelo autor.

A exceção ao padrão estabelecido pela Tabela 1 fica por conta do *spread*, uma variável derivada do ICMS no varejo, que teve os registros do estado do AC retirado da amostra pela incompletude da informação.

Evitou-se considerar no período de análise compreendido entre janeiro de 2007 a fevereiro de 2016, os meses que sucedem o tratamento no DF. Para o caso do *spread* no DF, só haveria três unidades para o controle e apenas dez períodos para análise, o que poderia prejudicar o ajuste do contrafactual.

## 5 RESULTADOS

Os efeitos médios e heterogêneos no tempo foram estimados para as seguintes variáveis explicadas: ICMS (global) e *Spread* (varejo).

No modelo que tem o ICMS como variável explicada, optou-se por transformar a variável por meio de logaritmo, de forma que um ajuste nos valores estimados se faz necessário para que possam ser interpretados como uma variação percentual.

$$100 \times [e^{\hat{\tau}} - 1] \quad (19)$$

As estimativas foram realizadas com e sem a inserção de controles. Os conjuntos de controles considerados foram todos aqueles possíveis de serem formados pela combinação das seguintes variáveis:

- O Índice de Emprego Formal e suas versões defasadas em até três períodos;
- O IBC-Br;
- As versões defasadas em até três períodos do Índice de Vendas no Varejo (apenas para o modelo no contexto do varejo).

Além disso, foram inseridas *dummies* para controles de *outliers* nas estimações que se dão no contexto do varejo. Portanto, múltiplas especificações foram testadas, possibilitando avaliar a robustez dos resultados.

Especificações com Selic e IPCA foram também estimadas, mas seus resultados são omitidos. Primeiro porque como antecipa Wooldridge (2021), a inserção de variáveis que não variam por unidade, ou não variam no tempo, não são capazes de alterar a estimativa do efeito médio<sup>30</sup>, o que ocorre de fato. Segundo porque na estimação dos efeitos heterogêneos a inserção dessas variáveis tende a produzir distorções como picos e inversões radicais de sinal incompatíveis com o contexto considerado.

---

<sup>30</sup> No caso do Two-Way Fixed Effects (TWFE).

Não obstante o IBC-Br também não ser capaz de alterar a estimativa de efeito médio, esse manteve-se nas especificações pelo fato de que sua inclusão aparenta estar associada a menores intervalos de confiança da variável de interesse.

Sobre as estimações no contexto do varejo, optou-se por retirar o estado do AC da análise, porque essa unidade só dispõe de dados sobre ICMS no varejo a partir de janeiro de 2010.

Quanto as estimativas da variância dos efeitos, estas se deram por meio da realização de 120 simulações placebo (o que de forma alguma altera as estimativas de efeitos).

### 5.1 ICMS

Não obstante as séries de ICMS evoluírem de forma aparentemente previsível, como pode-se inferir por meio da Figura 2, testes de estacionariedade mais rígidos apresentam resultados que vão de encontro a essa percepção (ver Apêndice 1). Em regra, para um número de pequeno de defasagens os testes ainda rejeitam a raiz unitária, algo que muda com a inclusão de mais defasagens.

Apesar de não conclusivos, os resultados de ICMS são apresentados aqui. Dois aspectos sustentam essa exposição: efeitos que são de fácil interpretação e a possibilidade de interpretar o resultado como um indício, e não uma evidência, de que o PROFISCO pode ter tido efeito sobre a arrecadação.

No caso dessa variável foram analisadas 9 especificações. A Tabela 2 apresenta as estimativas de efeito médio para cada uma das especificações.

Tabela 2 - Estimativas de efeito médio para cada uma das especificações

$\hat{\tau}$	$\hat{\sigma}_{\tau}$	$IC_H$	$IC_L$	Controles
0,033**	0,013	0,054	0,013	Índice de Emprego Formal, sem lags.
0,036**	0,016	0,062	0,009	Índice de Emprego Formal & 1 lag.
0,034**	0,014	0,058	0,011	Índice de Emprego Formal & 2 lags.
0,034**	0,014	0,057	0,011	Índice de Emprego Formal & 3 lags.
0,033**	0,013	0,055	0,011	Índice de Emprego Formal, sem lags. IBC-Br
0,036**	0,014	0,058	0,013	Índice de Emprego Formal & 1 lag. IBC-Br

0,034**	0,016	0,061	0,008	Índice de Emprego Formal & 2 lags. IBC-Br
0,034**	0,016	0,061	0,007	Índice de Emprego Formal & 3 lags. IBC-Br
0,018	0,016	0,044	-0,007	-

\*\* Significante a 5%; \* Significante a 10%;

Fonte: feito pelo autor.

Onde:

$IC_H$ : Limite superior do intervalo de confiança a 10%.

$IC_L$ : Limite inferior do intervalo de confiança a 10%.

Em relação ao efeito médio nota-se que as estimativas se concentram em um intervalo que vai de 0,033 a 0,036 (o menor resultado do modelo sem controles é uma exceção a esse padrão), algo que em termos percentuais representaria um aumento da arrecadação entre 3,36% e 3,67%.

No que diz respeito a variância do estimador, tem-se que as estimativas são muito próximas variando de 0,013 a 0,016. De fato, a inserção de IBC-Br só foi capaz de reduzir essa variância em uma situação que por conveniência do acaso, é aquela que apresenta maior efeito médio estimado.

De fato, o único resultado estatisticamente indistinto de zero é o do modelo sem controles, todos os demais resultados são significantes ao nível de 5%.

Nota-se que controlar a evolução do ICMS pelo índice de emprego formal foi importante para que se identificasse melhor os impactos. Já em relação a inserção de defasagens, as implicações nem sempre foram evidentes.

Em relação as estimativas de efeitos heterogêneos no tempo, a Figura 4 apresenta as estimativas para o modelo com o mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (Índice de Emprego Formal com uma defasagem e IBC-Br).

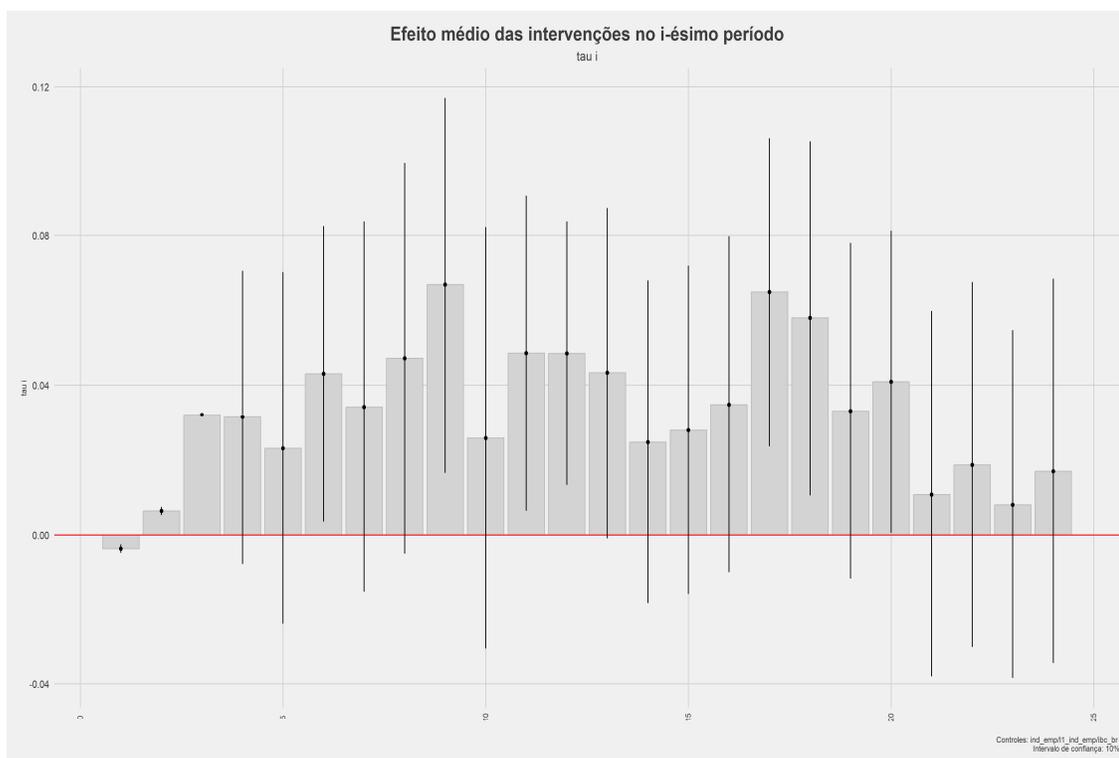


Figura 4 - Estimativas para o modelo com o mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (Índice de Emprego Formal com uma defasagem e IBC-Br)

As barras na Figura 4 representam o impacto médio sobre o ICMS  $i$  períodos depois da intervenção. As estimativas variam entre -0,0036 e 0,0669, o que em termos percentuais é algo entre -0,36% e 6,92%.

