

FUCAPE PESQUISA E ENSINO S/A – FUCAPE ES

ANTONIO LUIZ ALVES DE OLIVEIRA JÚNIOR

**REPERCURSSÃO ECONÔMICA DE ICMS SOBRE PRODUTOS DA CESTA
BÁSICA NO ESTADO DO PIAUÍ**

**VITÓRIA
2024**

ANTONIO LUIZ ALVES DE OLIVEIRA JÚNIOR

**REPERCUSSÃO ECONÔMICA DE ICMS SOBRE PRODUTOS DA CESTA
BÁSICA NO ESTADO DO PIAUÍ**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis e Administração, da Fucape Pesquisa e Ensino S/A, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis e Administração – Nível Profissionalizante.

Orientador: Prof. Dr. Rogério Dias Correia.

**VITÓRIA
2024**

ANTONIO LUIZ ALVES DE OLIVEIRA JÚNIOR

**REPERCUSSÃO ECONÔMICA DE ICMS SOBRE PRODUTOS DA CESTA
BÁSICA NO ESTADO DO PIAUÍ**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis e Administração da Fucape Pesquisa e Ensino S/A, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis e Administração – Nível Profissionalizante.

Aprovado em 29 de novembro de 2024

BANCA EXAMINADORA

**Profº Dr. Rogério Dias Correia
Fucape Pesquisa e Ensino S/A**

**Profº Dr. Felipe Storch Damasceno
Fucape Pesquisa e Ensino S/A**

**Profº Msc. Raphael Maleque Felicio
Fucape Pesquisa e Ensino S/A**

AGRADECIMENTOS

À minha esposa Keila, pelo amor, companheirismo e compreensão. Aos meus pais, Antonio Luiz e Marysette, pelo amor, dedicação e incentivo durante toda minha trajetória acadêmica. Às minhas irmãs, Patrícia e Ravena e a todos os meus familiares, que constituem minha base de apoio nesta e em outras caminhadas.

Aos colegas e professores da FUCAPE Pesquisa e Ensino S/A pelos ensinamentos e convivência, em especial ao professor Rogério Dias Correia e a professora Karen Rangel, pelos conhecimentos compartilhados, orientação e disponibilidade durante a elaboração da dissertação.

Aos colegas de trabalho da SEFAZ/PI e SEFAZ/MA, pelo incentivo, orientação e auxílio no acesso às bases de dados utilizadas na pesquisa.

RESUMO

Este estudo teve como objetivo avaliar o repasse da redução de ICMS sobre sete produtos da cesta básica no Estado do Piauí, buscando determinar o quanto da alteração tributária foi refletida nos preços para consumidor final. Para tanto, foram analisadas as médias ponderadas mensais de preços extraídos de notas fiscais eletrônicas fornecidas pelas Secretarias de Fazenda dos Estados do Piauí e Maranhão, abrangendo o período de julho de 2022 a maio de 2023. Os dados foram organizados em painel e foram aplicados modelos de diferenças em diferenças considerando três grupos de controle distintos. Em todos os cenários analisados, os resultados mostraram repasses parciais, que variaram entre 6,36% e 71,13%, a depender do produto e da simulação considerada, indicando eficácia parcial da política pública implementada.

Palavras-chave: repercussão econômica dos tributos; incidência tributária; ICMS; cesta básica.

ABSTRACT

The aim of this study was to evaluate the transfer of the ICMS reduction on seven products of the basic food basket in the state of Piauí, seeking to determine how much the tax change was reflected in prices for the final consumer. To this end, the monthly weighted averages of prices extracted from electronic invoices provided by the Finance Departments of the states of Piauí and Maranhão were analyzed, covering the period from July 2022 to May 2023. The data was organized as a panel and difference-in-differences models were applied, considering three different control groups. In all the scenarios analyzed, the results showed partial transfers ranging from 6.36% to 71.13%, depending on the product and simulation considered, indicating partial effectiveness of the public policy implemented.

Keywords: pass-through; tax incidence; ICMS; basic food basket.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - <i>Boxplot</i> das médias de preços por grupo - GTIN 7898215152354.....	32
Figura 2 - <i>Boxplot</i> das médias de preços por grupo - GTIN 7893500020318.....	32
Figura 3 - <i>Boxplot</i> das médias de preços por grupo - GTIN 7896110100050.....	33
Figura 4 - Média de preços por grupo no tempo: modelo I.....	38
Figura 5 - Média de preços por grupo e produto no tempo: modelo I	39
Figura 6 - Média de preços por grupo no tempo: modelo II.....	45
Figura 7 - Média de preços por grupo e produto no tempo: modelo II.....	46
Figura 8 - Média de preços por grupo no tempo: modelo III	50
Figura 9 - Média de preços por grupo e produto no tempo: modelo III.....	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resumo dos estudos empíricos	24
Tabela 2 – Resumo da pesquisa por NCM e descrição	28
Tabela 3 – Resumo da descrição das variáveis	34
Tabela 4 – Resumo das variáveis-controles específicas c3	35
Tabela 5 - Média ponderada e desvio padrão dos preços por produto e período: modelo I.....	40
Tabela 6 - Resultados das estimativas da equação 1 : modelo I.....	41
Tabela 7 - Resultados das estimativas da equação 1 por produto: modelo I	43
Tabela 8 – Média ponderada e desvio padrão dos preços por produto e período: modelo II	44
Tabela 9 – Resultados das estimativas da equação 1 por produto: modelo II	48
Tabela 10 – Média ponderada e desvio padrão dos preços por produto e período: modelo III	49
Tabela 11 - Resultados das estimativas da equação 2: modelo III.....	52
Tabela 12 – Resultados das estimativas da equação 2 por produto: modelo III	53

LISTA DE SIGLAS

ANP – Agência Nacional de Petróleo

CEPEA-Esalq – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento

COFINS – Contribuição para Financiamento da Seguridade Social

CONFAZ – Conselho Nacional de Política Fazendária

ICMS – Imposto sobre Operações relativa à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação.

GTIN – *Global Trade Item Number*

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPI – Imposto sobre Produtos Industrializados

IVA – Imposto sobre Valor Adicionado

PIS – Programa de Integração Social

PMPF – Preço Médio Ponderado à Consumidor Final

POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares

RICMS/PI – Regulamento do ICMS do Estado do Piauí

SEFAZ/PI – Secretaria de Fazenda do Estado do Piauí

SINAPI – Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2. REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1 FUNÇÕES DA TRIBUTAÇÃO	14
2.2 TRIBUTAÇÃO DA CESTA BÁSICA NO BRASIL E A LEI COMPLEMENTAR 269/2022	16
2.3 FATORES DETERMINANTES NA REPERCUSSÃO ECONÔMICA DOS TRIBUTOS	18
2.4 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE O TEMA	20
3. METODOLOGIA	27
3.1 BASE DE DADOS	27
3.2 TRATAMENTO DE DADOS	30
3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	33
4. ANÁLISE DE DADOS E ESTIMAÇÃO DO MODELO	38
4.1 ANÁLISE DE DADOS	38
4.2 RESULTADOS DA REGRESSÃO	41
4.3 TESTES DE ROBUSTEZ	44
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
REFERENCIAS	58

Capítulo 1

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, discute-se a redução ou isenção de tributos sobre alimentos como uma política importante para beneficiar o consumo das famílias de baixa renda, especialmente em países com altos índices de desigualdade (Politi & Matos, 2011). A lógica por trás do argumento é simples: menos impostos sobre alimentos levariam a preços mais baixos e maior consumo pela população, aliviando a pobreza e conferindo maior segurança alimentar (Revoredo-Giha et al., 2020).

Nesta perspectiva, o Estado do Piauí, por meio da Lei Complementar 269, de 8 de dezembro de 2022, reduziu a alíquota de ICMS sobre produtos da cesta básica de 12% para 7%, sob a justificativa de aliviar a carga tributária das famílias de baixa renda. No entanto, os efeitos dessa mudança dependem da repercussão nos preços ao consumidor, uma vez que, se os preços não caírem com a redução de impostos, não há razão para mudanças no comportamento de compra (Marion & Mühlegger, 2011; Harju et al., 2022).

Alguns autores apontam que a redução da tributação sobre o consumo de alimentos é ineficiente, porque o repasse nos preços para consumidor não é integral, porque é algo conferido de forma global, incluindo a população de alta renda e porque adiciona complexidade ao sistema, tornando-o ainda mais regressivo (De la Feria & Walpole, 2020; Shiraishi, 2022; Amaglobeli et al., 2022).

A suposição usual de que os impostos repercutem integralmente nos preços aos consumidores (Poterba, 1996; Gaarder, 2019; Lyssiotou & Savva, 2020) foi bastante questionada nos últimos anos. A literatura sobre o tema, concentrada em

países desenvolvidos, tem dificuldades na obtenção de dados para estudo (Pereda & Garcia, 2020) e encontra resultados divergentes, que dependem, dentre outros fatores, do tipo de bem analisado, da estrutura de mercado e das elasticidades preço-demanda e preço-oferta (Politi & Matos, 2011; Lyssiotou & Savva, 2020).

Em geral, podem ser encontrados repasses integrais, em que toda a alteração tributária é repassada no preço para consumidor final (Poterba, 1996; De Cicca et al., 2010; Gaarder, 2019; Lyssiotou & Savva, 2020), sub-repasses, ou seja, repasses proporcionalmente menores (Politi & Matos, 2011; Kosonen, 2015; Fuest et al.) e repasses proporcionalmente maiores (Kenkel, 2005; Hindriks & Serse, 2019). Há também a constatação de assimetria nos repasses, em que as reduções de tributos são menos repassadas que aumentos (Carbonnier, 2006; Politi & Matos, 2011; Benzarti et al., 2018; Gaarder, 2019).

No Brasil, há escassez de estudos sobre o tema. Politi e Matos (2011), estudaram o repasse de ICMS sobre produtos na cesta básica nos preços para consumidor final partindo de um modelo simplificado de Besley e Rosen (1999), onde foi constatado que não houve repercussão integral das alterações tributárias nos preços.

Nesse sentido, o objetivo deste estudo foi analisar o impacto da redução do ICMS sobre mercadorias da cesta básica no Estado do Piauí, considerando a diminuição da carga tributária implementada no final de 2022 e questionando, especificamente, o quanto dessa redução foi efetivamente repassada ao consumidor final.

Para verificação do impacto da redução no preço dos produtos, foram analisados dados em painel extraídos de notas fiscais eletrônicas emitidas no período

de julho de 2022 e maio de 2023, fornecidas pelas Secretarias de Fazenda dos Estados do Piauí e Maranhão.

De vigência imediata, a redução provocou naturalmente a criação de um grupo de operações que tiveram a alíquota alterada, que são as operações internas *b2c* (*business to consumer*) no Estado do Piauí e grupos de operações que não tiveram a alíquota alterada. A estimativa do repasse foi concebida por meio de modelos econométricos *diff-in-diff* (diferenças em diferenças) com a utilização de três grupos de controle diferentes, como forma de garantir robustez aos achados.

Comparou-se, portanto, a variação de preços de um grupo de tratamento com a variação de preços de cada um dos grupos de controle, testando a hipótese de que houve repasse parcial da redução dos impostos ao consumidor. Os resultados, em todos os cenários analisados, confirmam a hipótese e indicam repasses parciais da redução, em consonância com Politi e Matos (2011), que variaram entre 6,36% e 71,13% a depender do produto e do grupo de controle utilizado.

O estudo fornece evidência acerca do repasse na redução de ICMS sobre a cesta básica no Piauí, que pode auxiliar os gestores e formuladores de políticas a entenderem os mecanismos de incidência econômica dos tributos, a elaborar políticas fiscais mais alinhadas com os objetivos socioeconômicos almejados e avaliar os resultados dessas políticas públicas ao longo do tempo.

Há evidência de que programas de transferência de renda (Araújo & Paes, 2019) e de devolução personalizada de impostos, popularmente conhecido como *cashback* (Tonetto et al., 2023), por exemplo, são mais efetivos do que a desoneração ou redução de tributos sobre a cesta básica, garantindo maior justiça social e tributária.

Nesse sentido, a pesquisa contribui para o debate atual acerca da reforma tributária sobre o consumo no Brasil, recentemente aprovada por meio da Emenda Constitucional 132/2023, que estabeleceu alíquota zero para produtos da cesta básica e tem sido discutida e regulamentada via Lei Complementar.

A introdução de dinâmica para avaliar os efeitos da tributação da economia e a estratégia empírica utilizada também são contribuições desse estudo, incluindo o cálculo de médias ponderadas de preços coletados a partir de códigos de barras nas notas fiscais eletrônicas, visando diminuir os erros gerados nas coletas de preços.

Além dessa introdução, o capítulo 2 fornece o referencial teórico sobre as funções da tributação, fatores determinantes na repercussão econômica dos tributos, estudos empíricos sobre o tema e a tributação da cesta básica no Brasil. Em seguida, o capítulo 3 descreve a metodologia, base de dados e tratamento de dados. O capítulo 4 aborda a análise de dados e os resultados da estimação do modelo, bem como os testes de robustez realizados, que repercutem nas considerações finais do capítulo 5. Finalmente, constam no projeto as referências utilizadas para o estudo.

Capítulo 2

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 FUNÇÕES DA TRIBUTAÇÃO

Para além da função arrecadatória, a tributação sobre o consumo pode desempenhar papel importante na alocação de recursos e redistribuição de riquezas. Nesse sentido, ganham ênfase políticas fiscais que visam redução de desigualdades e indução de comportamentos sobre as falhas de mercado (Schoueri, 2022).

