

IMPLICAÇÕES JURÍDICAS E ECONÔMICAS DA PROPOSTA DE TRIBUTAÇÃO EM LOJAS FRANCAS DE CIDADE GÊMEA NO ESTADO DE MATO GROSSO

Adriane A. B. do NASCIMENTO

RESUMO

Este estudo analisa as implicações jurídicas e econômicas da criação do “Regime Cidades Gêmeas/ICMS-MT”, que institui uma tributação de 5% sobre as vendas em lojas francas no município de Cáceres (MT), classificado como cidade-gêmea conforme a Portaria MDR nº 1.080/2019. Do ponto de vista jurídico, questiona-se a constitucionalidade da cobrança obrigatória ao Fundo de Ações Sociais, que compromete a segurança jurídica da isenção prevista no Convênio ICMS nº 91/91. No aspecto econômico, utiliza-se um modelo de dados em painel com efeitos fixos (log-log), considerando dados de cinco municípios com *free shops* em operação no período de 2015 a 2023. Foram realizados testes estatísticos e aplicada robustez por meio de erros-padrão de Driscoll-Kraay. Os resultados revelam que a tributação de 5% pode gerar uma redução média de 22,45% no PIB municipal, com impactos também expressivos para alíquotas menores. Propõem-se alternativas, como tributação progressiva, seletiva ou flexível, para mitigar os impactos negativos. Conclui-se que, da forma como proposta, a medida representa risco jurídico relevante e efeito econômico adverso, comprometendo os objetivos de desenvolvimento regional da política de lojas francas.

PALAVRAS-CHAVE: Lojas francas; Tributação; Política Fiscal; Desenvolvimento Regional; Dados em Painel.

ABSTRACT

This study analyzes the legal and economic implications of the creation of the “Twin Cities Regime/ICMS-MT,” which establishes a 5% tax on sales in duty-free shops in the municipality of Cáceres (MT), classified as a twin city under Portaria MDR No. 1.080/2019. From a legal perspective, the constitutionality of the mandatory contribution to the Social Actions Fund is questioned, as it undermines the legal certainty of the exemption granted by ICMS Agreement No. 91/91. Economically, the analysis employs a fixed-effects panel data model (log-log) using data from five municipalities with operational duty-free shops between 2015 and 2023. Several statistical tests were performed, and robustness was ensured through Driscoll-Kraay standard errors. The results indicate that a 5% tax may lead to an average reduction of 22.45% in municipal GDP, with significant negative impacts also found for lower tax rates. The study proposes alternative approaches, such as progressive, selective, or flexible taxation, to mitigate these effects. It concludes that, as currently proposed, the measure entails significant legal risks and adverse economic consequences, undermining the regional development goals of the duty-free policy.

KEYWORDS: Duty-free shops; Taxation; Fiscal Policy; Regional Development; Panel Data.

1 APRESENTAÇÃO

O Projeto de Lei enviado pelo Governo do Estado de Mato Grosso à Assembleia Legislativa, sob a Mensagem nº 51/2025, propõe a criação de um regime tributário especial denominado “Regime Cidades Gêmeas/ICMS-MT”, referente a lojas francas (*free shops*) instaladas em municípios mato-grossenses fronteiriços com cidades estrangeiras. A medida tem como

principal fundamento a autorização prevista no Convênio ICMS 91/91 do CONFAZ e objetiva estimular o comércio na região Sudoeste-Oeste do estado, especialmente na cidade de Cáceres, reconhecida oficialmente como “cidade-gêmea”. O referido projeto de lei foi aprovado pela Assembleia Legislativa e sancionado pelo Governo do Estado de Mato Grosso (2025).

O município de Cáceres foi oficialmente incluído na lista de cidades-gêmeas por meio da Portaria nº 1.080/2019, editada pelo Ministério do Desenvolvimento Regional (MDR). A decisão teve como base um estudo técnico elaborado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que analisou os critérios de interdependência transfronteiriça.

Dessa forma, Cáceres tornou-se o primeiro município do Estado de Mato Grosso a obter essa classificação, que possui elevada relevância para a implementação de políticas públicas coordenadas em áreas de fronteira, incluindo comércio, segurança, infraestrutura e desenvolvimento regional. O enquadramento como cidade-gêmea habilita o município a participar de programas federais específicos e a se beneficiar de regimes tributários diferenciados, como o de *free shops* (lojas francas), previstos em normas federais e convênios do CONFAZ.