Ressalta-se que neste modelo tem-se apenas uma única estimativa negativa, relativa ao primeiro mês após a assinatura do contrato do PROFISCO. Até o nono mês as estimativas de impacto seguem numa crescente, o que seria um período de transição acelerada para os novos patamares de arrecadação.

Do 10º ao 16º período os impactos oscilaram em torno de uma tendencia horizontal, no que foram seguidos por picos nos períodos 17 e 18, onde dá-se início ao período de redução gradual dos impactos. O período final pode ser interpretado como aquele onde a série de ICMS se acomoda em seus novos patamares.

Destaca-se que as estimativas de efeitos heterogêneos são compatíveis com as estimativas de efeito médio. Uma média simples das estimativas da Figura 4 indicaria um efeito médio da casa de 0,033 (ou 3,36%) contra 0,036 (ou 3,67%) da estimativa de efeito médio.



No caso do *spread* no varejo foram estimadas 33 especificações. A Tabela 3 apresenta as estimativas de efeito médio para cada uma delas.

Tabela 3 - Estimativas de efeito médio para especificações de *spread* no varejo

$\hat{\tau}$	$\hat{\sigma}_{\tau}$	$IC_H$	$IC_L$	Controles
-0,047	0,032	0,006	-0,099	Índice de Emprego Formal, sem lags.
-0,047	0,031	0,004	-0,098	Índice de Emprego Formal & 1 lag.
-0,048	0,029	0,000	-0,095	Índice de Emprego Formal & 2 lags.
-0,047	0,032	0,006	-0,100	Índice de Emprego Formal & 3 lags.
-0,047	0,029	0,001	-0,096	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag.
-0,048	0,032	0,005	-0,101	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag.
-0,048	0,033	0,006	-0,102	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag.
-0,048	0,032	0,006	-0,101	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag.
-0,047	0,034	0,009	-0,103	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags.
-0,048*	0,029	-0,001	-0,095	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags.
-0,048	0,032	0,005	-0,101	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags.
-0,047	0,033	0,007	-0,101	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags.
-0,047	0,033	0,007	-0,101	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags.
-0,048	0,030	0,002	-0,097	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags.
-0,048	0,034	0,008	-0,104	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags.
-0,047	0,037	0,014	-0,109	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags.
-0,047	0,030	0,003	-0,096	Índice de Emprego Formal, sem lags. IBC-Br
-0,047	0,035	0,010	-0,104	Índice de Emprego Formal & 1 lag. IBC-Br
-0,048	0,031	0,003	-0,099	Índice de Emprego Formal & 2 lags. IBC-Br
-0,047*	0,028	0,000	-0,094	Índice de Emprego Formal & 3 lags. IBC-Br
-0,047	0,030	0,001	-0,096	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag. IBC-Br
-0,048*	0,028	-0,002	-0,094	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag. IBC-Br
-0,048	0,034	0,008	-0,104	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag. IBC-Br

$\hat{\tau}$	$\hat{\sigma}_{\tau}$	$IC_H$	$IC_L$	Controles
-0,048	0,032	0,004	-0,100	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 1 lag. IBC-Br
-0,047	0,029	0,001	-0,095	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags. IBC-Br
-0,048	0,032	0,005	-0,100	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags. IBC-Br
-0,048	0,034	0,008	-0,104	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags. IBC-Br
-0,047	0,030	0,003	-0,097	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 2 lags. IBC-Br
-0,047	0,036	0,012	-0,106	Índice de Emprego Formal, sem lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags. IBC-Br
-0,048	0,033	0,007	-0,102	Índice de Emprego Formal & 1 lag. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags. IBC-Br
-0,048	0,032	0,004	-0,100	Índice de Emprego Formal & 2 lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags. IBC-Br
-0,047	0,032	0,005	-0,100	Índice de Emprego Formal & 3 lags. Índice de Vendas no Varejo: 3 lags. IBC-Br
-0,039	0,034	0,017	-0,095	-

\*\* Significante a 5%; \* Significante a 10%;

Fonte: feito pelo autor.

Onde:

$IC_H$ : Limite superior do intervalo de confiança a 10%.

$IC_L$ : Limite inferior do intervalo de confiança a 10%.

As estimativas de efeito médio são todas negativas, indicando uma redução do *spread* no varejo com a intervenção. Os valores estimados estão no intervalo que vai de -0,039 a -0,048 (mais uma vez, o menor impacto, em módulo, é o do modelo sem controles).

No entanto, no que diz respeito a significância estatística tem-se que apenas três das 33 especificações apresentam efeitos médios estatisticamente distintos de zero, a um nível de significância de 10%. O que se nota é que há uma grande amplitude das variâncias estimadas, de 0,028 a 0,037. Não por acaso, os três modelos com estimativas significantes são aqueles de menor variância estimada.

As estimativas para as tais três especificações são as seguintes: -0,048 (índice de emprego formal com uma defasagem e duas defasagens do índice de vendas no varejo), -0,047

(índice de emprego formal com três defasagens e IBC-Br) e -0,048 (índice de emprego formal com uma defasagem, uma defasagem do índice de vendas no varejo e IBC-Br).

Para se ter uma noção da dimensão dos impactos apresentados, a Tabela 4 apresenta alguma informação sobre a distribuição dos *spreads* nos períodos anteriores a intervenção, excluído o estado do AC.

Tabela 4 - Distribuição dos *spreads* nos períodos anteriores a intervenção, excluído o Acre (AC)

<b>Mínimo</b>	<b>1° Quartil</b>	<b>Mediana</b>	<b>Média</b>	<b>3° Quartil</b>	<b>Máximo</b>
1,818	5,574	6,094	6,126	6,640	9,676

Fonte: Feito pelo autor.

Considerando a mediana como referência, ter-se-ia que a redução seria de algo entre 0,77% e 0,78%.

A imprecisão das estimativas pode estar associada a uma má especificação do modelo de regressão. Recordar-se então da premissa de “invariância a história”, associada a estimação de efeito médio, que presume que os efeitos da intervenção são indistintos no tempo. Esta, ao que parece, é inadequada para identificar a dinâmica do *spread* no varejo pós-intervenção. O que se vê das estimativas de efeitos heterogêneos no tempo é uma grande variabilidade dos impactos nos períodos que sucedem a intervenção.

A Figura 6 apresenta essas estimativas para o modelo de mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (índice de emprego formal com uma defasagem, uma defasagem do índice de vendas no varejo e IBC-Br).

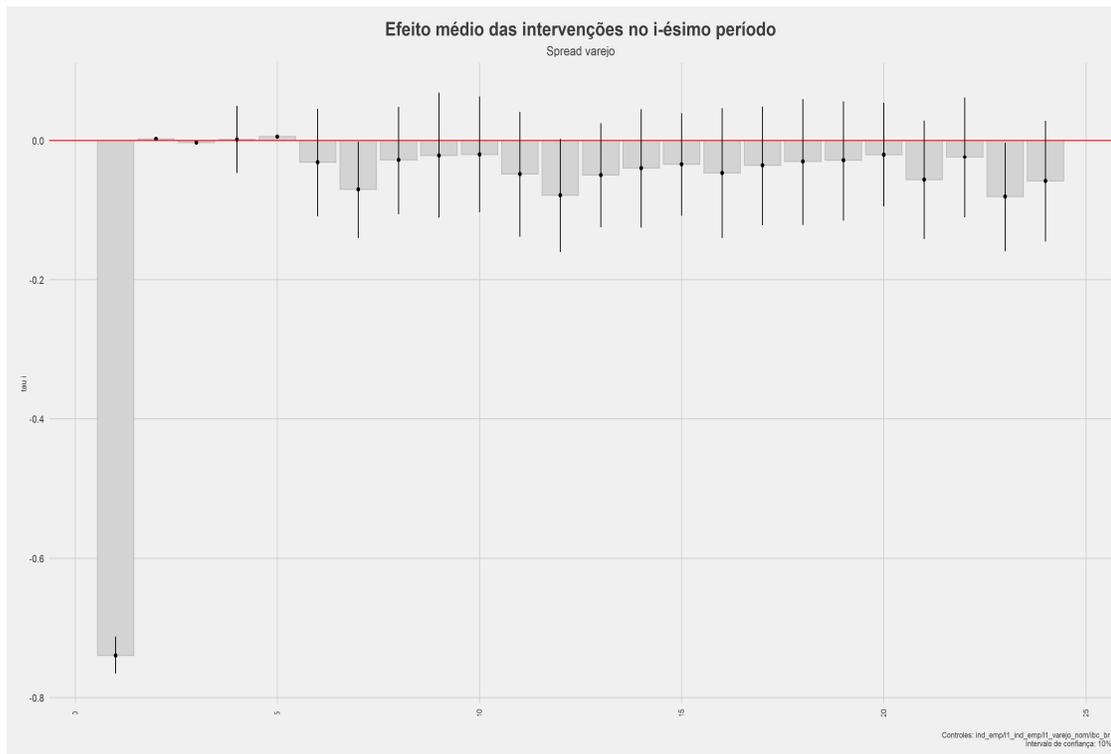


Figura 6 - Estimativas para o modelo de mesmo conjunto de controles daquele de maior efeito médio (índice de emprego formal com uma defasagem, uma defasagem do índice de vendas no varejo e IBC-Br)

As barras verticais da Figura 6 agora representam o impacto médio sobre o *spread* no varejo  $i$  períodos depois da intervenção. As estimativas variam entre -0,7394 e 0,0057. Em comparação com a mediana, a redução observada no primeiro mês representa é de significativos 12,13%.