Em relação à função alocativa, a tributação pode estimular ou desestimular comportamentos: Na saúde pública, tributos mais altos sobre bebidas alcóolicas podem significar a diminuição do consumo de álcool e, conseqüentemente, das mortes por acidente e por cirrose (Kenkel, 2005; Young et al., 2022), assim como impostos mais altos sobre refrigerantes (Campos-Vasquez & Medina-Cortina, 2019) e outras bebidas açucaradas (Berardi et al., 2016; Pereda & Garcia, 2020) podem impactar no controle da obesidade.

À título exemplificativo, um estudo recente conduzido na Nova Zelândia evidenciou que o aumento de 50% no imposto sobre o álcool pode significar milhares de horas de vida a mais na população, bem como a redução na desigualdade considerando a saúde da população (Chambers et al., 2024).

Questão semelhante se dá com a tributação sobre cigarros. Tanto por questões arrecadatórias como para diminuir o consumo de cigarros, os países cada vez mais adotam tributos altos sobre essa classe de produtos nocivos à saúde da população (Chaloupka & Warner, 2000).

Já em relação à política climática, fala-se em tributar mais combustíveis para reduzir a poluição atmosférica (Marion & Mühlegger, 2011; Harju et al., 2022). Sun et al. (2022), por exemplo, constataram que o aumento da tributação sobre o diesel na China reduziu o consumo anual em 1,64%, bem como as emissões de carbono em 0,096%.

Na área econômica, são comuns as reduções de impostos sobre o consumo durante crises buscando minimizar os choques econômicos e estimular a demanda por bens, o que aconteceu, por exemplo, em vários países europeus após a pandemia da Covid-19 (Fuest et al., 2021).

Em reação à escalada de preços dos combustíveis ocorrida principalmente por conta da invasão Russa na Ucrânia, muitos países como Alemanha, França, Espanha, Suécia, Portugal, dentre outros, propuseram a redução temporária de impostos sobre combustíveis como forma de conter o aumento desenfreado nos preços, fato que gerou um debate público sobre a extensão do repasse dessa redução ao consumidor final (Dovern et al., 2023).

Há também repercussão sob o aspecto distributivo. Busca-se, por exemplo, combater a pobreza e minimizar os riscos de segurança alimentar (Revoredo-Giha et al., 2020) por meio da isenção ou redução da carga tributária sobre alimentos, os quais constituem uma parcela significativa do consumo das famílias mais pobres (Politi & Matos, 2011).

Gaarder (2019) defende que a redução do IVA sobre alimentos diminui a desigualdade no bem-estar do consumidor, primeiro porque a população mais pobre utiliza mais recursos para aquisição dos alimentos e porque as famílias adaptam seus padrões de despesa em consonância com as variações nos preços, contribuindo para o efeito redutor da disparidade. No mesmo sentido, uma redução no imposto sobre

absorventes também poderia representar uma importante política distributiva de gênero. (Frey & Haucap, 2023).

O fato é que o alcance desses objetivos está intimamente ligado à forma como a tributação impacta o consumidor, uma vez que, se os impostos não refletirem nos preços ao consumidor, não há justificativa para alterações no padrão de consumo. (Marion & Mühlegger, 2011; Harju et al., 2022). Na Europa, parte da controvérsia em propostas para alargar a base do IVA diz respeito a quem, de fato, irá suportar o fardo do imposto (Gaarder, 2019).

Amaglobeli et al. (2022) desaconselham a redução de impostos sobre alimentos e energia com vistas a baixar preços, uma vez que a alteração tributária beneficia a toda a população, incluindo os mais ricos, ao passo que representa renúncia de receita. No Brasil, estudos recentes comprovaram que programas de transferência de renda como o Bolsa-família (Araújo e Paes, 2019) e de devolução personalizada de impostos (Tonetto et al., 2023) são mais eficientes no quesito redistribuição de renda do que a simples redução ou isenção de tributos.

2.2 TRIBUTAÇÃO DA CESTA BÁSICA NO BRASIL E A LEI COMPLEMENTAR 269/2022

A distribuição dos tributos na Federação brasileira entre União, Estados e Municípios remonta aos normativos previstos na Constituição Federal de 1988. O sistema tributário é composto por uma grande variedade de tributos e obrigações acessórias, caracterizado pela alta complexidade advinda de exceções, subsídios e distorções (Pereda & Garcia, 2020).

A maioria dos produtos da cesta básica está isenta de tributos federais como IPI, PIS/PASEP e COFINS desde a promulgação da Lei 12.839/2013, diferentemente

do que ocorre em relação ao ICMS, tributo estadual mais representativo dos Estados (CONFAZ, 2022). ICMS é a abreviação para Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação.

Trata-se de um tributo estadual que incide sobre operações com mercadorias e serviços, quando há transferência jurídica de um determinado bem e que tem natureza regressiva, ou seja, a carga tributária é proporcionalmente maior para famílias de baixa renda (Tonetto et al., 2023).

O ICMS compõe sua própria base de cálculo, conforme preceitua o art. 13, § 1º, inciso I da Lei Complementar nº 87 de 1996 e incide em toda a cadeia de produção, tanto em operações interestaduais como em operações internas, permitindo aos contribuintes a apropriação do crédito pelo imposto recolhido em etapas anteriores, o que se assemelha a um imposto sobre valor adicionado. Tal não-cumulatividade, entretanto, não é plena, podendo gerar distorções de carga tributária (Politi & Matos, 2011).

De base ampla, o ICMS incide sobre os produtos da cesta básica, instituída pela lei federal nº 399 de 1938, com o objetivo de garantir uma dieta balanceada com 'quantidades mínimas de proteínas, calorias, ferro, cálcio e fósforo'. Porém, desde julho de 1992, um acordo tributário federal estabeleceu que cada Estado definisse sua própria cesta básica e reduzisse as alíquotas de ICMS para esses itens, o que acabou contribuindo para aumentar a complexidade existente no sistema tributário brasileiro (Politi & Matos, 2011).

Dessa forma, hoje fazem parte da cesta básica, dentre outros: areia, telha e tijolo no Ceará (Lei 12.670/1996); vassoura, escova dental e rapadura em Goiás

(Decreto nº 4.852, 1997) e caderno, caneta esferográfica, lápis e borracha no Acre (Decreto nº 2.716, 2015).

No caso do Piauí, a Lei Complementar nº 269, de 08 de dezembro de 2022 alterou a Lei nº 4.257 de 06 de janeiro de 1989, reduzindo de 12% para 7% a carga tributária de ICMS sobre alimentos como arroz, café, feijão, farinha de mandioca, fava, gado, aves, ovos, óleos vegetais, leite, sal, hortaliças, dentre outros. Como se tratou de uma redução de tributos, a regra teve vigência imediata.

Frisa-se que no intervalo de período da pesquisa não houve nenhuma mudança na base de cálculo dos produtos listados ou em qualquer elemento material do tributo que pudessem alterar o preço de venda a consumidor final que não a alíquota do produto.

2.3 FATORES DETERMINANTES NA REPERCURSSÃO ECONÔMICA DOS TRIBUTOS

Do ponto de vista econômico, a incidência tributária ou carga tributária mede o impacto do tributo sobre o bem-estar econômico, ou seja, o peso do imposto, que pode recair tanto sobre consumidores quanto produtores (Revoredo-Giha et al., 2020), e depende, dentre outros fatores, da estrutura de mercado e das elasticidades preço da demanda e da oferta (Politi & Matos, 2011).

O preço de equilíbrio de um determinado bem, de acordo com a teoria clássica, pode ser encontrado a partir da intersecção das curvas da demanda e da oferta de um determinado produto, em que a quantidade ofertada é igual à quantidade demandada (Mankiw, 2019). Sob concorrência perfeita, a introdução de um tributo desloca a curva da oferta verticalmente para cima, provocando um novo preço de equilíbrio (Russell & Walbeek, 2016).

Nesse caso, tanto os consumidores quanto os produtores tomam o preço como dado e consomem a quantidade que aumenta o bem-estar e o repasse é determinado pela elasticidade da demanda e da oferta (Weyl & Fabinger, 2013; Bernal, 2018). O ator com respostas menos elásticas assumirá a maior parte da mudança de preço trazida pelos impostos (Lyssiotou & Savva, 2020; Harju et al., 2022).

A elasticidade preço da demanda mede a variação da demanda por um bem a partir da variação do preço (Mankiw, 2019). A demanda é dita inelástica quando a quantidade consumida pouco responde a mudanças nos preços (Mankiw, 2019). O mesmo raciocínio pode ser utilizado para definir a elasticidade preço da oferta.

No monopólio, a instituição de um imposto aumentará o preço para o consumidor final a depender da elasticidade preço da demanda (Lyssiotou & Savva, 2020) e da curva de custo marginal (Bernal, 2018). É plenamente possível que o repasse nesses casos seja mais do que proporcional, aumentando o lucro do Monopólio. (Bernal, 2018).

A maioria das estruturas de mercado se situam entre a concorrência perfeita e o monopólio, com predominância pelo oligopólio (Anderson *et al.*, 2001). Entre os dois extremos, as demais estruturas de mercado se sujeitam a outros fatores que podem afetar o repasse como diferenciação de produtos, estratégia das indústrias, competitividade do mercado (Weyl & Fabinger, 2013), comportamento do consumidor (De Cicca et al., 2010), tamanho das empresas (Harju et al., 2018) e regulação do setor (Bellon & Copestake, 2021).

Um oligopolista, por exemplo, pode tomar sua decisão de alterar ou não o preço com base na expectativa que ele tem sobre a tomada de decisão de seus concorrentes, com vistas a manter seu *market share* (Lyssiotou & Savva, 2020). O fato é que o problema da repercussão passa a ser empírico (Politi & Matos, 2011) e o

repassa pode ser 0, entre 0 e 1, integral (1) é até mesmo acima de 1, em que o preço de venda aumenta proporcionalmente mais do que o aumento do imposto (Carbonnier, 2006).

No Brasil, o setor de supermercados pode ser caracterizado como um “oligopólio de franjas”, onde existe uma concentração do mercado em grandes redes que competem entre si via preços e pequena diferenciação de produtos, aliado a uma grande quantidade de pequenas e médias empresas. (Monterio et al., 2008).

Nesse sentido, todos esses fatores devem ser levados em conta pelos governos ao planejar alterações tributárias em impostos sobre consumo. Num cenário em que o governo busca diminuir impostos para estimular consumo ou reduzir desigualdades, deve-se fazê-lo em relação à mercados mais competitivos (Bellon & Copestake, 2021).

2.4 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE O TEMA

Vários estudos empíricos investigaram o nível de repasse ou repercussão de instituições, aumentos, reduções e isenções de impostos sobre o consumo, analisando seu impacto nos preços para o consumidor final, abrangendo uma variedade de categorias de produtos, setores, localidades e diferentes contextos de mercado, como se expõe a seguir.

Young e Bielińska-Kwapisz (2002) constataram repasse mais do que proporcional dos impostos no preço de bebidas alcólicas em várias cidades americanas, resultado também obtido por Kenkel (2005) e Hindriks e Serse (2019), bem como Russel e Walbeek (2016) na África do Sul. Em contrapartida, Ardalan e Kessing (2019) evidenciaram um repasse de cerca de 70% da carga tributária no

mercado de cervejas, destacando-se a heterogeneidade em relação ao tipo de bebida e à localização, que reflete em condições diferentes de concorrência.

No setor de combustíveis, Doyle e Samphantharak (2008) verificaram a variação nos preços de gasolina para consumidor final em Indiana e Illinois a partir de alterações no “*sales tax*”. Em média, 70% das reduções são repassadas ao consumidor, enquanto um percentual entre 80% e 100% dos aumentos são repassados. Por sua vez, Marion e Mühlegger (2011) constataram, na média, repasse integral tanto para gasolina quanto para o Diesel.

Harju et al. (2022) utilizaram *diff-in-diff* para estimar o repasse do aumento de imposto sobre o diesel na reforma tributária da Finlândia ocorrida em 2012, observando que cada euro de imposto no diesel provocou um aumento de 80 centavos de euro no preço final ao consumidor. Além disso, nas regiões geográficas urbanas ou de renda mais alta, o repasse nos preços ao consumidor foi menor do que nas regiões rurais e de renda mais baixa.

Dovern et al. (2023) e Schmerer e Hansen (2023) observaram que a redução temporária de impostos sobre combustíveis entre janeiro de 2020 e setembro de 2022 na Alemanha resultou em um repasse integral para a gasolina e parcial para o diesel, enquanto Drolsbach et al. (2023) ampliaram a análise para a França e a Itália, onde constataram que as reduções tributárias sobre combustíveis foram totalmente repassadas, com um repasse mais alto para a gasolina em comparação ao diesel.

Em relação aos cigarros, De Cicca et al. (2010) identificaram um repasse integral do imposto, observando que o comportamento do consumidor também influencia o preço final, uma vez que consumidores que pesquisam mais preços enfrentam taxas de imposto mais baixas. Kim e Lee (2023) descobriram que fatores

étnicos podem afetar o repasse, com consumidores negros recebendo repasses menores para cigarros mentolados.