Todavia, a proposta legislativa do Poder Executivo que institui o regime tributário denominado “Regime Cidades Gêmeas/ICMS/MT”, aplicável às lojas francas, suscita implicações de ordem jurídica, econômica, social e prática que demandam avaliação minuciosa.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é realizar uma abordagem multidisciplinar, combinando análise jurídico-tributária, avaliação do cenário socioeconômico regional, aplicação de metodologia econométrica e proposição de um conjunto de políticas alternativas, com vistas a oferecer subsídios técnicos ao debate público, contribuindo para decisões mais informadas por parte dos formuladores de políticas, parlamentares, agentes públicos e sociedade civil.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, além desta introdução: a seção 2 apresenta as considerações jurídico-constitucionais e tributárias; a seção 3 discute o contexto socioeconômico e regional; a seção 4 apresenta a metodologia de dados em painel, as evidências empíricas dos efeitos econômicos da tributação sobre as lojas francas e um conjunto de políticas públicas alternativas; por fim, a seção 5 trata das considerações finais.

2 CONSIDERAÇÕES JURÍDICO-CONSTITUCIONAIS E TRIBUTÁRIAS

Merece atenção crítica o teor do artigo 2º do Projeto de Lei, bem como de outros dispositivos correlatos, ao estabelecer que a fruição da isenção do ICMS fica condicionada ao recolhimento compulsório de 5% (cinco por cento) do valor da operação beneficiada ao Fundo de Apoio às Ações Sociais de Mato Grosso (FUS-MT).

Tal exigência configura, na prática, a substituição parcial do tributo isento por uma

contribuição estadual, o que suscita dúvidas quanto à natureza jurídica da cobrança, à sua validade formal e material, bem como à compatibilidade com os princípios constitucionais da legalidade tributária, da tipicidade e da vedação ao confisco.

Esse modelo híbrido de benefício condicionado ao pagamento pode ser interpretado como uma exigência indireta de tributo travestido de contribuição parafiscal, o que compromete a segurança jurídica do regime das lojas francas e pode, inclusive, ensejar questionamentos de natureza constitucional e infralegal, por descaracterizar a própria isenção.

Ademais, a exigência de um percentual sobre uma operação já isenta de ICMS pode ser vista como uma forma de “taxar” a isenção, o que levanta novos questionamentos. Ora, se a isenção tem como objetivo desonerar uma determinada operação, a exigência de um pagamento (ainda que a um fundo) sobre essa operação pode esvaziar o sentido da isenção, transformando-a em mera redução de carga tributária, e não em uma dispensa total.

Ainda, o artigo 3º do Projeto de Lei, que institui o Regime Cidades Gêmeas/ICMS-MT ao tratar das consequências pela falta ou insuficiência de recolhimento ao Fundo de Apoio às Ações Sociais de Mato Grosso (FUS-MT), levanta alertas jurídicos e operacionais que merecem análise aprofundada. O dispositivo prevê que o não recolhimento — ainda que parcial ou por erro — implica a perda automática da isenção, aplicando-se a alíquota integral do imposto. Ao prever que a mera inadimplência de um encargo financeiro resulta na automática revogação da isenção e na cobrança da alíquota cheia, o texto configura uma penalidade indireta, o que contraria o princípio da legalidade estrita em matéria tributária.

Interpreta-se que o artigo 3º do Projeto de Lei introduz risco relevante de insegurança jurídica e afronta ao princípio da proporcionalidade, ao estabelecer, de forma automática e sem qualquer gradação ou contraditório, a perda da isenção do ICMS em decorrência do inadimplemento — ainda que parcial ou meramente material — da obrigação acessória de recolhimento ao FUS-MT.

A previsão normativa de aplicação imediata da alíquota cheia do imposto, sem a observância do devido processo administrativo-fiscal e da possibilidade de regularização espontânea por parte do contribuinte, contraria os princípios constitucionais da razoabilidade e da segurança jurídica, consagrados na Constituição Federal de 1988. Na prática empresarial, é comum a ocorrência de situações de inadimplemento involuntário, como erros materiais, falhas operacionais ou divergências interpretativas quanto à forma e ao momento de recolhimento.