Grosso modo, as estimativas indicam que as séries<sup>31</sup> passam a dividir maior movimento contemporâneo (curto prazo) logo no primeiro mês depois da intervenção, respondendo quase que de forma imediata ao tratamento. Aliás, o efeito no primeiro mês não só é bem maior em módulo que os demais, como é significativo a 10%.

Quanto aos efeitos nos demais períodos, esses são também negativos, mas menores em módulo e nem sempre são estatisticamente distintos de zero.

Em suma, o que se observa é uma redução abrupta no descompasso das séries logo no primeiro período. No demais períodos, o que se observa é uma estabilidade<sup>32</sup> no novo relacionamento estabelecido para as variáveis.

<sup>31</sup> Logaritmos do ICMS no varejo e do Índice de Vendas no Varejo.

<sup>32</sup> São poucas situações em que os efeitos podem ser distinguidos de zero.

Sobre estes resultados, existe algo de inesperado. Não obstante os sinais serem os previstos, não são claras as razões da redução imediata do descompasso entre as séries. De fato, o que se esperava era uma evolução gradual (assim como se viu no caso do ICMS), com efeitos que evoluíssem junto com a implementação do PROFISCO na unidade.

Uma hipótese é a de que a expectativa de mais fiscalização possa ter levado empresas a anteciparem as mudanças em seus processos a fim de logo se ajustar às mudanças vindouras, levando a uma alteração imediata no *spread*.

De toda forma, tem-se mais uma vez que as estimativas de efeitos heterogêneos são compatíveis com as estimativas de efeito médio. A média simples das estimativas da Figura 6 indicaria um efeito médio da casa de -0,064 contra -0,048 da estimativa de efeito médio propriamente dita.

Mais uma vez, como forma de advogar pela robustez dos resultados, apresenta-se as estimativas dos demais modelos e do modelo de maior efeito médio na Figura 7. Novamente, a massa de resultados segue o padrão do modelo destacado, com um vale no primeiro período, e certa estabilidade nos demais.

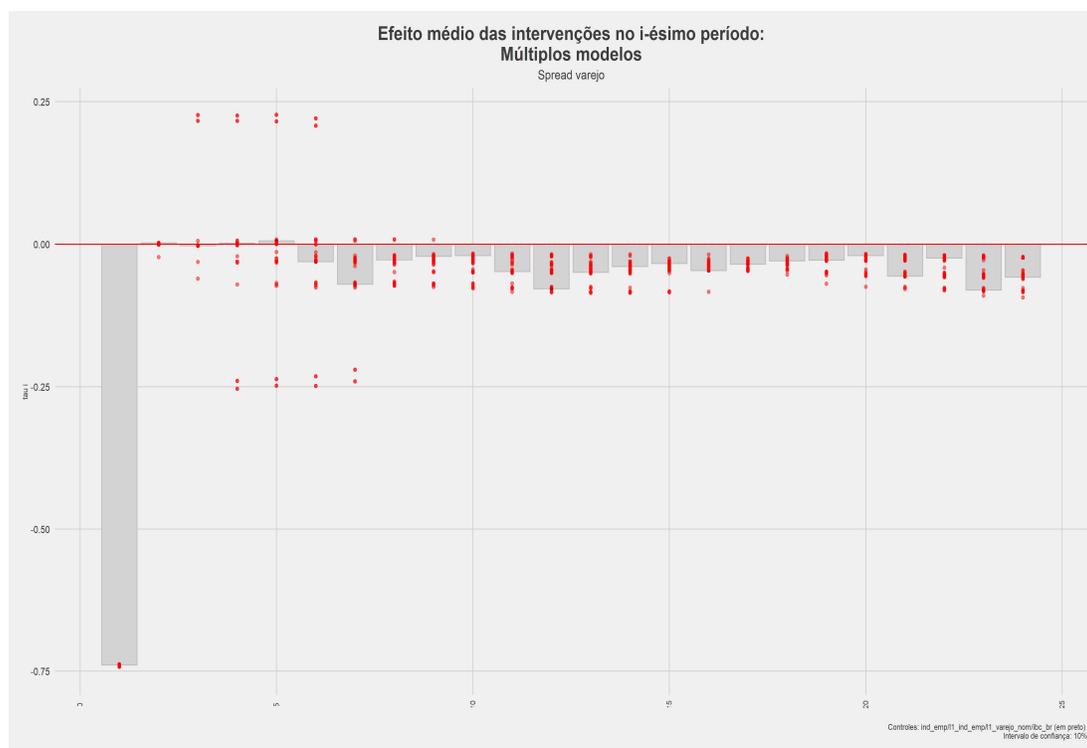


Figura 7 - Estimativas dos demais modelos e do modelo de maior efeito médio

## 6 CONCLUSÃO

Este trabalho investigou o impacto do PROFISCO sobre a arrecadação de ICMS e sobre o *spread*, uma medida do descompasso entre o movimento da arrecadação e da base. Para cálculo do efeito médio, utilizou-se do SDID conforme Arkhangelsky et al. (2021) em sua versão para intervenções escalonadas. Para as estimativas de efeitos heterogêneos no tempo, adaptaram-se as expressões do mesmo método para que este pudesse capturar tais peculiaridades.

Os resultados indicam um aumento médio da arrecadação (nominal) de 3,36% a 3,67%. Quando consideradas as heterogeneidades no tempo, as estimativas de aumento apresentam alguma variabilidade, oscilando entre -0,36% e 6,92%, mas com um padrão de evolução compatível e que pode ser discriminado em três períodos: crescimento, estabilidade e adaptação.

Quanto ao *spread*, os resultados indicam uma redução média entre -0,047 e -0,048, o que representa, respectivamente, 0,77% e 0,78% do valor da mediana da variável. Entretanto, estimativas de aumento que consideram heterogeneidades no tempo se apresentam melhor adaptadas aos dados, vide a significância estatística, e produzem resultados que variam entre -0,7394 e 0,0057. Este mínimo, quando comparado com a mediana, representa uma redução de significativos 12,13% do *spread*.

Em suma, as estimativas de *spread* indicam que as séries<sup>33</sup> passam a dividir maior movimento contemporâneo (curto prazo) logo no primeiro mês depois da intervenção, respondendo quase que de forma imediata ao tratamento.

---

<sup>33</sup> Logaritmos do ICMS no varejo e do Índice de Vendas no Varejo.

## 7 REFERÊNCIAS

- 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*, 105(490), 493–505. <https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510. <http://www.jstor.org/stable/24363579>
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113–132. <https://doi.org/10.1257/000282803321455188>
- Abadie, A., & L'Hour, J. (2021). A Penalized Synthetic Control Estimator for Disaggregated Data. *Journal of the American Statistical Association*, 116(536), 1817–1834. <https://doi.org/10.1080/01621459.2021.1971535>
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*.
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088–4118. <https://doi.org/10.1257/aer.20190159>
- Ashenfelter, O., & Card, D. (1999). Using Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *Review of Economics and Statistics*, 67. <https://doi.org/10.2307/1924810>
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2022). Design-based analysis in Difference-In-Differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, 226(1), 62–79. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.10.012>
- Ben-Michael, E., Feller, A., Rothstein, J., Abadie, A., Bloom, H., Ding, P., Dube, A., Imbens, G., Hirshberg, S., Jacob, B., Miratrix, L., Paglayan, A., Pimentel, S., Toulis, P., & Zipperer, B. (2019). *Synthetic Controls and Weighted Event Studies with Staggered Adoption*. 50p. [https://eml.berkeley.edu/~jrothst/workingpapers/MultiSynth\\_Dec\\_2019.pdf](https://eml.berkeley.edu/~jrothst/workingpapers/MultiSynth_Dec_2019.pdf)
- BCB. Banco Central do Brasil. Sistema Gerenciador de Séries Temporais v2.1 Módulo Público. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em 09 de abril de 2023.
- BID. 2008a. Banco Interamericano de Desenvolvimento. Brasil Proposta de Linha de Crédito Condicional (CCLIP) – Programa de Apoio à Gestão e Integração dos Fiscos No Brasil (PROFISCO). PROFISCO – BR-X1005 Marco de Referência. 2008a. 10p.