Na seara das bebidas açucaradas, Campos-Vasquez e Medina-Cortina (2019) investigaram a implementação de um imposto sobre refrigerantes e outras bebidas no México e encontraram que apenas 38% do aumento foi repassado aos consumidores. No Brasil, Pereda e Garcia (2020) observaram que o repasse variava entre 15% e 124%, dependendo do tipo de bebida açucarada e do tamanho das empresas. Em contraste, Berardi et al. (2016) constataram um repasse integral para refrigerantes e um repasse menor para outras bebidas na França.

Poterba (1996) constatou um repasse integral para roupas e itens de higiene pessoal, enquanto Frey e Haucap (2023) verificaram um repasse integral e/ou excessivo da redução de IVA para itens de higiene menstrual na Alemanha, resultado atribuído à demanda inelástica dos produtos, mercados competitivos e à atenção da mídia ao caso.

No setor de serviços, Kosonen (2015) analisou a redução de IVA sobre o setor de cabeleireiros na Finlândia e concluiu que apenas metade da redução foi repassada para o consumidor final, bem como não houve alteração na quantidade de equilíbrio após a reforma, indicando que as empresas e os consumidores dividiram igualmente os benefícios da redução dos impostos. Carbonnier (2007) pesquisou o efeito das reduções de impostos nos preços dos serviços de reparação de imóveis e venda de veículos novos após reformas tributárias ocorridas na França. Os resultados apontam que o consumidor arca com 77% da carga tributária no setor de reparação de imóveis e 52% da carga tributária no setor de venda de veículos novos, onde há menor competição.

Hindriks e Serse (2022) analisaram mudanças na alíquota de IVA no competitivo mercado de eletricidade Belga em 2014 e constatou repercussão integral nos preços tanto no aumento quanto na diminuição das taxas, concluindo que aumentos de impostos podem ser eficazes na redução do consumo de energia.

No ramo alimentício, Gardeer (2018) encontrou que a redução de IVA sobre os alimentos, em média, foi totalmente transferida para o consumidor na Noruega, o que implica que os produtores não arcam com a carga tributária. Além disso, salientou que a resposta aos preços pode ser assimétrica em relação à alteração do imposto, havendo repasse maior aos preços para aumentos de impostos do que para diminuição de impostos, como também evidenciaram Benzarti et al. (2019).

Na mesma direção, Lyssiotou e Savva (2020) exploraram a introdução de um IVA de 5% sobre alimentos essenciais como leite, café, iogurte, queijo, macarrão e açúcar no Chipre, onde foi constatado repasse integral para o consumidor final dentro de um mês após as alterações. Em alguns produtos, o imposto foi repassado excessivamente.

Diferentemente, Ván e Oláh (2018), Revoredo-Giha et al. (2020), Nipers et al. (2019) encontraram repasses parciais a depender do produto estudado. Na mesma linha, Politi e Matos (2011) analisaram aumentos e reduções de impostos sobre a cesta básica e constataram que o mercado da cesta básica no Brasil não é perfeitamente competitivo e/ou apresenta custos marginais crescentes, na medida em que evidenciaram que os repasses não foram integrais. Além disso, também constataram a assimetria existente sobre os efeitos de aumentar e reduzir alíquotas.

Fuest et al. (2021) investigaram uma redução temporária de impostos no setor de supermercados e observaram um ajuste assimétrico nos preços: enquanto o repasse da redução foi significativo, o retorno ao nível anterior de impostos ocorreu

de forma menos acentuada. O estudo destacou que o repasse é maior em mercados mais competitivos. Shiraishi (2022), ao analisar o comportamento de vendas em supermercados e drogarias no Japão, encontrou que o repasse pode variar, sendo menor ou excessivo, dependendo do tipo de bem. Kroft et al. (2023) e Fedoseeva e Droogenbroeck (2024) confirmaram um repasse quase integral no setor.

Besley e Rosen (1999) conduziram uma análise sobre a influência dos impostos sobre vendas, empregando informações de preços de *commodities* nos Estados Unidos. Eles descobriram um repasse total em várias categorias de produtos e um repasse excessivo em mais de metade dos itens examinados, devido à concorrência imperfeita no setor varejista.

Finalmente, Benedek et al. (2019) constataram repasses assimétricos analisando dezenas de bens de consumo em várias reformas na União Europeia, com destaque para uma média de 30% de repasse nas reduções de alíquotas, fazendo o alerta que o tipo de bem (durável ou não) também afeta o grau de repasse.

Abaixo, segue tabela 1 com resumo de alguns dos estudos empíricos apontados acima, relacionando o autor, o setor ou produto objeto de estudo, o local de realização e os resultados encontrados, em que 1 indica repasse integral e entre 0 e 1 e acima de 1 indicam, respectivamente, repasse parcial e repasse mais do que proporcional:

Tabela 1 - Resumo dos estudos empíricos

Autor	Setor/produto	Local	Resultado
Gaarder (2018)	Alimentos	Noruega	1
Lyssiotou e Savva (2019)	Cesta básica	Chipre	1
Politi e Matos (2011) *	Cesta básica	Brasil	Entre 0 e 1

Nipers <i>et al.</i> (2019)	Alimentos	Letônia	Entre 0 e 1
Ván e Oláh (2018)	Alimentos	Hungria	Entre 0 e 1; 1
Fuest <i>et al.</i> (2020)	Supermercados	Alemanha	Entre 0 e 1
Shiraishi (2022)	Supermercados e drogarias	Japão	Entre 0 e 1; Acima de 1
Revoredo-Giha <i>et al.</i> (2020)	Leite	Malawi	Entre 0 e 1
Hindriks e Serse (2022)	Eletricidade	Bélgica	1
Hindriks e Serse (2019)	Bebidas alcoólicas	Bélgica	Acima de 1
Kenkel(2005)	Bebidas alcoólicas	Alaska	Acima de 1
Russel e Walbeek (2016)	Bebidas alcoólicas	Africa do Sul	Entre 0 e 1
Ardalan e Kessing (2019)	Cerveja	União Européia	Abaixo de 1
Campos-Vázquez e Medina-Cortina (2019)	Refrigerantes e outras bebidas	México	Entre 0 e 1
Pereda e Garcia (2020)	Refrigerantes e outras bebidas	Brasil	Entre 0 e 1; Acima de 1
Berardi <i>et al.</i> (2016)	Refrigerantes e outras bebidas	França	1; Entre 0 e 1
Kosonen (2015)	Cabeleireiros	Finlândia	Entre 0 e 1
Jongen <i>et al.</i> (2017)	Cabeleireiros	Holanda	Entre 0 e 1
DeCicca <i>et al.</i> (2010)	Cigarros	EUA	1
Kim e Lee (2023)	Cigarros	EUA	Entre 0 e 1
Buettner <i>et al.</i> (2020)	Eletrodomésticos	União Européia	1
Harju <i>et al.</i> (2022)	Diesel	Finlândia	Entre 0 e 1
Doyle e Samphantharak (2006)	Gasolina	EUA	Entre 0 e 1
Marion e Muehlegger (2010)	Gasolina e Diesel	EUA	1
Dovern <i>et al.</i> (2023)	Gasolina e Diesel	Alemanha	1; entre 0 e 1
Schmerer e Hansen (2023)	Gasolina e Diesel	Alemanha	1
Drolsbach <i>et al.</i> (2023)	Gasolina e Diesel	União Européia	1; Acima de 1
Bernal (2018)	Livros	União Europeia	0
Frey e Haucap (2022)	Produtos de higiene menstrual	Alemanha	1; Acima de 1
Poterba (1996)	Roupas e itens de higiene	EUA	1
Carbonnier (2007)	Serviços de reparação de imóveis e veículos	França	Entre 0 e 1

Fonte: Elaborada pelo Autor (2024)

Nesse sentido, considerando as expectativas trazidas pelos estudos apontados anteriormente, a presente pesquisa testou a seguinte hipótese H1:

H1: A redução da carga tributária de ICMS sobre produtos da cesta básica (arroz, feijão, café, óleo de soja, leite, sal e margarina) foi parcialmente repassada aos preços praticados ao consumidor final.

Capítulo 3

3. METODOLOGIA

3.1 BASE DE DADOS

O projeto adotou pesquisa descritiva e quantitativa, utilizando dados secundários em painel obtidos nos repositórios de NFCe – Nota Fiscal do Consumidor Eletrônica e NFe – Nota Fiscal Eletrônica – das Secretarias de Fazenda do Estado do Piauí (SEFAZ/PI) e Maranhão (SEFAZ/MA), cuja autorização para coleta e uso dos dados se deu por meio do processo SEI nº 00009.021218/2023-12.

A NFe e a NFCe, instituídas respectivamente pelos ajustes SINIEF 07/05 (de 5 de outubro de 2005) e 19/16 (de 9 de dezembro de 2016) no âmbito do Comitê Nacional de Política Fazendária (CONFAZ), são documentos exclusivamente digitais que formalizam operações e prestações sujeitas ao ICMS entre contribuintes e consumidores finais.

O grupo de tratamento incluiu as seguintes categorias de produtos afetados pela redução de ICMS: arroz, feijão, leite, óleo vegetal, café, sal e margarina. Tal escolha se deu porque, segundo dados da pesquisa de orçamentos familiares – POF – realizada pelo IBGE em 2017-2018, os alimentos acima estão entre os mais consumidos com mais frequência por brasileiros.

Visando mitigar eventual viés na seleção da amostra e minimizar os erros advindos na coleta de dados (Lyssiotou & Savva, 2020), optou-se por utilizar uma estratégia mista na identificação dos produtos: em primeiro lugar, a consulta inicial partiu do NCM (Nomenclatura comum do Mercosul) da mercadoria, campo de preenchimento obrigatório nos documentos fiscais eletrônicos.

Além disso, optou-se por incluir uma busca textual com caracteres típicos das mercadorias, por exemplo, para a pesquisa do produto “arroz”, a descrição da mercadoria incluiu os vocábulos “arr”, conferindo maior segurança na identificação do produto e evitando que produtos emitidos com o NCM errado entrassem na base. Em alguns casos, também foi necessária a exclusão de termos, como é o caso do vocábulo “cond” e “cre” na pesquisa de “leite”, para excluir o leite condensado e o creme de leite da amostra, que não estão incluídos na cesta básica, como explica a tabela 2:

Tabela 2 - Resumo da pesquisa por NCM e descrição

Produto	NCM	Descrição incluída	Descrição excluída
Arroz	1006*	arr*	-
Café	09012* ou 09011* ou 09019*	café*	caps*
Feijão	20055100 ou 07133*	feij*	-
Leite	0401* OU 0402*	leit*	cre* ou cond*
Margarina	1517*	mar*	-
Óleo vegetal	1507* ou 1512* ou 1515*	ol*	man*
Sal	25010011 ou 25010020	sal*	chur*

Notas: A descrição excluída buscou retirar produtos não incluídos na cesta básica e que foram preenchidos de forma incorreta na nota fiscal, por exemplo, café em cápsula, creme de leite, leite condensado, manteiga e sal de churrasco; O asterisco após o número do NCM indica que a pesquisa poderia retornar quaisquer outros números que viessem posteriormente.

Fonte: Elaborada pelo Autor (2024).

Com base na consulta, foram selecionados os 30 códigos de barras mais vendidos de cada produto, formando uma amostra significativa. O GTIN/EAN (*Global Trade Item Number*), que individualiza os produtos com base em marca,

características físicas e embalagem (Berardi et al., 2016), foi utilizado para minimizar erros na coleta. A análise focou em operações realizadas por empresas com CNAEs de comércio varejista de alimentos (4711301, 4711302, 4712100 e 4729699), excluindo atacadistas e empresas do Simples Nacional devido a regimes tributários diferenciados.

Em relação ao período, ressalta-se que a maioria dos estudos detecta que o repasse acontece num curto prazo após a reforma. Politi e Matos (2011) encontrou repasse dentro de 4 meses, Young e Bielińska-Kwapisz (2002) em 3 meses, Carbonnier (2007) em 2 meses e outros estudos evidenciaram que o repasse ocorreu dentro do mesmo mês ou no mês seguinte à reforma (Alm et al., 2009; Marion & Muehlegger, 2011), por isso, delimitou-se a pesquisa no período de julho de 2022 a maio de 2023, 5 meses antes e 5 meses depois da reforma.

Para validar os resultados, testou-se a hipótese principal comparando o grupo de tratamento com três grupos de controle: modelo I - operações idênticas no estado do Maranhão, em abordagem similar à Hindriks e Serse (2019) e Dovert et. al (2023); modelo II - operações interestaduais de entrada no Piauí em transações b2b (*business-to-business*), similar à Hindriks e Serse (2022) e; modelo III - operações de venda ao consumidor final de uma cesta de alimentos cuja carga tributária permaneceu inalterada, em estratégia semelhante à Berardi et al., (2016), Lyssiotou e Savva (2020) e Harju et al. (2022).

Os dados foram enriquecidos com variáveis de controle, como custos de material e mão de obra (SINAPI/IBGE), preços do diesel S-10 (ANP), para simular o custo do frete e índices de preços ao consumidor (IBGE) visando controlar a sazonalidade.

Especificamente em relação ao terceiro grupo de controle, optou-se por agrupar os preços das cestas em médias semanais visando aumentar o número de observações, bem como restringir o período para 13 semanas antes e 13 semanas depois da reforma de dezembro de 2022, visto que houve nova alteração tributária em março de 2023. Os produtos selecionados para esta abordagem foram: massas, composto lácteo, açúcar, manteiga, biscoito e azeite.