Assim, penalizar tais eventos com a revogação integral do benefício fiscal, sem qualquer mecanismo de advertência, notificação prévia ou possibilidade de saneamento da irregularidade, configura rigidez normativa excessiva e desalinhamento com os paradigmas contemporâneos da

administração tributária, que cada vez mais se orientam por modelos de conformidade cooperativa e incentivo à autorregulização.

Nessa linha de reflexão jurídica, a estrutura sancionatória desproporcional prevista no artigo 3º tende a produzir efeitos contraproducentes, como o desestímulo à adesão ao regime especial, a inibição de investimentos produtivos em zonas fronteiriças e a insegurança na organização empresarial das lojas *free shops*, comprometendo os objetivos centrais da política pública que se pretende implementar.

Diferentemente do modelo adotado no Projeto de Lei Complementar em análise (aprovado pela Assembleia Legislativa e sancionado pelo Governo do Estado de Mato Grosso), observa-se que os Estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina regulamentaram a instalação das lojas francas exclusivamente por meio de decreto estadual, em estrita observância ao disposto no Convênio ICMS nº 91/91, sem a imposição de quaisquer encargos financeiros adicionais, tais como taxas ou contribuições. Com isso, asseguraram um ambiente normativo estável, juridicamente seguro e atrativo para investidores. Dito isso, a condição financeira imposta às lojas francas no município de Cáceres pode caracterizar desvirtuamento da isenção tributária e comprometer a atratividade do modelo frente às experiências de outros estados.

Em síntese, a legislação ordinária aprovada pela Assembleia Legislativa e sancionada pelo Governo do Estado de Mato Grosso, carece de ajustes jurídicos para garantir sua conformidade constitucional e a eficácia prática do modelo de lojas francas. A imposição de contribuições e a estrutura sancionatória desproporcional comprometem a viabilidade jurídica e econômica do regime proposto.

3 CONTEXTO SOCIOECONÔMICO E DESENVOLVIMENTO REGIONAL

O reconhecimento de Cáceres como cidade-gêmea assenta-se, prioritariamente, em seu potencial de indução ao desenvolvimento econômico regional, articulado à sua posição geográfica estratégica na faixa de fronteira oeste do Brasil. O estudo técnico do Ipea evidencia que iniciativas como a isenção tributária — notadamente do ICMS — constituem instrumento central para dinamizar a economia local e promover a integração logística e comercial com a Bolívia e, por extensão, com o mercado do Pacífico.

Esse reconhecimento exige, ainda, um conjunto multidimensional de requisitos. Pela pesquisa empírica conduzida pelo Ipea, há fluxo transfronteiriço significativo (infraestrutura de controle fronteiriço federal — Receita Federal, Polícia Federal, Gefron) e, do ponto de vista da infraestrutura, destaca-se a existência de ativos estratégicos, como a rodovia BR-070, que conecta diretamente vários municípios; projetos como a Zona de Processamento de Exportação (ZPE); e a

ligação intermodal até o Pacífico via Bolívia, os quais potencializam a inserção de Cáceres em cadeias logísticas regionais e internacionais. A atividade turística, especialmente com foco na pesca esportiva, também contribui para a economia local, reforçada por fluxos de visitantes no comércio.

Os indicadores socioeconômicos de Cáceres corroboram a necessidade de atenção por parte do poder público. Com população estimada em 89.681 habitantes (IBGE, 2022a), a economia municipal é majoritariamente baseada no setor de serviços, com participação de 51,09% na composição econômica; administração, defesa, educação e saúde representam 30,48%; a agropecuária extensiva, 9,48%; e a indústria, 8,95%. Esse arranjo econômico demonstra a necessidade urgente de políticas que promovam o crescimento expressivo do turismo, do comércio e do varejo.

Ademais, conforme dados do Cadastro Único, Cáceres apresenta o maior número absoluto de cadastrados no estado, com 50.229 pessoas, o que representa cerca de 43% da população em situação de pobreza e 29% em baixa renda, totalizando 72% da população cadastrada em condições de vulnerabilidade. Os dados indicam forte dependência de políticas sociais, com concentração significativa de famílias com renda inferior a meio salário-mínimo *per capita* (ver tabela 1).