Disponível em: <<https://www.pge.rs.gov.br/upload/arquivos/201702/20101114-01-profisco-rop-anexo-i-marco-referencia-br-x1005.pdf>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BID. 2008b. Banco Interamericano de Desenvolvimento. PROFISCO (BR-X1005) REGULAMENTO OPERACIONAL. 2008. 247p. Disponível em: <<https://www.gov.br/fazenda/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/pmimf-oc/arquivos/pmimfregulamentooperacionaldoprogramarop.pdf>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BID. 2017. Banco Interamericano de Desenvolvimento. Linha de Crédito Condicional para Projetos de Investimento (CCLIP) Programa de Modernização da Gestão Fiscal no Brasil PROFISCO II (BR-X1039) Regulamento Operativo do Programa – ROP. 2017. 40p. Disponível em: <<https://www.gov.br/fazenda/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/profisco/ROPPROFISCOII.pdf>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BID. 2023. Banco Interamericano de Desenvolvimento. Detalhes dos Projetos. Disponível em: <<https://www.iadb.org/pt/projects-search?country=&sector=&status=&query=PROFISCO>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BRASIL. 2005. Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ), Ministério da Fazenda. AJUSTE SINIEF 07/05, de 30 de setembro de 2005. Disponível em: <[https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/ajustes/2005/AJ007\\_05](https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/ajustes/2005/AJ007_05)>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BRASIL. 2007. Decreto nº 6.022 de 22 de janeiro de 2007. **Institui o Sistema Público de Escrituração Digital - Sped..** Disponível em: <[https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/decreto/d6022.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/decreto/d6022.htm)>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BRASIL. 2023a. Ministério da Fazenda. Programa de Apoio à Gestão dos Fiscos do Brasil. Disponível em: <<https://www.gov.br/fazenda/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/profisco>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

BRASIL. 2023b. Ambiente de homologação. Nota Fiscal Eletrônica (NF-e). Disponível em: <<https://hom.nfe.fazenda.gov.br/portal/perguntasFrequentes.aspx?tipoConteudo=4figqHYhYho=&AspxAutoDetectCookieSupport=1>>. Acesso em 09 de abril de 2023.

Card, D., & Krueger, A. B. (2000). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*, 90(5), 1397–1420. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1397>Dube, A. & B. Zipperer (2015). Pooling multiple case studies using synthetic controls: An application to minimum wage policies.

Donohue, J. J., A. Aneja, & K. D. Weber (2019). Right-to-carry laws and violent crime: A comprehensive assessment using panel data and a state-level synthetic control analysis. *Journal of Empirical Legal Studies* 16 (2), 198–247.

Doudchenko, N., & Imbens, G. W. (2016). *Balancing, Regression, Difference-In-Differences and Synthetic Control Methods: A Synthesis* (Working Paper Series, Issue 22791). <https://doi.org/10.3386/w22791>

Ellery Junior, R. de G., & Gomes e Silva, Victor. (2019). Avaliação de Impactos do Programa de Apoio a Gestão e Integração dos Fiscos no Brasil (PROFISCO). *Não Publicado*.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Banco de Tabelas Estatísticas (SIDRA) - Pesquisa Mensal de Comércio. Disponível em: <  
<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/8185>> Acesso em 09 de abril de 2023.

Martínez Fritscher, A., mac Dowell, M. C., Ferreira, S. N., & Gazel, R. (2022). *A modernização fiscal dos estados brasileiros e seu impacto arrecadatório e econômico: o caso do Profisco*. <https://doi.org/10.18235/0004247>

Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66, 688–701. <https://doi.org/10.1037/h0037350>

Sant'Anna, P. H. C., & Zhao, J. B. (2018). Doubly Robust Difference-in-Differences Estimators. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3293315>

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A SIMPLE ESTIMATOR OF COINTEGRATING VECTORS IN HIGHER ORDER INTEGRATED SYSTEMS. In *Econometrica* (Vol. 61, Issue 4). [https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Stock\\_Watson\\_Ecta\\_1993.pdf](https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Stock_Watson_Ecta_1993.pdf)

Wooldridge, J. M. (2021). *Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators*. <https://ssrn.com/abstract=3931952>

## ANEXOS

### ANEXO 1: PTA E SUAS CONSEQUÊNCIAS SOBRE O CÁLCULO DO ATT

As notações e especificações utilizadas na exposição de (SANT'ANNA e ZHAO, 2018) são as que seguem (com adaptações):

- Apenas dois períodos (antes e depois,  $t = \{0,1\}$ ) e dois grupos (controle e tratamento).

- $Y_{it}$  variável resposta (resultado) para o indivíduo  $i$  no tempo  $t$ .

- Seja  $D_{it} = 1$  se o indivíduo  $i$  for tratado no tempo  $t$ ; e  $D_{it} = 0$  caso contrário.

Sobre resultados que somos incapazes de verificar, uma notação específica é herdada de Rubin (1974):

Using the potential outcome notation introduced by Rubin (1974), denote  $Y_{it}(0)$  the outcomes of individual  $i$  at time  $t$  if she does not receive treatment by time  $t$ , and  $Y_{it}(1)$  the outcomes for the same individual if she receives treatment. (SANT'ANNA; ZHAO, 2018, p. 6)

Considerando que o ATT é a diferença entre os resultados observados e contrafactuais hipotéticos,

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i1}(1) - Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1]$$

E que pode ser assim reescrita,

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i1}(1) | D_{i1} = 1] - \mathbb{E}[Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1]$$

Tem-se evidente aquele que é o principal desafio na estimação do ATT: o cômputo de  $\mathbb{E}[Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1]$ . Este que, por sua vez, encontra solução por meio da PTA, que agora segue explicita na notação convencionalada:

$$\mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1] = \mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0]$$

Isolando  $\mathbb{E}[Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1]$ ,

$$\mathbb{E}[Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1] - \mathbb{E}[Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1] = \mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0]$$

$$\mathbb{E}[Y_{i1}(0) | D_{i1} = 1] = \mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0] + \mathbb{E}[Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1]$$

Substituindo na expressão do ATT:

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i1}(1) | D_{i1} = 1] - (\mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0] + \mathbb{E}[Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1])$$

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i1}(1) | D_{i1} = 1] - \mathbb{E}[Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1] - \mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0]$$

No que se tem a forma canônica do DID.

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i1}(1) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 1] - \mathbb{E}[Y_{i1}(0) - Y_{i0}(0) | D_{i1} = 0]$$

## ANEXO 2: CÁLCULO DO PARÂMETRO DE REGULARIZAÇÃO ( $\zeta$ )

O primeiro passo para o cômputo do parâmetro de regularização ( $\zeta$ ) é o cálculo das primeiras diferenças ( $\Delta_{it}$ ) para cada uma das unidades.

$$\Delta_{it} = Y_{i(t+1)} - Y_{it}$$

O segundo passo é o cálculo da média ( $\bar{\Delta}$ ) e variância ( $\hat{\sigma}^2$ ) dessas primeiras diferenças, para as unidades de controle nos períodos anteriores ao tratamento.

$$\bar{\Delta} = \frac{1}{n(N_{\infty})n(t < T_1)} \sum_{i \in N_{\infty}} \sum_{t=1}^{T_1-1} \Delta_{it}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(N_{\infty})n(t < T_1)} \sum_{i \in N_{\infty}} \sum_{t=1}^{T_1-1} (\Delta_{it} - \bar{\Delta})^2$$

O parâmetro de regularização ( $\zeta$ ) pode enfim ser calculado pela fórmula:

$$\zeta = [n(N_1)n(t \geq T_1)]^{\frac{1}{4}}$$

## APÊNDICE

### APÊNDICE 1: ESTACIONARIEDADE

Foram consideradas as amostras disponíveis nos períodos que antecedem a intervenção em cada UF (a Tabela do apêndice 3 indica os períodos).