Quanto às limitações da base de dados, destaca-se que a falta de emissão de notas fiscais por parte de algumas empresas pode impactar no cálculo da média de preços. Além disso, outra limitação relevante está relacionada à qualidade dos dados registrados nas notas fiscais eletrônicas, seja pela ausência de preenchimento do campo do *GTIN* ou pela atribuição de um NCM ou *GTIN* incorreto ao produto vendido.

Não obstante, é importante ressaltar que, mesmo com essas possíveis limitações, o impacto é mitigado, dado o amplo espectro de mercadorias de diferentes marcas e a grande quantidade de observações disponíveis para análise. Essa diversidade de produtos e dados tende a atenuar qualquer viés decorrente de erros cometidos e seleção da amostra.

3.2 TRATAMENTO DE DADOS

Partindo da base inicial, utilizou-se a linguagem de programação *python* e o interpretador *jupyter notebook* para análise e tratamento de dados. Inicialmente, eliminou-se códigos de barras que representavam alimentos não incluídos na cesta básica, mesmo após o tratamento inicial da consulta, como por exemplo, sal do himalaia, sal de churrasco, composto lácteo e manteiga, que provavelmente foram incluídos na base por conta do preenchimento errado do NCM no documento fiscal.

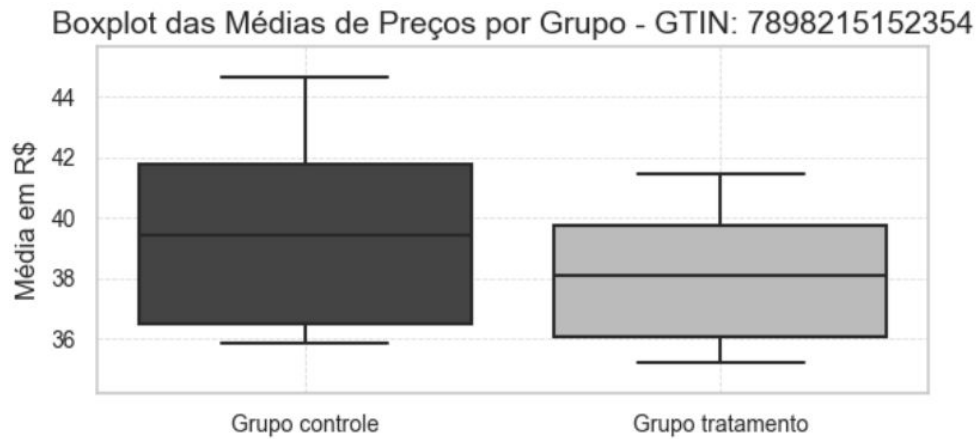
Além disso, para excluir observações de produtos adquiridos por comerciantes informais, foi estabelecido um teto de R\$ 70,00 nas vendas à consumidor final. Essa medida visa eliminar compras de grandes quantidades, como por exemplo, caixas com 12 unidades de óleo de soja em embalagens de 900 ml. Também foram excluídos códigos de barras sem observações durante todo o período de investigação, buscando evitar possíveis efeitos de composição (Berardi et al., 2016).

Outros cuidados essenciais no tratamento dos dados deste tipo de modelo envolvem a correção dos valores ao longo do tempo (Politi & Matos, 2011) e a sazonalidade dos preços (Campos-Vásquez & Medina-Cortina, 2019; Lyssiotou & Savva, 2021; Shiraishi, 2022), por isso, as médias foram deflacionadas pelo IPCA, conforme as variações calculadas pelo IBGE.

Quanto à sazonalidade, os modelos I e II já controlam esse fator, uma vez que os grupos de tratamento e controle analisam o mesmo produto e suas variações no tempo. Já no modelo III, foi incluída uma variável específica para esse controle.

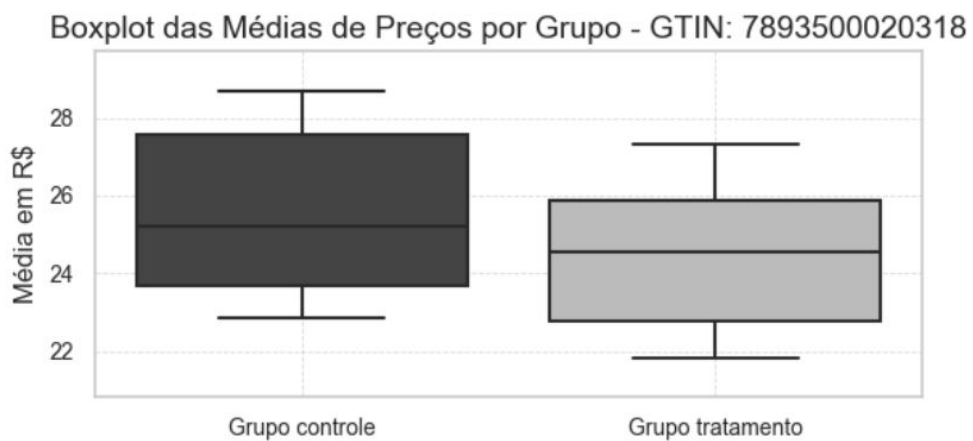
A partir dos dados tratados, foram gerados gráficos de *boxplot* para cada código de barras, permitindo identificar e mapear observações anômalas de preços nos grupos de tratamento e controle. Abaixo, as figuras 1 e 2 exemplificam essa análise aplicada ao modelo I:

Figura 1 – Boxplot das Médias de Preços por Grupo - GTIN 7898215152354



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
 Fonte: Dados da pesquisa

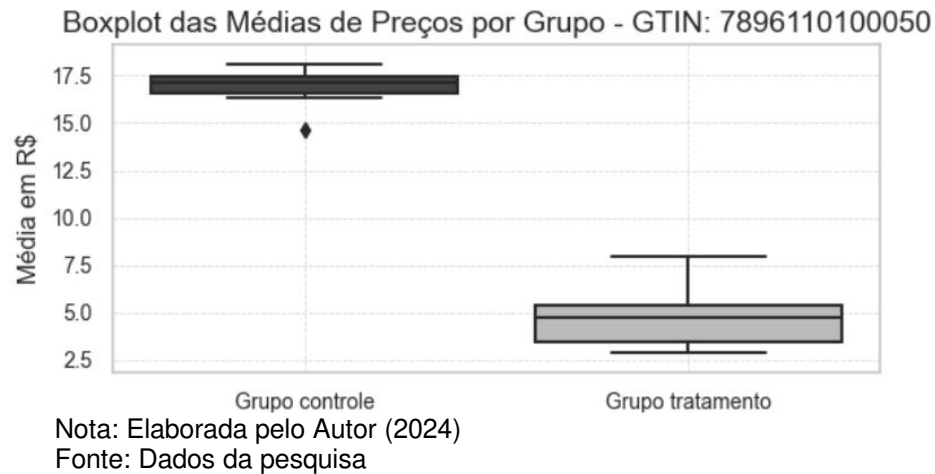
Figura 2 – Boxplot das Médias de Preços por Grupo - GTIN 7893500020318



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
 Fonte: Dados da pesquisa

Em relação ao código de barra “7896110100050”, identificou-se uma diferença considerável de preços entre as vendas realizadas no Piauí e as vendas realizadas no Maranhão, razão pela qual optamos por excluí-lo da amostra, uma vez que, provavelmente, houve algum tipo de equívoco na identificação da mercadoria ou coleta de dados, conforme figura 3 abaixo:

Figura 3 – Boxplot das Médias de Preços por Grupo - GTIN 7896110100050



Quanto à presença de demais *outliers*, não houve evidências de valores extremamente discrepantes, sendo perfeitamente plausível que um produto apresente variações em seu preço ao longo dos onze meses de análise. Finalmente, para fins de aplicação do modelo, também se optou por excluir as observações de dezembro de 2022, mês de ocorrência da reforma.

3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para a estimação do modelo, optou-se -se por utilizar uma abordagem *diff-in-diff* (diferenças em diferenças), metodologia bastante popular na literatura para estimar o efeito de intervenções políticas que não afetam toda a população da mesma maneira e ao mesmo tempo (Lechner, 2011; Callaway & Sant'Anna, 2020). Nesse sentido, adotou-se uma estratégia semelhante à abordada na literatura por Hindriks e Serse (2019), Lyssiotou e Savva (2021) e Harju et al. (2022) para aplicação dos modelos I e II, cujo logaritmo natural do preço médio ponderado mensal foi definido como:

$$\ln p_{it} = \beta_1 \text{tratamento}_{it} + \beta_2 \text{reforma}_{it} + \beta_3 \text{did}_{it} + \beta_4 c + \beta_5 c_2 + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Em que os subscritos i e t designam respectivamente, o produto e o mês/ano da operação. ρ representa a média ponderada mensal, c representa os custos fixos locais e c_2 representa o preço do diesel-s10 em cada um dos grupos. As *dummies* *tratamento*, *reforma* e *did* indicam, respectivamente, se o produto pertence ao grupo tratamento (1) ou não (0), se a operação foi realizada antes (0) ou depois da reforma (1) e a interação entre as *dummies*.

O coeficiente β_1 mede a diferença de preços entre os grupos de tratamento e controle; β_2 mede a diferença de preços antes da reforma e depois da reforma e β_3 captura a redução do preço por conta da alteração na alíquota. Finalmente, ϵ representa o erro padrão do modelo. A tabela 3 apresenta o resumo das variáveis utilizadas:

Tabela 3 - Resumo da descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
ρ	Preço médio mensal do produto, ponderado pela quantidade vendida	NFCe - SEFAZ/PI e SEFAZ/MA
<i>tratamento</i>	Variável dummy que indica se a operação é do grupo de tratamento (1) ou não (0)	Autoria própria
<i>reforma</i>	Variável dummy que indica se a operação aconteceu após a reforma (1) ou não (0)	Autoria própria
<i>did</i>	Variável dummy de interação entre as variáveis tratamento e reforma	Autoria própria
c	Variável que mede custos fixos locais	SINAPI – IBGE

c2

Média ponderada mensal do diesel-s10

ANP

 Fonte: Elaborada pelo Autor (2024)

No modelo III, decidiu-se pela exclusão das variáveis de controle "c" e "c2", pois impactam de maneira semelhante todos os produtos, tornando sua inclusão desnecessária. Por outro lado, considerando que a comparação foi realizada entre produtos diferentes, adicionou-se uma nova variável de controle específica para cada item, obtida, a partir do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC) do IBGE, correspondendo à variação mensal de preços de cada produto no município vizinho de São Luís/MA.

Nos casos em que não havia dados disponíveis para São Luís (manteiga, biscoito e azeite), utilizou-se a variação mensal de preços no Brasil. Abaixo, tabela com resumo das variáveis de controle "c3" coletadas e equação proposta para o modelo III:

Tabela 4 - Resumo das variáveis controle específicas c3

Produto	Descrição	Fonte
Feijão	Varição do preço do feijão carioca em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Leite	Varição do preço do leite em pó em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Manteiga	Varição do preço de manteiga no Brasil - IPCA por subitem	IBGE
Leite modificado	Varição do preço de iogurte e bebidas lácteas em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE

Arroz	Variação do preço do arroz em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Óleo vegetal	Variação do preço do óleo de soja em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Margarina	Variação do preço da margarina em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Café	Variação do preço do café moído em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Sal de cozinha	Variação do preço do sal em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Azeite	Variação do preço do azeite no Brasil - IPCA por subitem	IBGE
Açúcar	Variação do preço do açúcar cristal em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE
Biscoito	Variação do preço da farinha de trigo no Brasil - IPCA por subitem	IBGE
Massas	Variação do preço do macarrão em São Luís/MA - IPCA por subitem	IBGE

Fonte: Elaborada pelo Autor (2024)

$$\ln p_{it} = \beta_1 \text{tratamento}_{it} + \beta_2 \text{reforma}_{it} + \beta_3 \text{did}_{it} + \beta_6 c_3 + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Similarmente à equação 1, os subscritos i e t designam respectivamente, o produto e o mês/ano da operação, ρ representa a média ponderada mensal, c_3 representa a variável de controle específica de cada produto. As *dummies* *tratamento*, *reforma* e *did* indicam, respectivamente, se o produto pertence ao grupo tratamento (1) ou não (0), se a operação foi realizada antes (0) ou depois da reforma (1) e a interação entre as *dummies*.

O coeficiente β_3 captura a redução do preço por conta da alteração na alíquota e o coeficiente β_6 representa a relação da variável de controle específica com o preço do produto. Finalmente, ϵ representa o erro do modelo.

Em qualquer dos modelos, a taxa de repasse (*pass-through*) leva em consideração a diminuição percentual da carga tributária e pode ser definida como (Hindriks & Serse, 2019):

$$Pass\ Through = \left(\frac{\beta_3}{\Delta tax} \right) \times 100 \quad (3)$$

Em que o subscrito β_3 captura a redução do preço por conta da alteração na alíquota e Δtax representa o percentual de diminuição da carga tributária. Como a carga saiu de 12% para 7%, o percentual de queda é fixo e tem o valor de 41,67%.