	Pessoas Cadastradas e Famílias em Situação de Pobreza	Pessoas Cadastradas e Famílias de Baixa Renda	Pessoas Cadastradas e Famílias Acima de ½ de Salário-Mínimo	Total
Cáceres	21.406 (43%)	14.630 (29%)	14.193 (28%)	50.229

Tabela 1 – Perfil da População Integrante do Cadastro Único.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados extraídos do Programa Bolsa Família (Brasil, 2025a) e CadÚnico (Brasil, 2025b).

Cáceres, apesar de seu papel como polo regional estratégico, revela um cenário socioeconômico preocupante. O município concentra o maior número absoluto de pessoas cadastradas no CadÚnico (50.229), das quais 72% estão em condição de vulnerabilidade social (pobreza e baixa renda). O PIB *per capita* é apenas intermediário, e o Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) permanece aquém do desempenho observado em municípios vizinhos, como Pontes e Lacerda (FIRJAN, 2025a). Esses dados evidenciam a urgência de políticas públicas robustas voltadas à inclusão social, à geração de oportunidades e ao fortalecimento das atividades econômicas locais, com foco na superação de desigualdades e na construção de um desenvolvimento regional mais equitativo.

Diante dos elevados índices de vulnerabilidade e da longa trajetória histórica de Cáceres — com seus 247 anos de existência —, a política de isenção tributária prevista no projeto das lojas francas deve ser compreendida não apenas como um mecanismo fiscal, mas como instrumento estratégico de indução ao desenvolvimento regional. Trata-se de um eixo estruturante para a promoção do fortalecimento socioeconômico local. Mais do que reduzir encargos, essa política tem

o potencial de dinamizar a economia cacerense, mitigar desigualdades territoriais, consolidar conexões transfronteiriças sustentáveis e fomentar a inclusão produtiva em áreas historicamente negligenciadas pelas políticas de desenvolvimento. É uma medida que alia justiça fiscal à responsabilidade com o futuro regional.

4 METODOLOGIA, EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E POLÍTICAS PÚBLICAS ALTERNATIVAS

Com o intuito de qualificar o debate público e subsidiar a tomada de decisão por parte dos agentes públicos e *stakeholders* locais, foi desenvolvido um estudo econométrico específico para avaliar o impacto da tributação proposta sobre a atividade econômica do município de Cáceres.

O estudo utiliza dados de municípios fronteiriços com lojas francas já em operação, com características similares às de Cáceres, e adota um modelo econométrico de dados em painel, realizando diversos testes de robustez, bem como apresentando um conjunto de alternativas possíveis.

Esta seção está dividida em três subseções. A primeira descreve a metodologia econométrica de dados em painel; a segunda detalha o modelo adotado e os resultados empíricos obtidos; e a terceira apresenta breves recomendações de políticas públicas a serem adotadas como alternativas à cobrança de 5% sobre as vendas nas lojas francas.

4.1 Modelo Econométrico de Dados em Painel

Segundo Baltagi (2008), Marques (2000), Hsiao (2003) e Cameron e Trivedi (2005), a adoção do modelo de dados em painel apresenta diversas vantagens metodológicas, apesar de algumas limitações. Entre os benefícios, destacam-se a capacidade de capturar heterogeneidades individuais (que podem ou não variar ao longo do tempo), a redução da tendenciosidade nas estimativas, o maior grau de liberdade e a eficiência dos estimadores, além de maior variabilidade, riqueza informacional e menor multicolinearidade.

Entretanto, entre os desafios associados à aplicação desse tipo de dados, podem ser mencionadas dificuldades na obtenção de séries completas, problemas de especificação relacionados à heterogeneidade não mensurada entre unidades ou ao longo do tempo, e questões de seleção amostral não aleatória, como autoseletividade, atrito e não resposta.