a. ICMS<sup>34</sup>

UF	<i>ADF</i>	$k_{ADF}$	$k_{ADF}^{UR}$	<i>DFGLS</i>	$k_{DFGLS}$	$k_{DFGLS}^{UR}$
AC	-2.191	11	6	-1.079	11	3
AL	-1.56	11	7	-1.802	11	8
AM	0.045	11	1	-0.875	13	1
AP	0.517	10	1	-0.879	13	2
BA	-2.061	11	5	-1.411	11	4
CE	-6.296**	5	10	-6.174**	5	10
DF	-1.183	11	4	-0.424	11	3
ES	-2.528	2	1	-2.518	2	1
GO	-10.062**	0	7	-10.082**	0	7
MA	-1.699	12	7	-1.732	12	7
MG	-5.818**	0	4	-4.628**	0	2
MS	-0.965	11	0	-1.003	11	0
MT	-2.356	13	0	-1.777	13	1
PA	-0.208	11	5	-0.796	11	6
PB	-2.443	13	8	-2.558	13	9
PE	-2.118	12	9	-2.09	11	3
PI	-2.379	11	8	-0.968	11	5
PR	-1.836	11	7	-1.545	11	8
RJ	-3.995**	12	13	-3.488**	12	13
RN	-1.665	13	8	-1.659	13	8
RO	-1.615	13	5	-1.54	13	6
RR	-2.368	14	3	-2.026	14	4
RS	-2.389	13	8	-2.411	13	9
SC	-2.135	11	1	-1.749	11	5
SE	-10.07**	0	9	-2.987**	11	11
SP	-7.335**	0	10	-7.378**	0	13
TO	-2.529	13	5	-1.083	13	3

\*\* Significante a 5%; \* Significante a 10%;

Onde:

***ADF***: Augmented Dickey–Fuller Test.

***DFGLS***: Dickey-Fuller Generalized Least Squares.

$k_{ADF}$ : Número de lags pelo critério de Ng-Perron por ***ADF***.

$k_{DFGLS}$ : Número de lags pelo critério de Ng-Perron por ***DFGLS***.

<sup>34</sup> O logaritmo.

$k_{ADF}^{UR}$ : Máximo número de lags para rejeitar a raiz unitária (RU) a 5%.

$k_{DFGLS}^{UR}$ : Máximo número de lags para rejeitar a raiz unitária (RU) a 5%.

Testes de Fisher de Raiz Unitária do Painel<sup>35</sup> de Dados: log(ICMS)

Estatística		Teste	
		ADF	Perron
$\chi^2$ inversa (54)	$P$	277.2677***	1079.5949***
Normal inversa	$Z$	-11.5913***	-29.1913***
Inversa do logit $t$ (139)	$L^*$	-14.3091***	-57.4739***
$\chi^2$ inversa modificada (54)	$P_m$	21.4839***	98.6879***

Nº painéis = 27  
Nº médio de períodos = 152.48

\*\*\* Significante a 1%;

b. *Spread*: Varejo<sup>36</sup>

UF	ADF	$k_{ADF}$	$k_{ADF}^{UR}$	DFGLS	$k_{DFGLS}$	$k_{DFGLS}^{UR}$
AC	-5.871**	0	2	-5.767**	0	11
AL	-2.852	11	10	-2.221	11	3
AM	-1.106	12	1	-0.937	12	0
AP	-1.396	12	10	-1.763	12	1
BA	-3.091	12	9	-2.318	14	7
CE	-1.739	12	3	-3.102**	12	12
DF	-1.843	13	3	-1.489	13	3
ES	-1.737	11	2	-3.196**	11	11
GO	-2.111	12	3	-1.54	12	1
MA	-1.456	11	3	-1.597	11	2
MG	-2.772	12	10	-1.422	12	1
MS	-1.845	12	10	-0.981	12	2
MT	-2.906	12	10	-2.731*	12	11
PA	-1.454	11	10	-3.962**	11	11
PB	-2.961	13	10	-2.143	13	10
PE	-1.65	13	2	-1.97	13	2
PI	-1.345	11	2	-1.604	11	1
PR	-2.879	12	10	-3.001**	12	13
RJ	-1.649	13	3	-0.649	13	1
RN	-2.06	11	10	-1.478	11	2
RO	0.296	11	3	-2.127	12	2
RR	-2.397	11	3	-1.798	11	4
RS	-9.906**	0	5	-1.965	7	4
SC	-3.336*	9	10	-5.594**	0	1
SE	-2.256	13	3	-2.237	13	5
SP	-0.259	11	3	-1.534	11	3

<sup>35</sup> Testes ADF e Perron com 4 defasagens. H0: Todos os painéis contêm raiz unitária. H1: Pelo menos um painel estacionário.

<sup>36</sup> O logaritmo.

UF	<i>ADF</i>	$k_{ADF}$	$k_{ADF}^{UR}$	<i>DFGLS</i>	$k_{DFGLS}$	$k_{DFGLS}^{UR}$
TO	-1.58	11	3	-1.761	11	3

\*\* Significante a 5%; \* Significante a 10%;

Onde:

*ADF*: Augmented Dickey–Fuller Test.

*DFGLS*: Dickey-Fuller Generalized Least Squares.

$k_{ADF}$ : Número de lags pelo critério de Ng-Perron por *ADF*.

$k_{DFGLS}$ : Número de lags pelo critério de Ng-Perron por *DFGLS*.

$k_{ADF}^{UR}$ : Máximo número de lags para rejeitar a raiz unitária (RU) a 5%.

$k_{DFGLS}^{UR}$ : Máximo número de lags para rejeitar a raiz unitária (RU) a 5%.

Testes de Fisher de Raíz Unitária do Painel de Dados: log(IVV)

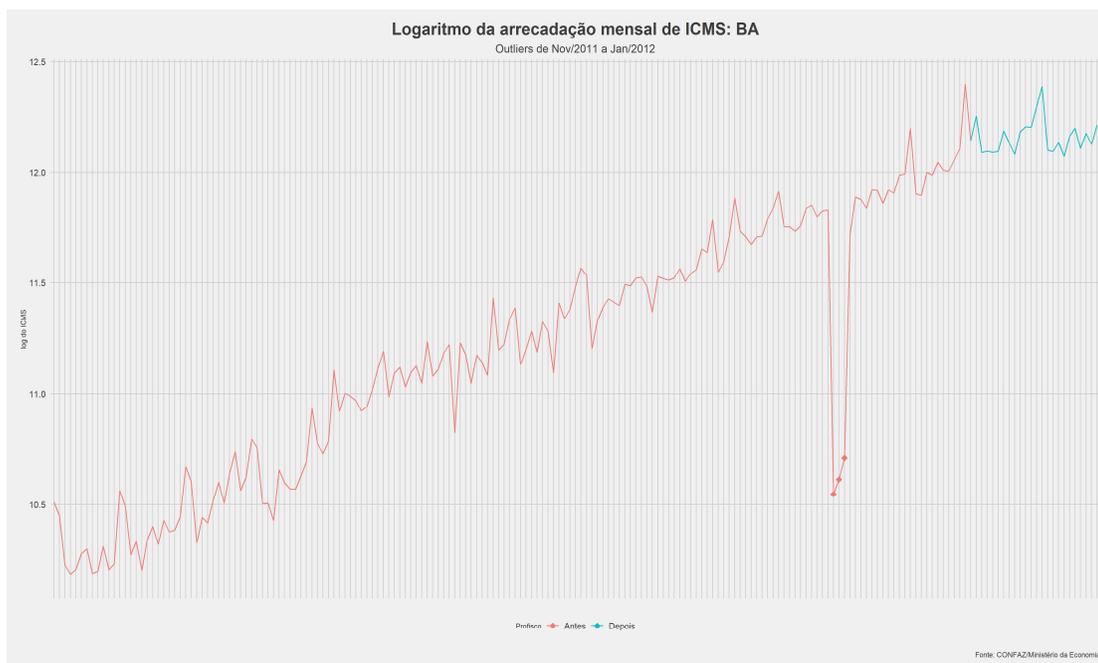
Estatística:		Teste	
		<i>ADF</i>	Perron
$\chi^2$ inversa (54)	<i>P</i>	162.2390***	1680.3516***
Normal inversa	<i>Z</i>	-7.5702***	-38.5815***
Inversa do logit <i>t</i> (139)	<i>L</i> *	-8.1421***	-89.4702***
$\chi^2$ inversa modificada (54)	$P_m$	10.4153***	156.4958***
N° painéis = 27			
N° períodos = 124.30			

\*\*\* Significante a 1%;