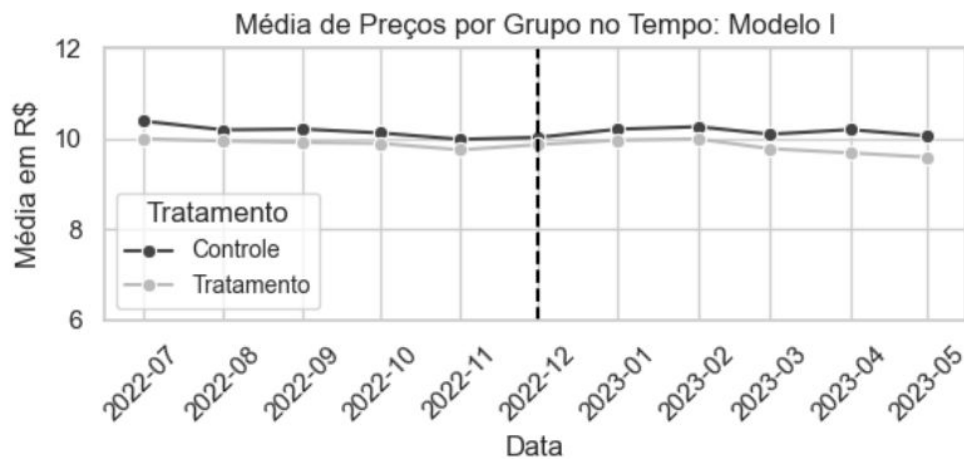
Capítulo 4

4. ANÁLISE DE DADOS E ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

4.1 ANÁLISE DE DADOS

Para obtermos uma estimativa confiável utilizando o método *diff-in-diff*, é necessário que o grupo controle e o grupo tratamento tenham tendências e variações semelhantes antes da alteração da alíquota do tributo (Lyssiotou & Savva, 2021), ou seja, o grupo controle deve ser um bom contrafactual para o grupo sujeito à alteração dos impostos (Pereda & Garcia, 2020). Abaixo, a figura 4 traz um gráfico da média ponderada mensal agrupada por grupo de tratamento ao longo do tempo considerando todos os produtos no modelo I:

Figura 4 - Média de preços por grupo no tempo: modelo I

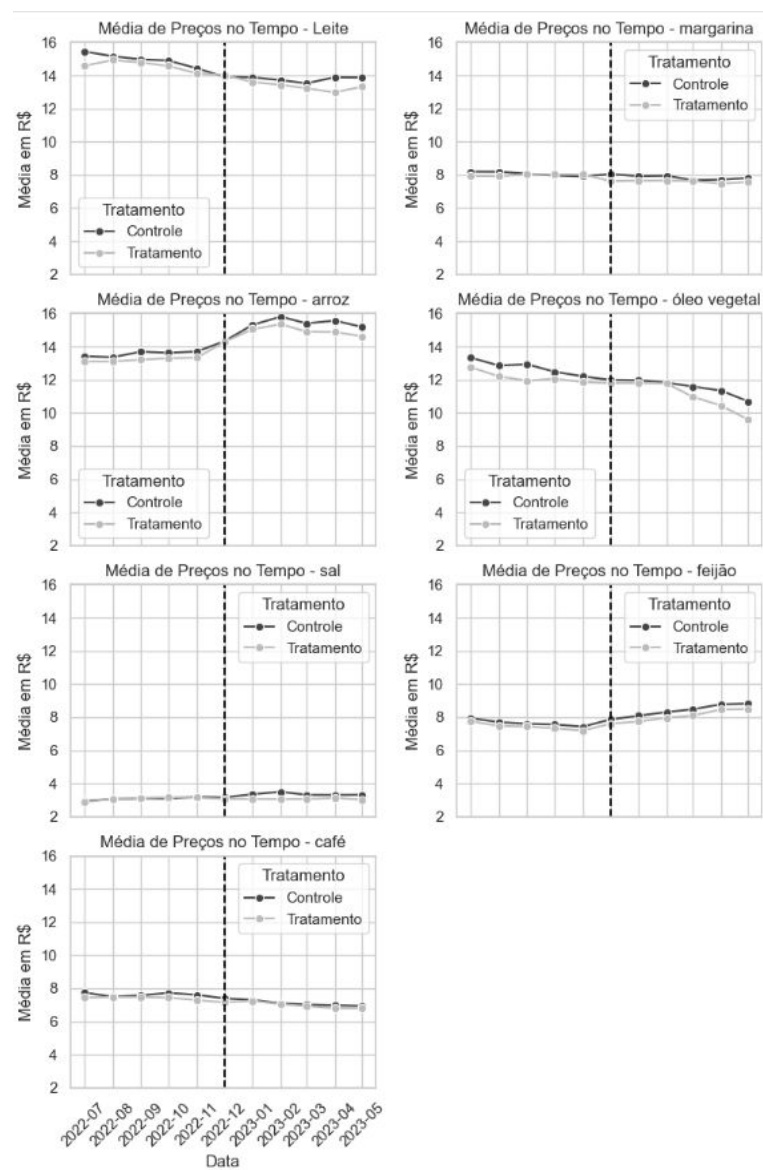


Nota: Elaborada pelo autor (2024)
Fonte: Dados da pesquisa

Ao plotarmos o mesmo gráfico por produto (figura 5), é possível verificar que há mudança no comportamento dos preços de alguns produtos a partir da reforma ocorrida em dezembro de 2022, como por exemplo é o caso do feijão e sal, em que

há uma separação maior entre as curvas, ao contrário do que ocorre com o café, em que há aproximação das curvas. Há outros casos em que os preços não obtiveram um comportamento de paralelismo, como é o caso do óleo de soja e da margarina ou que não houve uma mudança significativa, como é o caso do arroz:

Figura 5 - Média de preços por grupo e produto no tempo: modelo I



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
Fonte: Dados da pesquisa

Após a exclusão das observações referentes a dezembro de 2022, mês em que ocorreu a reforma, o conjunto final de dados do modelo I manteve 3.320 observações mensais de preços, abrangendo o período de julho de 2022 a maio de 2023, com 167 diferentes códigos de barras. A Tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas desse conjunto final, organizadas por categoria de produto:

Tabela 5 - Média ponderada e desvio-padrão dos preços por produto e período: modelo I

Produto	Qntd GTIN	Pré-reforma		Pós-reforma	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Feijão	28	R\$ 7,54	1,21	R\$ 8,32	1,43
Leite	27	R\$ 14,79	12,26	R\$ 13,55	11,51
Arroz	27	R\$ 13,39	8,27	R\$ 15,21	9,38
Óleo vegetal	23	R\$ 12,47	4,38	R\$ 11,20	4,33
Margarina	24	R\$ 8,38	7,11	R\$ 8,09	6,1
Sal de cozinha	14	R\$ 3,08	4,01	R\$ 3,21	4,11
Café	24	R\$ 7,53	1,7	R\$ 7,02	1,59

Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
Fonte: Dados da pesquisa

Verificou-se que o arroz, feijão e sal de cozinha apresentaram alta nos preços considerando os dois períodos de análise, ao passo que os demais produtos apresentaram redução. Nota-se também um desvio-padrão alto em relação a alguns produtos, que pode ser explicado pela utilização de embalagens com diferentes quantidades e marcas, por exemplo, há arroz vendido em embalagens de 1kg e de 5kg e leite com embalagens de 250 gramas e de 1kg.

4.2 RESULTADOS DA REGRESSÃO

Para avaliar o repasse da redução de ICMS nos preços para consumidor final, adotou-se uma abordagem de diferenças em diferenças, por meio de *OLS* para dados em painel, considerando efeitos fixos por produto e erro padrão, cujos resultados são apresentados na tabela 6 abaixo:

Tabela 6 - Resultados das estimativas da equação 1: modelo I

Variável dependente: logaritmo natural da média mensal							
Variáveis independentes	Coef.	Std. Err.	t	P > t	N	R-squared	Pass-Through
<i>tratamento</i>	-0.1094	0.1186	-0.9219	0.3566			
<i>reforma</i>	0.0386***	0.0079	49171	0.0000			
<i>did</i>	-0.0383**	0.0192	-19979	0.0458	3320	0.0652	0.0919
<i>c</i>	0.0004	0.0007	0.6372	0.5240			
<i>c2</i>	0.0347***	0.0102	34095	0.0007			

Notas: Significância estatística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; Modelo gerado com estimador robusto para heterocedasticidade. Elaborada pelo Autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

Quando consideramos toda a cesta de produtos, verifica-se, a um nível de significância de 5%, que os preços constantes no modelo tiveram uma redução, em média, de 3,83% (coeficiente B3), o que representa um repasse de aproximadamente 9,19%, considerando que a queda da carga tributária foi de 41,67% (de 12% para 7%).

O teste de White indicou a presença de heterocedasticidade nos resíduos do modelo, o que levou à utilização de um estimador robusto para lidar com esse problema, muito embora o teste de Breusch-Pagan não ter fornecido evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade. Essa conduta de realização de testes de heterocedasticidade e utilização de estimador robusto nos casos positivos foi realizada em todas as regressões deste trabalho.

Posteriormente, estimou-se também o repasse considerando como *cluster* cada uma das sete categorias de produtos, ou seja, desagregando os dados à nível de produto. No caso do leite e do óleo vegetal, o teste de Breusch-Pagan a partir dos resíduos apontou evidências de heterocedasticidade, razão pela qual incluiu-se um estimador robusto para esse fato. Os resultados encontrados estão descritos na tabela 7:

Tabela 7 - Resultados das estimativas da equação 1 por produto: modelo I

Variável dependente: logaritmo natural da média mensal															
Variáveis independentes	Feijão		Leite		Arroz		Óleo vegetal		Margarina		Sal de cozinha		Café		
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	
<i>tratamento</i>	0.1878	0.1958	-0.0337	0.1731	0.0025	0.1142	-0.4451*	0.2613	-0.2626	0.1995	-	0.0838	0.3840	-0.2363**	0.0994
<i>reforma</i>	0.0784***	0.0144	-	0.0550***	0.1391***	0.0084	0.0654***	0.0190	0.0420***	0.0147	0.0100	0.0283	-	0.0371***	0.0073
<i>did</i>	0.0245	0.0310	-0.0283	0.0260	-0.0063	0.0181	-0.1082**	0.0441	-0.0874***	0.0316	-	0.0460	0.0609	-0.0265*	0.0158
<i>c</i>	-0.0012	0.0011	0.0000	0.0010	-0.0002	0.0006	0.0023	0.0015	0.0015	0.0011	0.0003	0.0022	0.0012**	0.0006	
<i>c2</i>	-0.0334**	0.0165	0.0388**	0.0151	0.0023	0.0096	0.1681***	0.0264	0.0494***	0.0168	-	0.0387	0.0323	0.0461***	0.0084
N	560	-	540	-	540	-	460	-	460	-	280	-	480	-	-
<i>R-squared</i>	0.3436	-	0.5021	-	0.7305	-	0.5125	-	0.0904	-	0.1524	-	0.5770	-	-
<i>Pass-Through</i>	-	-	-	-	-	-	0.2597	-	0.2097	-	-	-	0.0636	-	-

Notas: Significância estatística *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; Modelos dos produtos Leite e Óleo vegetal foram gerados com estimador robusto para heterocedasticidade. Pass-Through representa o quanto da redução foi repassada nos preços. Elaborada pelo Autor (2024).

Fonte: Dados da pesquisa

Observa-se com base na tabela acima, que, considerando um nível de significância de 1%, 5% e 10%, houve queda nos preços de, respectivamente, margarina (8,30%), óleo vegetal (10,82%) e café (2,65%). Considerando a queda da carga tributária em 41,66% (de 12% para 7%), o repasse da redução foi de 25,97% no caso do óleo vegetal, 19,92% para a margarina e 6,36% para o café.

Em relação aos demais produtos, não houve significância estatística, aceitando-se, portanto, apenas a hipótese de repasse parcial nos preços para margarina, óleo vegetal e café, em linha com os resultados encontrados por Politi e Matos (2011), Benedek et al. (2019), Nipers et al. (2019), Revoredo-Giha et al. (2020), Fuest et al. (2021) e Shiraishi (2022).