Consoante Greene (2008), Cameron e Trivedi (2009) e Gujarati e Porter (2011), os dados em painel podem ser classificados nas seguintes tipologias:

- Painéis curtos e longos: os painéis curtos são caracterizados por um número de unidades (N) superior ao de períodos (T), ou seja, $N > T$; os painéis longos

apresentam a relação inversa ($N < T$);

- Painel balanceado e painel desbalanceado: painéis balanceados revelam-se aqueles onde o número de períodos T é exatamente o mesmo para todos os indivíduos i , em outras palavras, cada corte transversal apresenta como característica o mesmo período de tempo ($T_i = T$ para todo i); os painéis desbalanceados comportam-se de maneira oposta, apresentando diferentes números de períodos T , ou seja, a dimensão do tempo varia para cada indivíduo ($T_i \neq T$);
- Painel de dados fixos e painel de dados aleatórios: no painel de dados fixos, os mesmos indivíduos são observados em todos os períodos; já no painel de dados aleatórios, o conjunto de indivíduos varia ao longo do tempo;
- Painel estático e painel dinâmico: painéis estáticos não incluem defasagens da variável dependente como variável explicativa; painéis dinâmicos, por outro lado, as incluem.

De acordo com Greene (2008), a equação fundamental do modelo de dados em painel está estruturada da seguinte forma:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (1),$$

em que: y_{it} é a variável dependente para o indivíduo i no tempo t ; x'_{it} é o vetor de variáveis que variam ao longo do tempo; β é o vetor de coeficientes associados às variáveis x'_{it} ; z'_i é o vetor de variáveis que não variam ao longo do tempo; α é o vetor de coeficientes das variáveis z'_i ; e ε_{it} é o erro ou termo estocástico.

A estimação de regressões com dados em painel requer, paralelamente, a realização de testes econométricos, com vistas à obtenção do modelo mais apropriado, levando em consideração as particularidades dos dados. Segundo Greene (2008), podem-se considerar os seguintes modelos: *pooled*, efeitos fixos (EF), efeitos aleatórios (EA) e parâmetros aleatórios (PA). No modelo *pooled*, todos os indivíduos compartilham o mesmo intercepto. Nos modelos de efeitos fixos, há variações entre os interceptos de cada indivíduo, que permanecem constantes ao longo do tempo. Os modelos de efeitos aleatórios consideram a aleatoriedade da inclusão do indivíduo na amostra. Já os modelos de parâmetros aleatórios se caracterizam pela ausência de heterogeneidade tanto no termo constante quanto nos coeficientes das variáveis explicativas.

4.1.1 Modelo Pooled

De acordo com Greene (2008), o modelo *pooled* representa a forma mais simples de estimação com dados em painel, caracterizando-se pela presença de um único intercepto comum a todos os indivíduos. Quando o vetor contém apenas um termo constante, a estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) resulta em estimadores eficientes e consistentes, desde que determinadas condições sejam satisfeitas:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it}, x_{i1}, x_{i2}, \dots] &= 0 \\ \text{VAR}[\varepsilon_{it}, x_{i1}, x_{i2}, \dots] &= \alpha_e^2 \\ \text{COV}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}, x_{i1}, x_{i2}, \dots] &= 0, \text{ se } i \neq j \text{ ou } t \neq s. \end{aligned}$$

Uma vez que tais condições sejam atendidas, os erros são considerados esféricos, ou seja, atendem aos pressupostos de homocedasticidade, ausência de autocorrelação e exogeneidade estrita. Nesse cenário, os estimadores MQO são não tendenciosos e eficientes. Contudo, é pouco provável que tais pressupostos sejam plenamente observados em aplicações empíricas. A não consideração das heterogeneidades entre os indivíduos pode comprometer a consistência dos estimadores obtidos pelo modelo *pooled*.

4.1.2 Modelo de Efeito Fixo

O modelo de efeitos fixos permite o controle da heterogeneidade não observada entre os indivíduos, desde que esta permaneça constante ao longo do tempo. Segundo Greene (2008), esse modelo considera que cada indivíduo possui um intercepto próprio, que capta características invariantes no tempo. Os coeficientes das variáveis explicativas, por sua vez, são considerados constantes entre os indivíduos e ao longo do tempo. De acordo com Hill, Griffiths e Judge (1999), a especificação geral do modelo pode ser estruturada da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (2)$$

Nesse modelo, α_i corresponde aos interceptos a serem estimados individualmente para cada agente. Dado que os parâmetros resposta são constantes entre os agentes e ao longo do tempo, o intercepto passa a refletir as diferentes características comportamentais dos indivíduos. De forma mais precisa, α_i expressa o impacto das variáveis ocultas no modelo proposto.