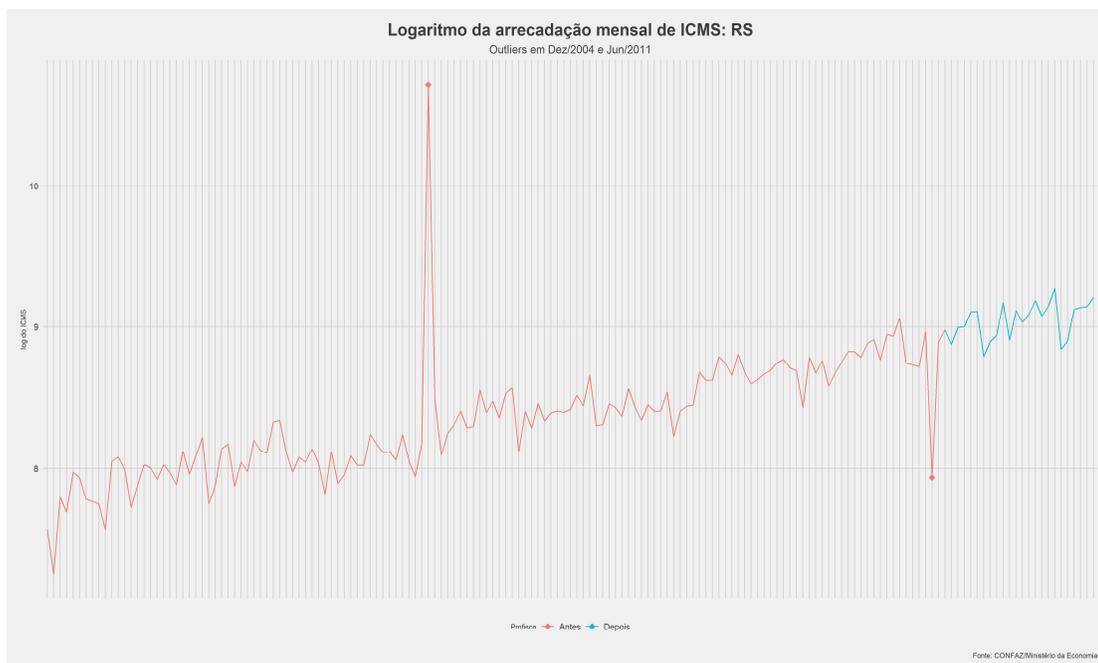
## APÊNDICE 2: DADOS ABERRANTES (*OUTLIERS*)

Existem *outliers* nas seguintes UFs: BA, RS, SP, RJ e PE. No entanto, só duas unidades apresentam *outliers* dentro do período de análise.

Bahia:



Rio Grande do Sul:



Os demais casos são os seguintes: SP em dez/2012, RJ em Set/2016 e PE em Dez/2014.

### APÊNDICE 3: ESTIMAÇÃO DO DYNAMIC OLS – DOLS

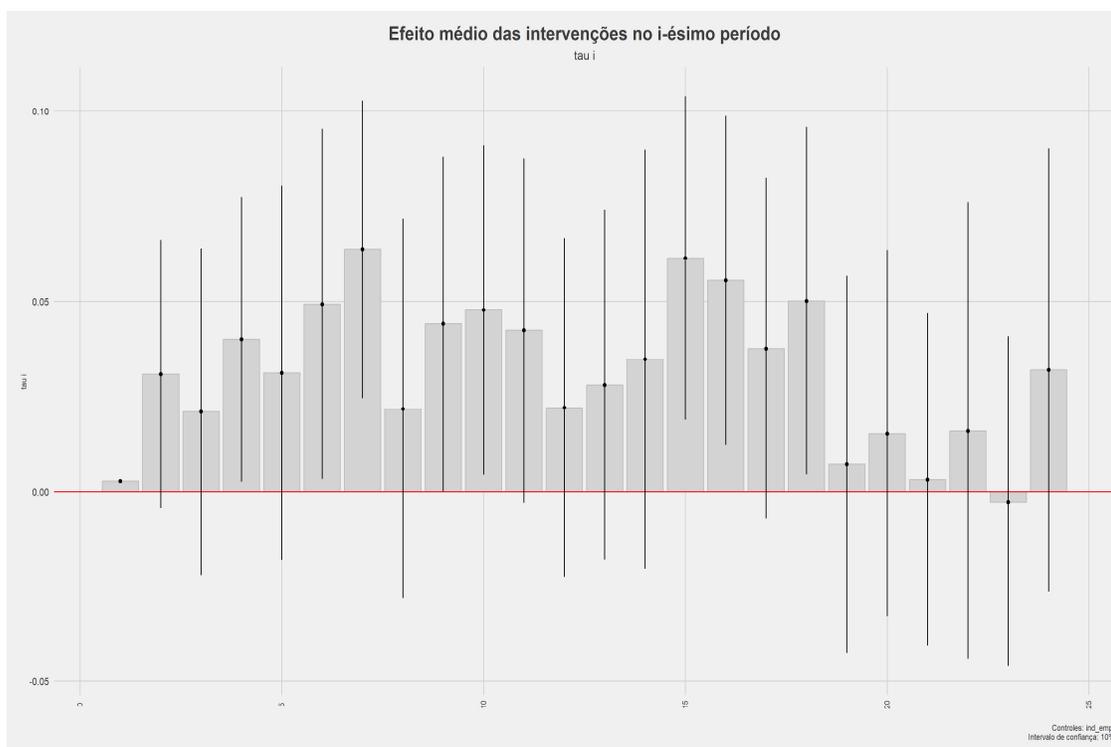
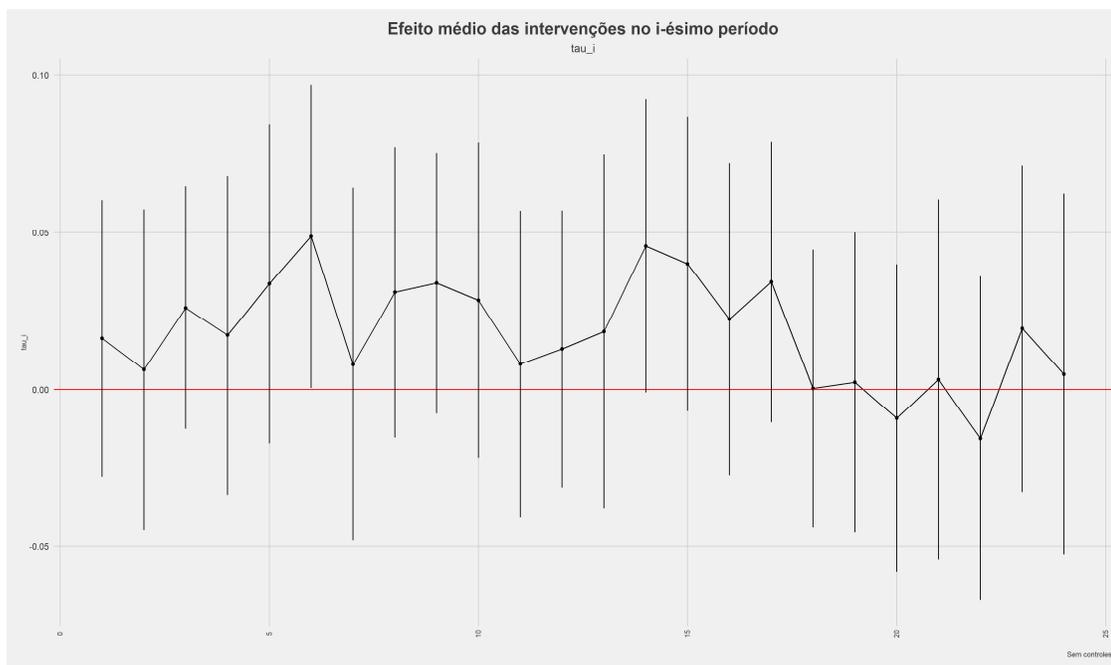
O DOLS foi estimado separadamente para cada UF, assumindo-se  $Y_t = \ln ICMS_t$  e  $X_t = \ln IVV_t$  para realização das estimativas do coeficiente de cointegração. Foram consideradas cinco defasagens, cinco antecipações e além dos controles mensais. Estimou-se o Erro-padrão Newey-West com 6 defasagens.