4.3. TESTES DE ROBUSTEZ

Para assegurar os achados, foi proposta a aplicação do modelo utilizando os dois grupos de controle adicionais. O segundo grupo controle foi composto por operações interestaduais de entrada no Piauí em transações b2b (business to business), uma vez que a alíquota interestadual permaneceu inalterada. A seguir, apresenta-se a tabela com as estatísticas descritivas e os gráficos de linhas que comparam as médias ponderadas de cada produto no modelo II:

Tabela 8 - Média ponderada e desvio-padrão dos preços por produto e período: modelo II

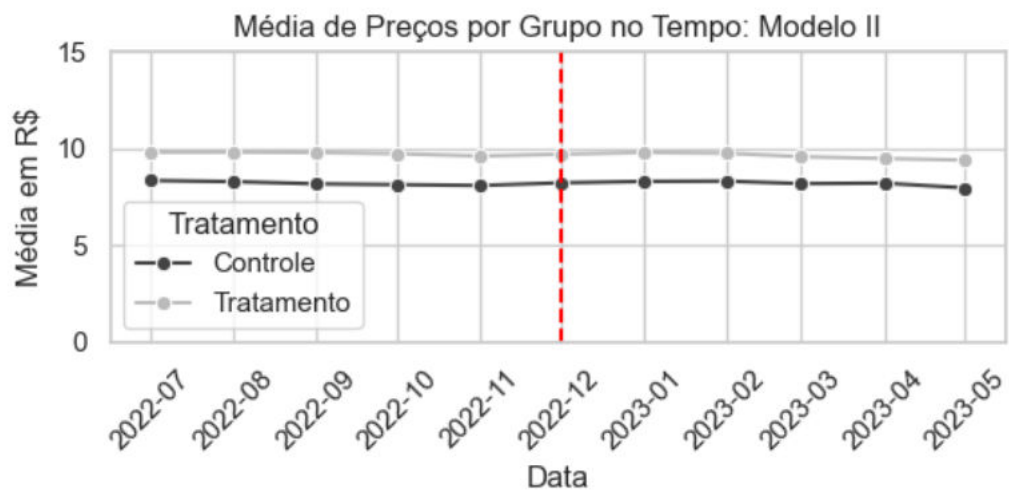
Produto	Qntd GTIN	Pré-reforma		Pós-reforma	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Feijão	18	R\$ 7,00	1,22	R\$ 7,97	1,4
Leite	25	R\$ 13,29	11,32	R\$ 11,95	10,32
Arroz	25	R\$ 12,60	7,85	R\$ 14,30	8,92

Óleo vegetal	20	R\$ 10,43	3,82	R\$ 9,48	3,91
Margarina	21	R\$ 7,41	6,98	R\$ 6,95	6,03
Sal de cozinha	18	R\$ 2,64	3,98	R\$ 2,67	4
Café	22	R\$ 6,99	1,55	R\$ 6,53	1,53

Nota: Elaborada pelo Autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

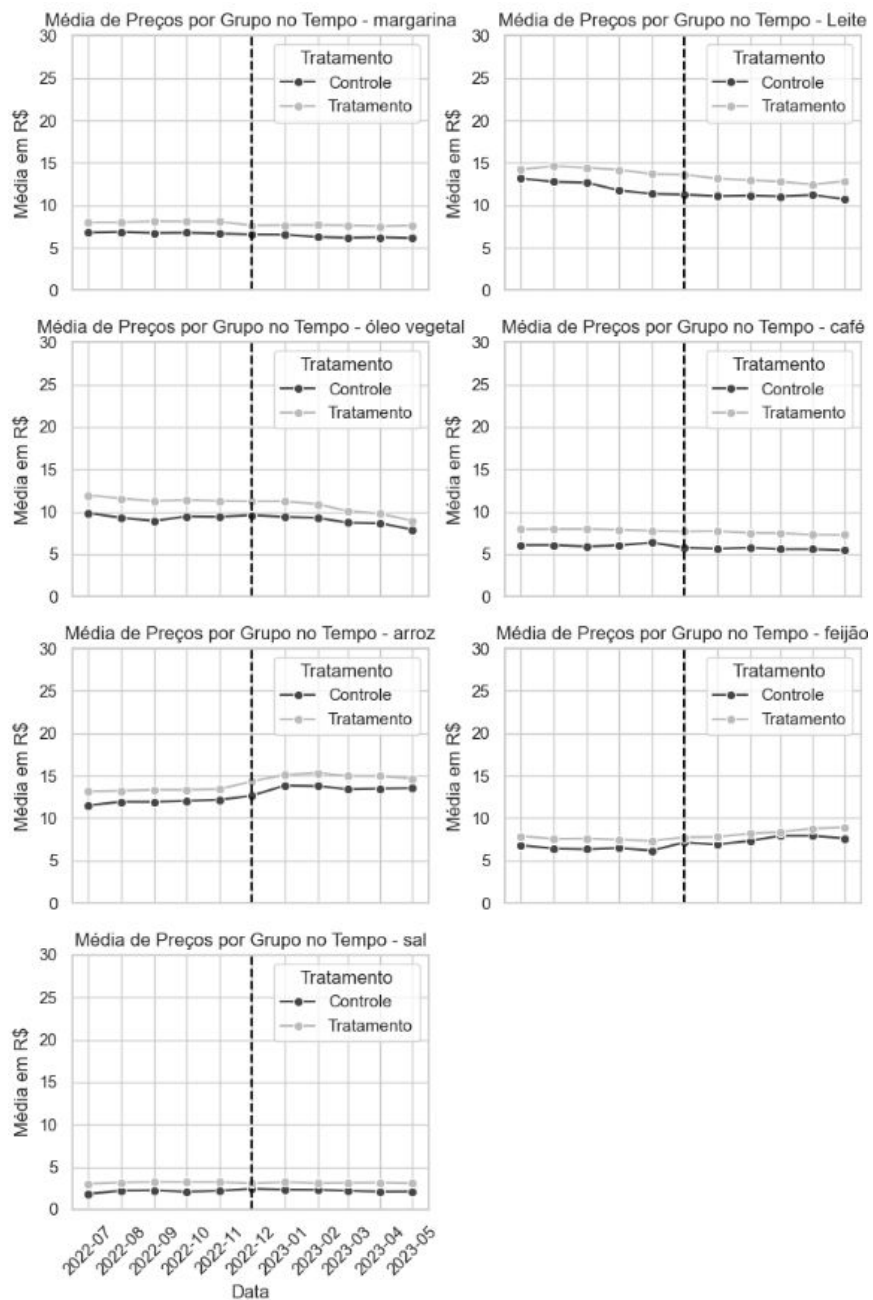
Figura 6 - Média de preços por grupo no tempo: modelo II



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

Figura 7 - Média de preços por grupo e produto no tempo: modelo II



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
 Fonte: Dados da pesquisa

A segunda amostra de dados compreende 2.980 observações distribuídas entre 149 códigos de barras distintos, cuja análise descritiva revela semelhanças com a base anterior e evidencia um padrão paralelo nos gráficos de linhas dos preços antes e depois da reforma, corroborando a aplicação do modelo proposto.

Em relação ao *diff-in-diff*, os resultados da segunda regressão indicam não haver significância estatística para concluir acerca do repasse da redução ocorrida quando consideramos toda a cesta. Ao desagregar-se os resultados à nível de produto, verifica-se que, a um nível de significância estatística de 5%, houve queda nos preços relativos de feijão (4,77%) e óleo vegetal (4,11%), o que representam repasses de magnitudes, respectivamente, de 11,45% e 9,86%, aceitando-se a hipótese de repasse parcial no caso desses produtos, conforme demonstra tabela 9:

Tabela 9 - Resultados das estimativas da equação 1 por produto: modelo II

Variável dependente: logarítimo natural da média mensal

Variáveis independentes	Feijão		Leite		Arroz		Óleo vegetal		Margarina		Sal de cozinha		Café	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
<i>tratamento</i>	0.1625***	0.0146	0.1581***	0.0118	0.0987***	0.0088	0.2038***	0.0115	0.2004***	0.0167	0.5498***	0.0391	0.2706***	0.0142
<i>reforma</i>	0.5013***	0.0822	0.2569***	0.0591	-0.0216	0.0446	-0.2059***	0.0679	-0.0308	0.0880	-0.2516	0.1983	-0.1504**	0.0718
<i>did</i>	-0.0477	0.0222	-0.0160	0.0155	-0.0088	0.0015	-0.0411**	0.0185	0.0086	0.0253	-0.0556	0.0554	0.0265	0.0200
<i>c</i>	-0.0136***	0.0029	-0.0111***	0.0019	0.0055	0.0179	0.0098***	0.0024	0.0006	0.0030	0.0095	0.0068	0.0033	0.0024
<i>c2</i>	-0.1740***	0.0394	-0.0527***	0.0198	0.0567***	0.0124	0.2625***	0.0331	0.0417	0.0383	0.0457	0.0796	0.0622**	0.0288
N	360	-	500	-	500	-	400	-	420	-	360	-	440	-
<i>R-squared</i>	0.4893	-	0.5938	-	0.5820	-	0.6521	-	0.4043	-	0.5179	-	0.6755	-
<i>Pass-Through</i>	0.1145	-	-	-	-	-	0.0986	-	-	-	-	-	-	-

Notas: Significância estatística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; Modelos dos produtos Margarina, Leite, Óleo vegetal e Feijão foram gerados com estimador robusto para heterocedasticidade. Pass-Through representa o quanto da redução foi repassada nos preços. Elaborada pelo Autor (2024).

Fonte: Dados da pesquisa

Em relação ao modelo III, o grupo controle foi formado por operações de venda para consumidor final no Estado do Piauí com gêneros alimentícios diferentes do grupo tratamento. Nesse caso, há de se fazer uma ressalva quanto as limitações do impacto que a variação no preço de um bem pode desempenhar no preço de um outro bem substituto ou complementar. Ainda que a mudança do imposto mude apenas um setor, há um risco de efeito cruzado de preços em setores próximos na produção de produtos substitutos ou complementares (Benedek *et al.*, 2019; Hindriks & Serse, 2022).

A tabela 10 com as estatísticas descritivas e os gráficos de linhas comparando as médias ponderadas no modelo III seguem abaixo. No caso dos produtos, o gráfico compara o preço do produto no grupo de tratamento com o preço da cesta do grupo controle:

Tabela 10 - Média ponderada e desvio-padrão dos preços por produto e período: modelo III

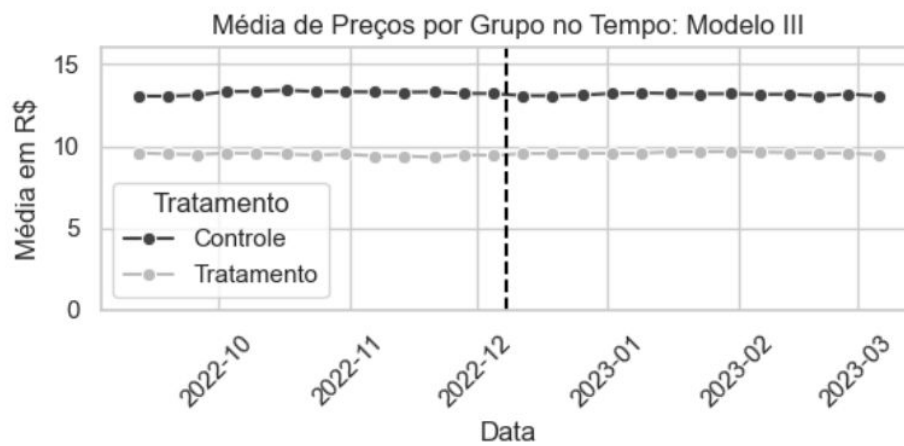
Produto	Qntd GTIN	Pré-reforma		Pós-reforma	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Feijão	30	R\$ 7,38	1,14	R\$ 7,92	1,18
Leite	27	R\$ 14,44	12,3	R\$ 13,65	11,83
Arroz	30	R\$ 13,13	8,4	R\$ 14,66	9,37
Óleo vegetal	26	R\$ 11,80	4,3	R\$ 11,60	4,15
Margarina	23	R\$ 8,01	6,97	R\$ 7,73	6,05
Sal de cozinha	24	R\$ 3,20	4,52	R\$ 3,09	4,35
Café	29	R\$ 7,53	1,6	R\$ 7,31	1,56
Azeite	20	R\$ 23,09	7,22	R\$ 22,87	7,42
Açúcar	27	R\$ 8,39	6,22	R\$ 8,14	5,98
Biscoito	27	R\$ 5,29	1,11	R\$ 5,16	1,16

Leite modificado	28	R\$ 23,78	18,15	R\$ 23,89	18,38
Manteiga	24	R\$ 17,88	7,55	R\$ 17,85	7,6
Massas	29	R\$ 4,38	2,53	R\$ 4,28	2,51

Nota: Elaborada pelo Autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

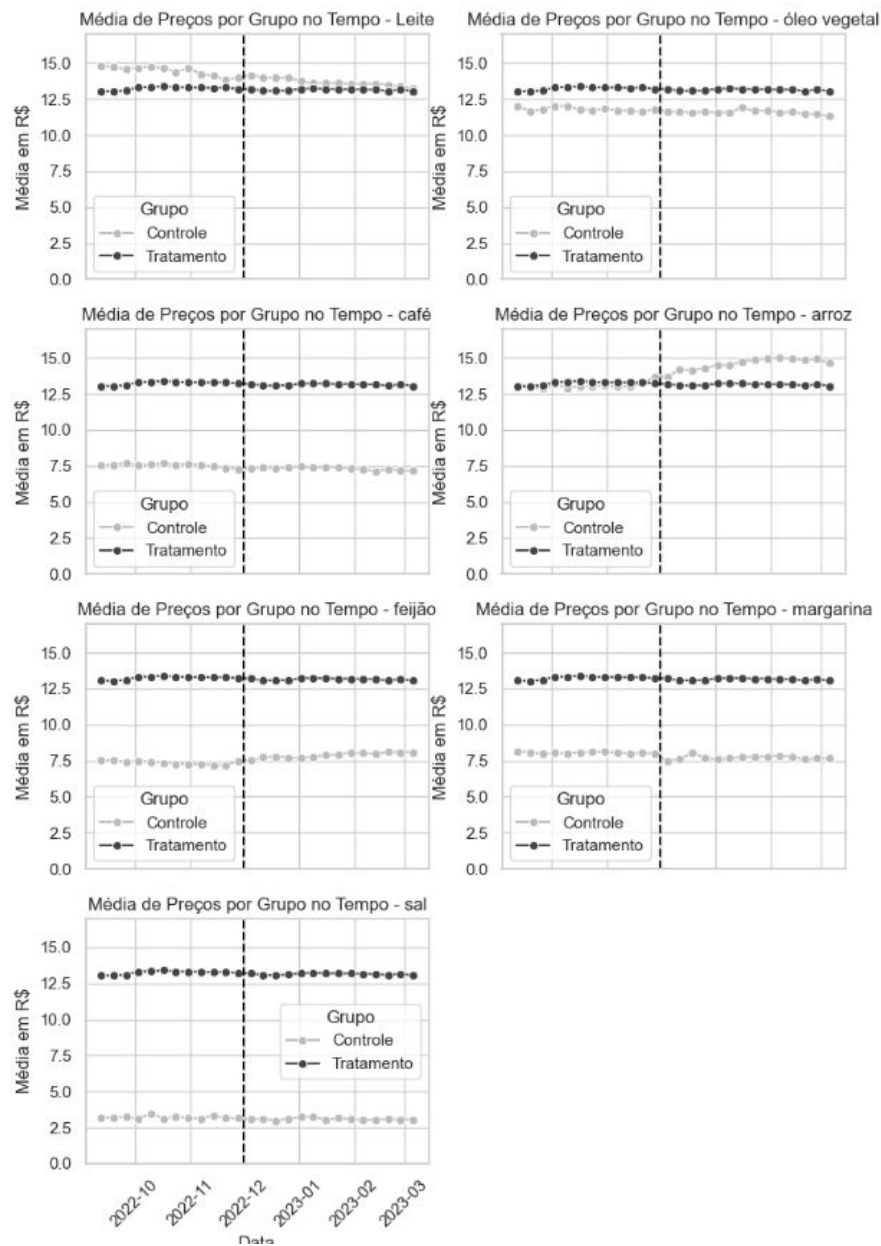
Figura 8 - Média de preços por grupo no tempo: modelo III



Nota: Elaborada pelo autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

Figura 9 - Média deflacionada no tempo por grupo e produto: modelo III



Nota: Elaborada pelo Autor (2024)
 Fonte: Dados da pesquisa

Nota-se que em alguns casos o preço relativo do produto diminuiu em relação ao preço da cesta de controle, como é o caso do feijão e arroz, enquanto no caso do leite, parece ter havido um aumento de preços em relação à cesta de controle. Quanto aos demais produtos, a análise visual não permite fazer outras conclusões.