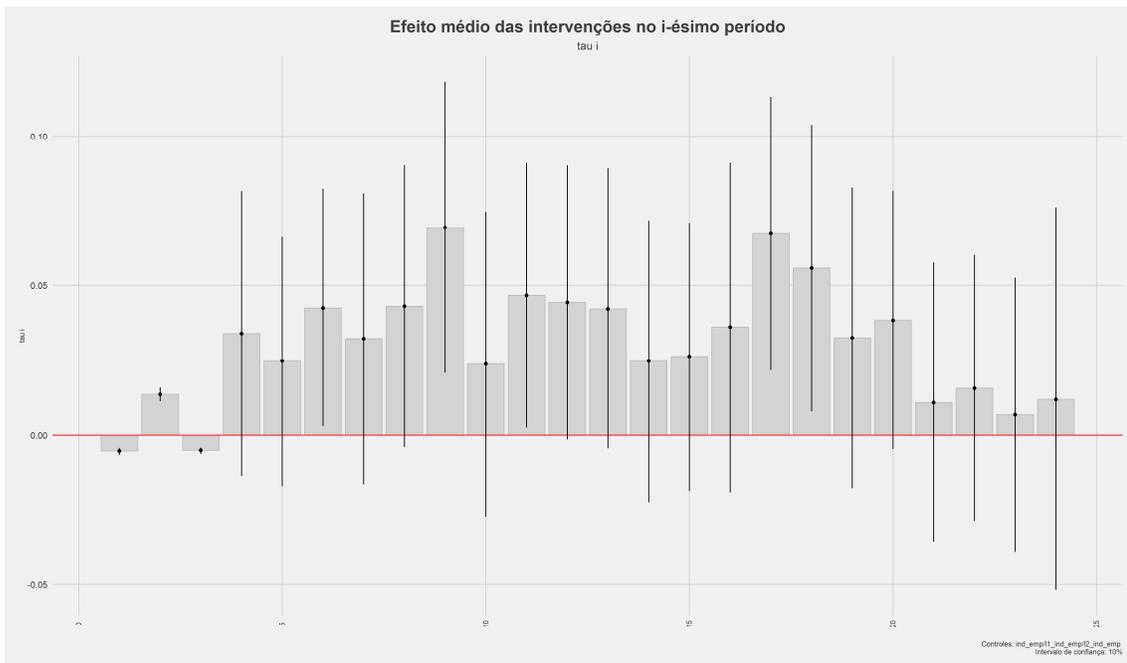
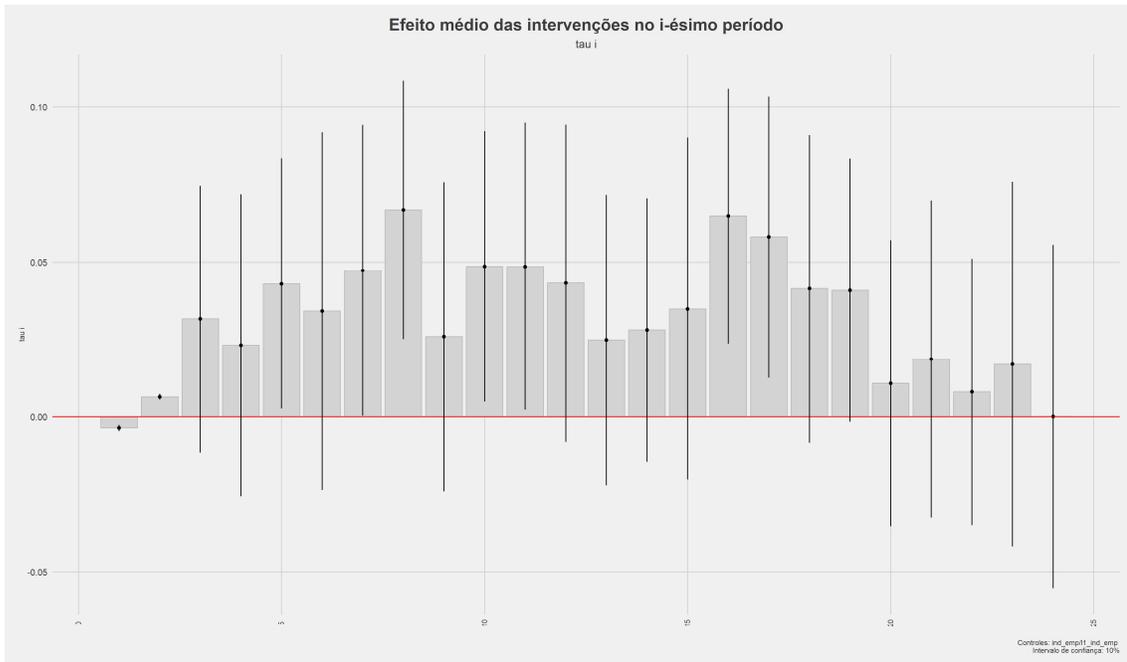
Foram consideradas as amostras disponíveis nos períodos que antecedem a intervenção em cada UF. A Tabela abaixo apresenta, para cada estado, as estimativas do coeficiente de cointegração e do erro padrão, bem como os períodos das amostras que foram consideradas.

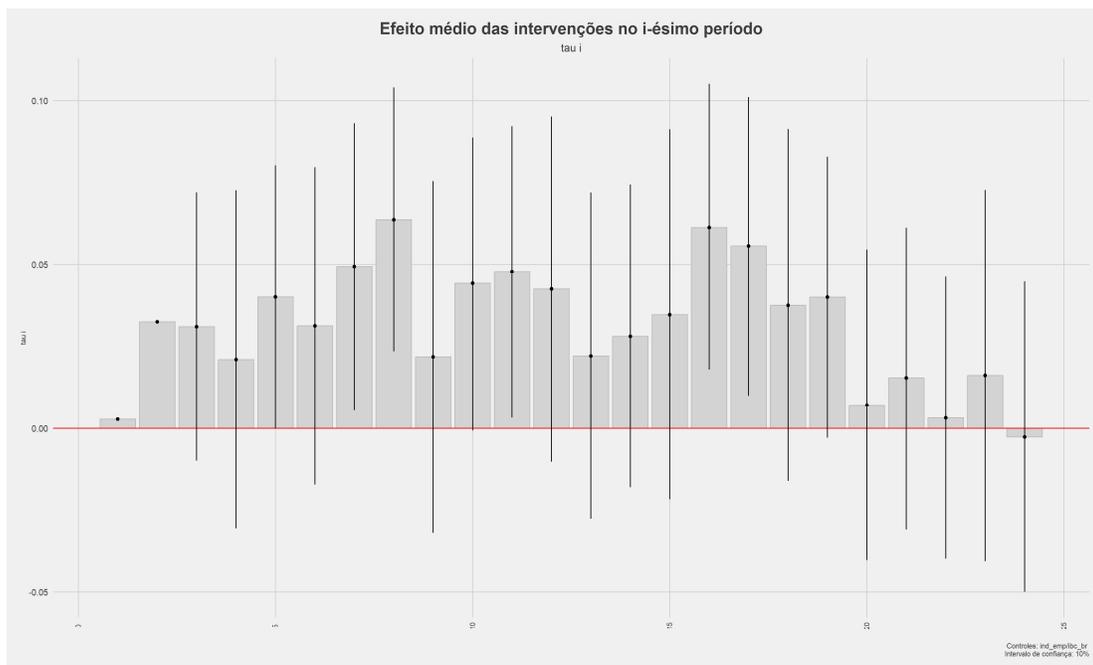
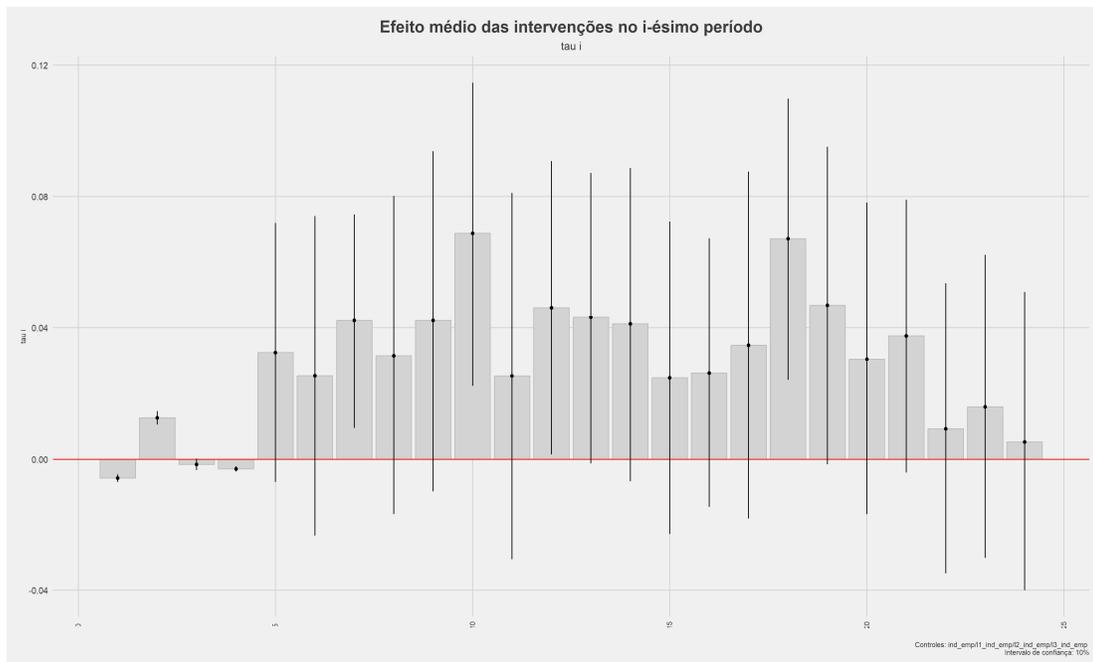
ID	$\hat{\delta}_i$	$\hat{\sigma}_i$	Início	Fim
AC	1,13	0,24	2010-01	<b>2016-12</b>
AL	1,10	0,02	2000-01	2013-12
AM	1,39	0,12	2007-01	<b>2016-12</b>
AP	1,44	0,04	2007-01	<b>2016-12</b>
BA	1,21	0,09	2000-01	2013-12
CE	1,13	0,05	2000-01	2009-05
DF	1,05	0,05	2000-01	2016-02
ES	1,17	0,26	2005-01	2010-11
GO	1,28	0,04	2000-01	2013-08
MA	0,85	0,03	2000-01	2010-09
MG	1,45	0,08	2000-01	2010-02
MS	1,18	0,03	2000-01	2010-10
MT	0,97	0,03	2000-01	2012-12
PA	1,28	0,06	2003-01	2009-09
PB	1,06	0,04	2000-01	2012-05
PE	0,51	0,16	2000-01	2010-07
PI	1,41	0,14	2005-01	2010-10
PR	1,27	0,05	2004-01	2014-08
RJ	1,22	0,09	2000-01	2010-05
RN	1,10	0,02	2000-01	2013-04
RO	1,43	0,07	2000-01	2012-05
RR	1,14	0,05	2007-01	<b>2016-12</b>
RS	0,78	0,06	2000-01	2011-08
SC	1,38	0,07	2006-01	2010-09
SE	1,12	0,05	2002-01	2013-08
SP	1,31	0,10	2000-01	2010-09
TO	0,76	0,02	2007-01	2012-10