A terceira amostra de dados foi constituída de 344 códigos de barras diferentes, totalizando 8.944 médias semanais de preços e os resultados da regressão sugerem que os produtos da cesta básica, aumentaram 1,74% em relação aos produtos da cesta controle, conforme demonstra tabela 11 abaixo:

Tabela 11 - Resultados das estimativas da equação 2: modelo III

Variável dependente: logaritmo natural da média semanal							
Variáveis independentes	Coef.	Std. Err.	t	P > t	N	R-squared	Pass-Through
<i>reforma</i>	-0.0189***	0.0020	-9.6933	0.0000			
<i>did</i>	0.0174***	0.0030	5.7845	0.0000	8944	0.0271	-
<i>c3</i>	0.0056	0.0004	12.675	0.0000			

Notas: Significância estatística *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Variável tratamento foi absorvida no modelo. Elaborada pelo Autor (2024)

Fonte: Dados da pesquisa

A tabela 12 apresenta a comparação de cada um dos produtos da cesta básica com a cesta de controle, evidenciando uma redução de preços no óleo vegetal (15,55%) e no feijão (29,64%) com significância de 1%, e no arroz (17,88%) e na margarina (10,88%) com significância de 5%, corroborando a hipótese de repasse parcial nesses casos. Em contrapartida, observaram-se aumentos nos preços do café (19,61%) e do sal (16,50%), resultados que também são reportados na literatura quando uma alteração tributária gera um efeito contrário ao esperado.

Tabela 12 - Resultados das estimativas da equação 2 por produto: modelo III

Variável dependente: logaritmo natural da média semanal

Variáveis independentes	Feijão		Leite		Arroz		Óleo vegetal		Margarina		Sal de cozinha		Café	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
<i>tratamento</i>	-0.0989***	0.0198	0.2530***	0.0200	0.0400	0.0460	0.3604***	0.0317	-0.3037***	0.0378	-1.7455***	0.0566	-0.2769***	0.0265
<i>reforma</i>	-0.0456*	0.0277	-0.0507*	0.0278	-0.0411	0.0277	-0.0365	0.0277	-0.0492*	0.0277	-0.0476*	0.0277	-0.0489*	0.0277
<i>did</i>	-0.2964***	0.0490	0.0006	0.0609	-0.1788**	0.0746	-0.1555***	0.0430	-0.1088**	0.0541	0.1650**	0.0756	0.1961***	0.0409
<i>c3</i>	0.0837***	0.0081	0.0987***	0.0098	0.0704***	0.0083	0.0569***	0.0062	0.0943***	0.0094	0.0896***	0.0094	0.0932***	0.0091
N	4810	-	4732	-	4810	-	4706	-	4628	-	4654	-	4784	-
<i>R-squared</i>	0.0253	-	0.0247	-	0.0189	-	0.0205	-	0.0347	-	0.2826	-	0.0303	-
<i>Pass-Through</i>	0.7113	-	-	-	0.4291	-	0.3732	-	0.2611	-	-	-	-	-

Notas: Significância estatística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; Modelos de todos os produtos foram gerados com estimador robusto para heterocedasticidade. *Pass-Through* representa o quanto da redução foi repassada nos preços. Elaborada pelo Autor (2024).

Fonte: Dados da pesquisa

Reitera-se que os resultados deste terceiro modelo devem ser interpretados com cautela, considerando que a comparação envolve produtos distintos, o que pode gerar efeitos de preços cruzados entre bens substitutos ou complementares. Além disso, variáveis macroeconômicas e fatores sazonais ou de produção podem influenciar especificamente no preço de um dos produtos comparados, afetando a robustez da análise.

Não obstante, a análise conjunta dos três modelos nos permite concluir que a política pública implementada teve eficácia limitada. Em síntese, aceitou-se a hipótese de repasse parcial do ICMS para o óleo vegetal nas três simulações realizadas; para o feijão e a margarina em ao menos duas simulações; e para o arroz e o café em uma das abordagens. Além disso, os resultados indicam que uma parte da renúncia fiscal decorrente da redução do ICMS sobre produtos da cesta básica foi capturada como aumento nas margens de lucro dos estabelecimentos varejistas

Capítulo 5

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O debate acerca da desoneração de impostos sobre a cesta básica como importante instrumento de política fiscal em benefício das famílias de baixa renda tem gerado questionamentos em virtude do modelo e dos resultados antagônicos encontrados na literatura. Enquanto alguns estudos destacam os potenciais benefícios sociais e econômicos dessa medida, outros levantam preocupações substanciais quanto à sua eficácia e impacto real.

Há estudos argumentando que a redução ou isenção de tributos pode não ser a melhor alternativa, seja por se tratar de um benefício dado a todos indistintamente que se travesse de uma renúncia fiscal, seja por conta da ineficiência do repasse que não é integral ou seja por adicionar complexidade ao sistema tributário. Trata-se de uma constatação contraintuitiva e eminentemente empírica.

Embora o tema seja amplamente estudado em outros países, ainda há uma lacuna significativa de pesquisas em nações em desenvolvimento, especialmente no Brasil, que recentemente aprovou uma reforma tributária sobre o consumo, isentando mercadorias da cesta básica. Nesses casos, a literatura aponta que o grau de repasse dos impostos aos preços depende de fatores como o tipo de bem analisado, a estrutura de mercado e as elasticidades preço-demanda e preço-oferta.

Este estudo utilizou um modelo *diff-in-diff* com dados em painel obtidos por meio de notas fiscais eletrônicas para estimar o repasse de ICMS sobre produtos da cesta básica no Estado do Piauí a partir da alteração tributária ocorrida em dezembro de 2022.

Os resultados sugerem que a redução de ICMS nos preços para consumidor final, enquanto política pública aplicada no Estado do Piauí, teve eficácia limitada. Na média, os repasses foram parciais e variaram de 6,36% a 71,13%, a depender do produto e da simulação realizada, aceitando-se a hipótese de pesquisa testada neste trabalho. Os resultados também indicam que parte da renúncia fiscal oriunda da redução tributária foi capturada como aumento das margens dos estabelecimentos varejistas.

O mercado varejista de alimentos no Piauí adota um perfil semelhante ao mercado em todo país, com maior *market share* concentrado em poucos *players*, mas com grande número de pequenas e médias empresas, o que se traduz em competitividade limitada.

Por sua vez, estudos sugerem que programas de transferência de renda e devolução personalizada de impostos, como o “Devolve ICMS” implementado pelo Estado do Rio Grande do Sul, têm se mostrado mais eficazes na redução da desigualdade, no alívio da carga tributária para a população de baixa renda e na melhoria da qualidade de vida.

Este estudo apresenta diversas limitações, como por exemplo, a base de dados pode conter erros praticados pelos contribuintes no momento da emissão da nota, seja no preenchimento de campos como NCM e *GTIN*, seja na atribuição de valores incorretos nos preços dos produtos.

Além disso, há outros fatores que podem afetar os preços dos produtos, como políticas de desconto, volume de vendas e agressividade da concorrência, que foram desconsiderados nesta pesquisa. A escolha dos produtos da análise também pode ser considerada como limitação, visto que outros produtos da cesta básica ficaram fora da análise, como por exemplo, hortaliças, verduras, frutas e carnes.

Os resultados encontrados demandam novos estudos para fins de aprofundamento do tema no Brasil, que devem se concentrar na utilização de dados de todo o país, aumentar a gama de produtos escolhidos e adotar outros grupos controle. A compreensão mais completa da incidência econômica dos tributos e de seus efeitos sobre os preços ao consumidor é essencial para orientar o desenho e a avaliação de políticas fiscais que promovam o bem-estar social e econômico de forma sustentável.

REFERÊNCIAS

- Alm, J., Sennoga, E. & Skidmore, M. (2009). Perfect Competition, urbanization and tax incidence in the retail gasoline market. *Economy Inquiry*, 47(1), 118-134. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2008.00164.x>
- Amaglobeli, D., Hanedar, Hong, G. H. & Thevenot, C. (2022). Fiscal Policy for Mitigating the Social Impact of High Energy and Food Prices. IMF Note 2022/001, International Monetary Fund.
- Anderson, S., Palma, A. & Kreider, b. (2001). The efficiency of indirect taxes under imperfect competition. *Journal of Public Economics*, 231 (2001), 231 – 251.
- Araújo, E., Paes, N. (2019). Desoneração da cesta básica ou expansão do programa bolsa família? Uma simulação por equilíbrio geral computável. *Revista de Economia Contemporânea*, 23(1), 1-23. <http://dx.doi.org/10.1590/198055272317>
- Ardalan, A., Kessing, S. G. (2019). Tax Pass-Through in the European Beer Market. CESifo Working Paper No. 7626. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3387662>.
- Bellon, M., Copestake, A. (2021). The Role of Market Structure And Timing In Determining VAT Pass-Through. IMF Working Paper – WP 21/61. <https://doi.org/10.5089/9781513571546.001>.
- Benedek, D., Mooij, R. D., Keen, M., & Wingender, P. (2019). Estimating VAT pass through. IMF Working Paper, WP/15/214. <https://ssrn.com/abstract=2696093>.
- Benzarti, Y., Carloni, D., Harju, J., & Kosonen, T. (2019). What goes up may not come down: Asymmetric incidence of value-added taxes. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 23849. <https://doi.org/10.1086/710558>.
- Berardi, N., Sevestre, P., Tépat, M. & Vigneron, A. (2016). The impact of a 'soda tax' on prices: evidence from French micro data. *Applied Economics*, 48 (41), 3976-3994. DOI: 10.1080/00036846.2016.1150946.
- Bernal, A. (2018). The Value Added Tax Incidence – the Case of the Book Market in CEE Countries. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 68(2), 144-164. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:fau:fauart:v:68:y:2018:i:2:p:144-164>.
- Besley, T., H. Rosen (1999). Sales taxes and prices: an empirical analysis. *National Tax Journal*, 52, 157–77.
- Brasil. (1998). *Constituição da República Federativa do Brasil de 1988*. Brasília. Recuperado em 13 de maio de 2024.

- Brasil. Presidência da República. Casa Civil. (2013). Lei nº 12.839, de 9 de julho de 2013. Reduz a zero as alíquotas da Contribuição para o PIS/Pasep, da Cofins, da Contribuição para o PIS/Pasep-Importação e da Cofins-Importação incidentes sobre a receita decorrente da venda no mercado interno e sobre a importação de produtos que compõem a cesta básica; altera as Leis nºs 10.925, de 23 de julho de 2004, 10.147, de 21 de dezembro de 2000, 10.865, de 30 de abril de 2004, 12.058, de 13 de outubro de 2009, 12.350, de 20 de dezembro de 2010, 12.599, de 23 de março de 2012, 10.485, de 3 de julho de 2002, 10.438, de 26 de abril de 2002, 10.848, de 15 de março de 2004, 12.783, de 11 de janeiro de 2013, 9.074, de 7 de julho de 1995, e 9.427, de 26 de dezembro de 1996; revoga dispositivo da Lei nº 12.767, de 27 de dezembro de 2012; e dá outras providências. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/l12839.htm.
- Brasil. Presidência da República. Casa Civil. (1996). Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996. Dispõe sobre o imposto dos Estados e do Distrito Federal sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, e dá outras providências. (LEI KANDIR). Presidência da República. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp87.htm
- Brasil. Presidência da República. Casa Civil. (2006). Lei Complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006. Institui o Estatuto Nacional da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte. Presidência da República. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp123.htm
- Buettner, T., Boryana, M. (2021). Unit Sales and Price Effects of Preannounced Consumption Tax Reforms: Micro-level Evidence from European VAT. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13 (3): 103-34. DOI: 10.1257/pol.20170708.
- Callaway, B., & Sant'anna, P. H.C. (2020). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics* 18 (2). 23-34. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Campos-Vazquez, R., Medina-Cortina, E.M. (2019). Pass-through and competition: the impact of soft drink taxes as seen through Mexican supermarkets. *Latin American Economic Review*, 28(1), 1-23. <http://dx10.1186/s40503-019-0065-5>.
- Carbonnier, C. (2007). Who pays sales taxes? Evidence from French VAT reforms, 1987–1999. *Journal of Public Economics*, 91(5–6), 1219–1229. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.12.004>.
- Chaloupka, F. J, Warner, K. E. (2000). The economics of smoking. *Handbook of Health Economics*, 1 (1), 1539 – 1627. DOI 10.3386/w7047
- Chambers, T., Mizdrak, A., Herbert, S., Davies, A. & Jones, A. (2024). The estimated health impact of alcohol interventions in New Zealand: A modeling study. *Addiction*, 1, 125 – 136. DOI 10.1111/add.16331.

- Conselho Nacional de Política Fazendária. (1994). Convênio ICMS nº 128, de 24 de outubro de 1994. Dispõe sobre tratamento tributário para as operações com as mercadorias que compõem a cesta básica. Conselho Nacional de Política Fazendária.
https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/convenios/1994/CV128_94.
- Conselho Nacional de Política Fazendária. (2016). Ajuste SINIEF nº 19 de 9 de dezembro de 2016. Institui a Nota Fiscal de Consumidor Eletrônica, modelo 65, e o Documento Auxiliar da Nota Fiscal de Consumidor Eletrônica. Conselho Nacional de Política Fazendária.
https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/ajustes/2016/AJ_019_16.
- Conselho Nacional de Política Fazendária. (2005). Ajuste SINIEF nº 07 de 30 de setembro de 2005. Institui a Nota Fiscal Eletrônica e o Documento Auxiliar da Nota Fiscal Eletrônica. Conselho Nacional de Política Fazendária.
https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/ajustes/2005/AJ007_05
- De la Feria, R., Walpole, M. (2022). The Impact of Public Perceptions on General Consumption Taxes. *British Tax Review*, 67(5), 637-639.
<https://ssrn.com/abstract=3723750>.
- DeCicca, P., Kenkel, D., & Liu, F. (2013). Who pays cigarette Taxes? The impact of consumer price search. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 516–529. DOI 10.3386/w15942.
- Decreto nº 4.852 de 29 de dezembro de 1997. (1997). Regulamenta a Lei Nº 11651/1991, que instituiu o Código Tributário do Estado de Goiás. Governo do Estado de Goiás. Diário Oficial do Estado de Goiás, de 29/12/1997.
<https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=127568>.
- Decreto nº 2.716 de 11 de junho de 2015. (2015). Altera o Regulamento do Regulamento do Imposto sobre Operações Relativas a Circulação de Mercadorias e sobre Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação – ICMS do Estado do Acre, aprovado pelo Decreto nº 008, de 26 de janeiro de 1998, e dá outras providências.
<https://www.legis.ac.gov.br/detalhar/4592>.
- Decreto nº 21.866 de 6 de março de 2023. (2023). Regulamenta o Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação – ICMS. Governo do Estado do Piauí. Diário Oficial do Estado do Piauí, Edição 47, de 07/03/2023, 21. <https://www.diario.pi.gov.br/doe/files/diarios/anexo/5714d565-bd46-4f50-950d-7fa74dbdc549/DIARIO-OFICIAL-DO-ESTADO-DO-PIAUI-PUBLICACAO-N-47.pdf>
- Drolsbach, C.P., Gail, M. M. & Klotz, P. (2023). Pass-through of temporary fuel tax reductions: Evidence from Europe. *Energy Policy*, 183.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113833>.

- Dovern, J., Frank, J., Glas, A., Müller, L. & Perico, D. (2023). Estimating Pass-Through Rates for the 2022 Tax Reduction on Fuel Prices in Germany. *Energy Economics*, 126. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106948>.
- Doyle Jr., J. J., Samphantharak, K. (2008). \$2.00 Gas! Studying the effects of a gas tax moratorium. *Journal of Public Economics*, 92(3-4), 869-884. DOI 10.3386/w12266.
- Fedoseeva, S., Droogenbroeck, E. V. (2024). Temporary VAT rate cuts and food prices in e-commerce. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 77. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2023.103693>
- Frey, A., Haucap, J. (2022). VAT Pass-Through: The Case of a Large and Permanent Reduction in the Market for Menstrual Hygiene Products. *Cesifo Working Papers*, 9962. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4215425>.
- Fuest, C., Neumeier, F. & Stohlker, D. (2021). The Pass-Through of Temporary VAT Rate Cuts: Evidence from German Supermarket Retail. *CESifo Working Paper Series 9149*, CESifo. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3872388.
- Gaarder, I. (2019). Incidence and Distributional Effects of Value Added Taxes. *The Economic Journal*, 129(618), 853–876, <https://doi.org/10.1111/ecoj.12576>.
- Harju, J., Kosonen, T. & Laukkanen, M. & Palanne, K. (2022). The heterogeneous incidence of fuel carbon taxes: Evidence from station-level data. *Journal of Environmental Economics and Management*, 112. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2021.102607>.
- Harju, J., Kosonen, T. & Skans, O. (2018). Firm types, price-setting strategies, and consumption-tax incidence. *Journal of Public Economics*, 165, 48 –72. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2018.06.006.
- Hindriks, J., Serse, V. (2019). Heterogeneity in the tax pass-through to spirit retail prices: Evidence from Belgium. *Journal of Public Economics*, 176, 142-160. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.06.009>.
- Hindriks, J., Serse, V. (2022). The incidence of VAT reforms in electricity markets: Evidence from Belgium. *International Journal of Industrial Organization*, 80. DOI: 10.1016/j.ijindorg.2021.102809.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). (2020). Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018: Avaliação nutricional da disponibilidade domiciliar de alimentos no Brasil.
- Jacob, M., Muller, M. A. & Wulff, T. (2023). Do consumers pay the corporate tax?. *Contemporary Accounting Research*, 40, 2785 - 2815. DOI: 10.1111/1911-3846.12897

- Jongen, E., Lejour, A., & Massenz, G. (2018). Cheaper and more haircuts after VAT cut? Evidence from the Netherlands. *De Economist*, 166(2), 135-154. <https://doi.org/10.1007/s10645-018-9315-1>.
- Kenkel, D. S. (2005). Are Alcohol Tax Hikes Fully Passed through to Prices? Evidence from Alaska. *The American Economic Review*, 95(2), 273–277. DOI:10.1257/000282805774670284.
- Kim, H., Lee, D. (2023). Tax incidence for menthol cigarettes by race: Evidence from Nielsen Homescan data. *Journal of Health Economics*, 92. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2023.102829>
- Kosonen, T. (2015). More and cheaper haircuts after VAT cut? On the efficiency and incidence of service sector consumption taxes. *Journal of Public Economics*, 131, 87–100. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.09.006>.
- Kroft, K., Laliberté, J., Leal-Vizcaíno, R., Notowidigdo, M. (2023). Salience and taxation with imperfect competition. *Review of Economic Studies*. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad028>.
- Lechner, Michael (2011). The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods Estimation of Spatial Panels. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 4(3), 165–224. <http://dx.doi.org/10.1561/08000000014>.
- Lei nº 4.257, de 6 de janeiro de 1989. (1989). Disciplina a cobrança do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação - ICMS. Governo do Estado do Piauí. <https://webas.sefaz.pi.gov.br/legislacao/asset/659714c6-cb26-4ad8-8e03-529290bb0ec6/LEI+4.257?view=publicationpage1>.
- Lei nº 12.670 de 30 de dezembro de 1996. (1996). Dispõe acerca do Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação - ICMS -, e dá outras providências. Governo do Estado do Ceará. Diário Oficial do Estado do Ceará, Caderno 11, de 30/12/1996, 9. [https://belt.al.ce.gov.br/index.php/legislacao-do-ceara/organizacao-tematica/orcamento-financas-e-tributacao/item/6176-lei-n-12-670-de-30-12-96-d-o-de-30-12-96#:~:text=DE%2030.12.96\),-tamanho%20da%20fonte&text=Disp%C3%B5e%20acerca%20do%20Imposto%20sobre,%2D%2C%20e%20d%C3%A1%20outras%20provid%C3%Aancias](https://belt.al.ce.gov.br/index.php/legislacao-do-ceara/organizacao-tematica/orcamento-financas-e-tributacao/item/6176-lei-n-12-670-de-30-12-96-d-o-de-30-12-96#:~:text=DE%2030.12.96),-tamanho%20da%20fonte&text=Disp%C3%B5e%20acerca%20do%20Imposto%20sobre,%2D%2C%20e%20d%C3%A1%20outras%20provid%C3%Aancias)
- Lei Complementar nº 269, de 8 de dezembro de 2022. (2022). Altera a Lei nº 4.548, de 29 de dezembro de 1992, a Lei nº 4.257, de 06 de janeiro de 1989; a Lei nº 5.622, de 28 de dezembro de 2006; a Lei nº 6.875, de 04 de agosto de 2016, a Lei nº 6.200, de 27 de março de 2012; a Lei nº 7.846, de 12 de julho de 2022, a Lei nº 7.846, de 12 de julho de 2022 e a Lei Complementar nº 130, de 03 de agosto de 2009 e institui o Fundo de Desenvolvimento da Infraestrutura Logística do Estado do Piauí – FDI/PI, Vinculado à Secretaria de Estado da Fazenda, destinado a financiar o planejamento, estudos, execução, acompanhamento e avaliação de obras e serviços de infraestrutura logística

em todo o território piauiense. Governo do Estado do Piauí.
<http://www.diariooficial.pi.gov.br/diario.php?dia=20221208>.

- Lyssiotou, P., Savva, E. (2021). Who pays taxes on basic foodstuffs? Evidence from broadening the VAT base. *International Tax and Public Finance*, 28(1), 212-247. DOI: 10.1007/s10797-020-09605-6.
- Mankiw, N. G. (2019). *Introdução à economia - Tradução da 8ª edição norte-americana*. (4th ed.). Cengage Learning Brasil. <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/books/9788522127924>
- Marion, J., Muehlegger, E. (2010). Fuel Tax Incidence and Supply Conditions. Working Paper Series rwp10-014, Harvard University. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.04.003>.
- Monterio, G.F.A., Farina, E. M. M. Q., Nunes, R., (2008). Market Structure and Competition in Food Retail: Some Evidences from Brazil. International Congress, August 26-29, 2008, Ghent, Belgium 44199, European Association of Agricultural Economists.
- Nipers, A., Pilvere, I., Upite, I., Stalgiene, A. & Viira, A. (2019). Effect of VAT Rate Reduction for Fruits and Vegetables on Prices in Latvia: Ex-Post Analysis. *Journal of Agricultural Science*, 30(1). <https://doi.org/10.15159/jas.19.06>
- Pereda, P., Garcia, C. P. (2020). Price impact of taxes on sugary drinks in Brazil. *Economics and Human Biology*. doi: 10.1016/j.ehb.2020.100898.
- Politi, R. B., & Mattos, E. (2011). As-valorem tax incidence and after-tax price adjustments: Evidence from Brazilian basic basket food. *Canadian Journal of Economics*, 44(4), 1438–1470. <https://www.jstor.org/stable/41336414>.
- Poterba, J. M. (1996). Retail price reactions to changes in state and local sale taxes. *National Tax Journal*, 49(2), 165–176.
- Russell, C., & Walbeek, C. (2016). How does a Change in the Excise Tax on Beer Impact Beer Retail Prices in South Africa. *South African Journal of Economics*, 84, 555-573.
- Schmerer, H., Hansen, J. (2023). Pass-thorough effects of a temporary tax rebate on German fuel prices. *Economic Letters*, 227. DOI: 10.1016/j.econlet.2023.111104
- Schoueri, L. E. (2022). *Direito Tributário*. Saraiva. <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/books/9786555596366>.
- Shiraishi, K. (2022). Determinants of VAT pass-through under imperfect competition: Evidence from Japan. *Japan and the World Economy*, 61. DOI: 10.1016/j.japwor.2022.101120.

- Sun, J., Zhang, Z., Liu, Y., Zheng, X (2022). Pass-through of diesel taxes and the effect on carbon emissions: Evidence from *China*. *Journal of Environmental Management*, 132. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.115857>.
- Tonetto, J. L., Fochezatto, A. & Da Silva, G. P. Refund of Consumption Tax to Low Income People: Impact Assessment Using Difference-in-Differences. *Economies*, 11 (6). <https://doi.org/10.3390/economies11060153>
- Ván, B., Olah, D. (2018). Does VAT cut appear on menu – The Consumer Price Impact of Hungarian VAT Decreases of 2016–2017. *Public Finance Quarterly*, 63(3), 355 – 375.
- Weyl, E. G., & Fabinger, M. (2013). Pass-Through as an Economic Tool: Principles of Incidence under Imperfect Competition. *Journal of Political Economy*, 121(3), 528–583. DOI: 10.1086/670401.
- Young, D. J., & Bielinska-Kwapisz, A. (2002). Alcohol taxes and beverage prices. *National Tax Journal*, 55(1), 57–73. <https://doi.org/10.17310/ntj.2002.1.04>.
- Revoredo-Giha, C., Toma, L., Akaiche, F. (2020). An Analysis of the Tax Incidence of VAT to Milk in Malawi. *Sustainability*. 12(19), 1-17. DOI: 10.22004/ag.econ.295671.