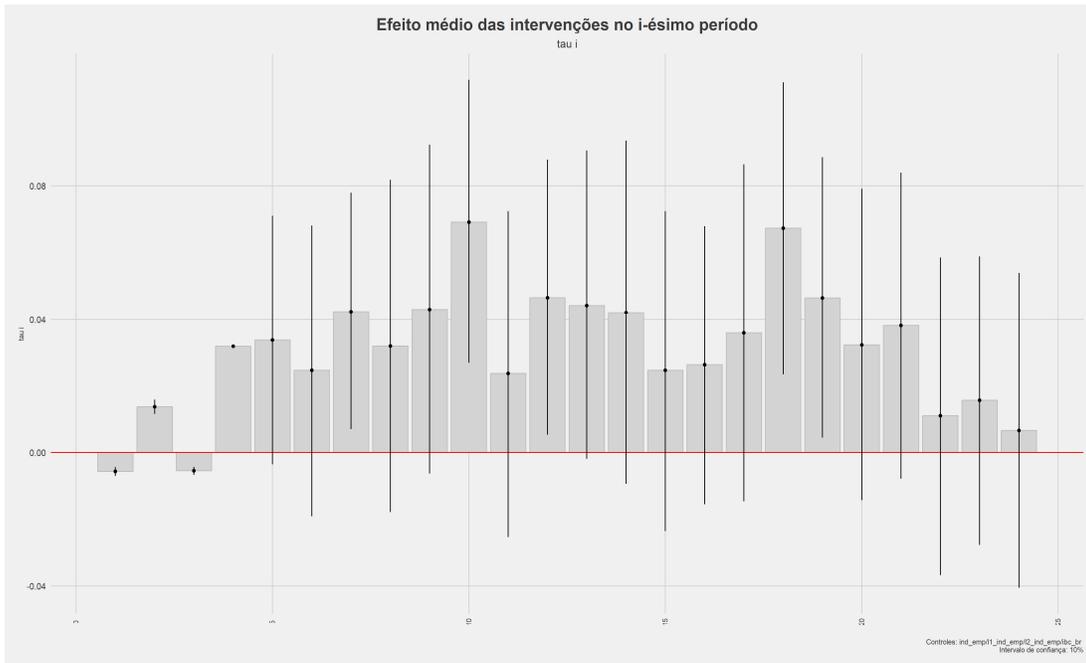
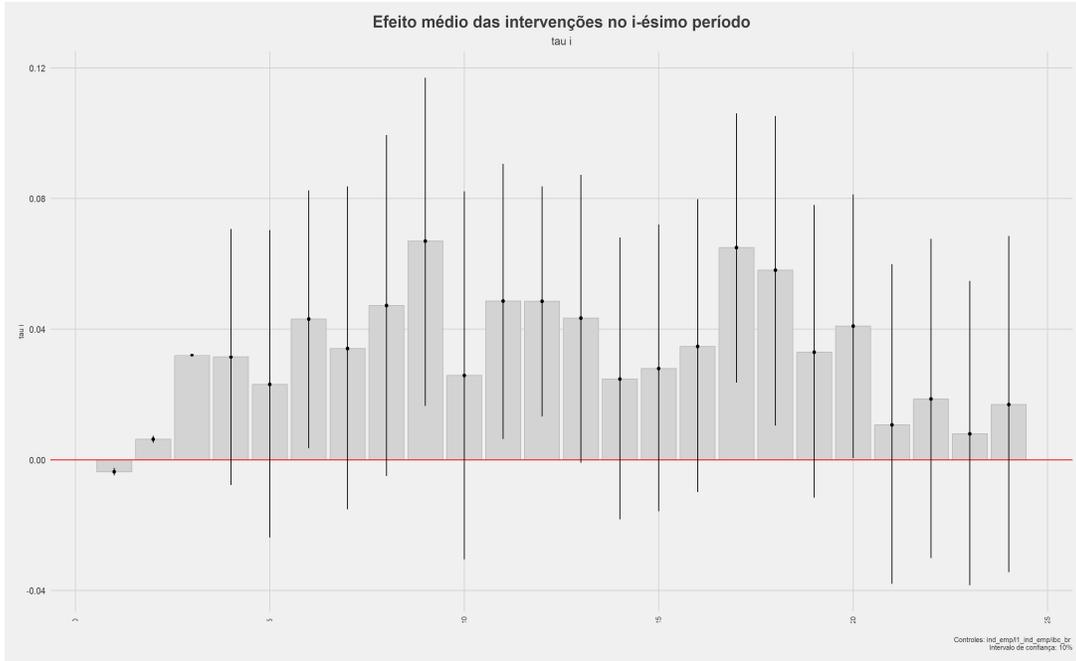
## APÊNDICE 4: DEMAIS ESTIMAÇÕES DE EFEITOS HETEROGÊNEOS

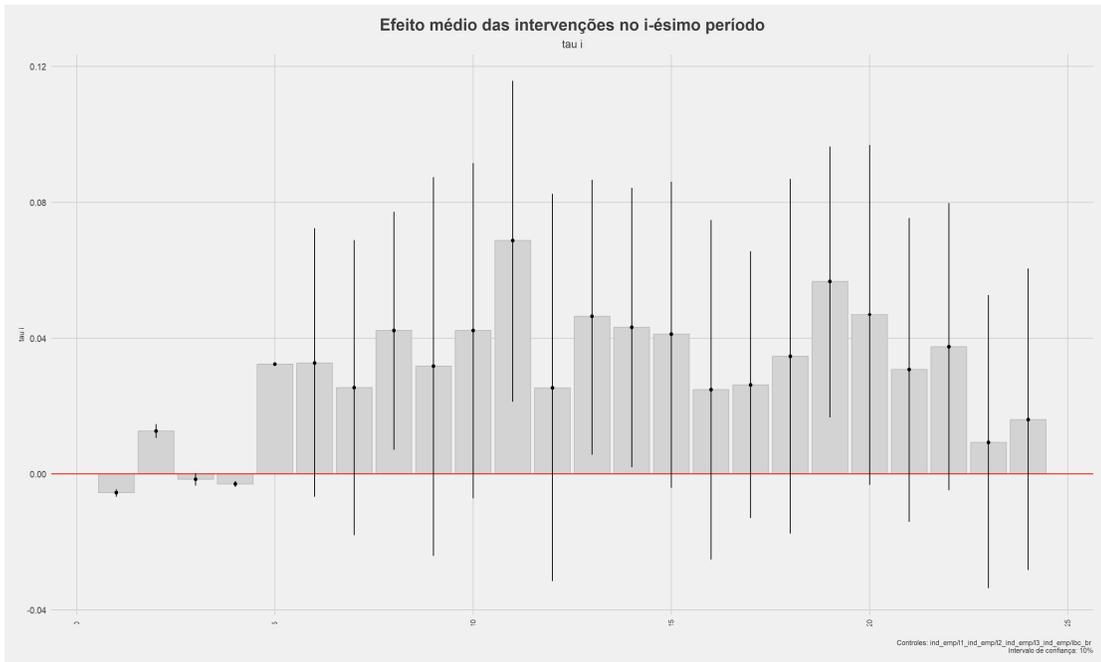
### ICMS











### **Spread: Varejo**