Alternativamente, a heterogeneidade individual pode ser capturada por meio da introdução de variáveis *dummy* para cada indivíduo, resultando na seguinte representação:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \gamma_1 D_{1i} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + e_{it} \quad (3)$$

Em que D_{ni} é uma variável *dummy* que assume valor 1 para o indivíduo $i = n$ e 0, caso contrário. No entanto, como essa equação apresenta uma variável binária para cada agente, isso desencadeia um problema de multicolinearidade perfeita. Para evitá-lo, é necessário omitir uma das

variáveis *dummy*:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + e_{it} \quad (4)$$

em que $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k, \gamma_2, \gamma_3, \dots, \gamma_n$ representam os parâmetros a serem estimados. Dado que $i=1$, então o intercepto corresponde a $\beta_0 = \alpha_1$. E se $i \geq 2$, então o intercepto será $\beta_0 + \gamma_i$. Pode-se afirmar que o modelo de efeitos fixos é estimado por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), cujas estimativas são não tendenciosas, consistentes, com erros normalmente distribuídos, variância constante e sem autocorrelação.

Conforme Wooldridge (2010), estimar o modelo com variáveis binárias e com efeitos fixos leva a resultados semelhantes. Ressalta-se, no entanto, que o uso de *dummies* não é trivial nesse tipo de modelo, pois mesmo com um número reduzido de agentes, a quantidade de parâmetros a ser estimada aumenta significativamente. Além disso, há dificuldades na implementação dessa regressão em certos pacotes econométricos quando o número de agentes é elevado.

Para testar a adequação do modelo, é necessário verificar se os interceptos diferem entre os agentes. Segundo Griffiths, Hill e Judge (1993) temos que:

$$H_0: \alpha_{01} = \alpha_{02} = \dots = \alpha_{0k}$$

$$H_1: \text{Interceptos } \alpha_i \neq \alpha_j$$

A estatística F é empregada para testar tais hipóteses. Ao rejeitar H_0 , confirma-se a adequação do modelo. Segundo Wooldridge (2010), embora o estimador do intercepto ($\hat{\alpha}_i$) não seja tendencioso, ele pode ser inconsistente quando há muitos indivíduos na amostra, pois a adição de uma nova observação *cross-section* implica a introdução de um novo α_i . Assim, quanto maior o número de períodos (T), melhor será a estimativa dos α_i .

Ainda segundo o autor, em situações em que o intercepto (α_i) se correlaciona com as variáveis explicativas em qualquer período de tempo, o modelo de efeitos fixos se revela como a melhor opção. Ressalta-se também que o uso desse modelo é adequado quando há dados de toda a população e se deseja realizar análises individuais.

4.1.3 Modelo de Efeito Aleatório

O modelo de efeitos aleatórios compartilha algumas características com o modelo de efeitos fixos, como a existência de interceptos diferentes entre os indivíduos e constantes ao longo do tempo. Contudo, a distinção essencial está na forma de tratamento dessa heterogeneidade. No modelo de efeitos aleatórios, assume-se que os interceptos individuais são variáveis aleatórias extraídas de uma distribuição comum, representando uma amostra aleatória de uma população maior.

O modelo geral será dado por:

$$y_{it} = -\beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + v_{it} \quad (5)$$

Em que:

$$v_{it} = e_{it} + \alpha_i \quad (6)$$

No qual α_i é o componente de heterogeneidade não observada entre os indivíduos e e_{it} é o erro idiossincrático. As propriedades de v_{it} são:

1. $E(v_{it}) = 0$
2. $\text{Var}(v_{it}) = \sigma_e^2 + \sigma_\alpha^2$
3. $\text{Cov}(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\alpha^2, \quad \forall \quad t \neq s$
4. $\text{Cov}(v_{it}, v_{jt}) = 0, \quad \forall \quad i \neq j$

Para Hill, Griffiths e Judge (1999), as propriedades 1 e 2 indicam que v_{it} é homocedástico, ou seja, possui média zero e variância constante. A propriedade 3 revela a presença de autocorrelação, isto é, correlação dos erros de um agente ao longo do tempo. A propriedade 4 indica ausência de correlação contemporânea, ou seja, não há correlação entre os erros de diferentes indivíduos em um mesmo período.

Em caso de autocorrelação, é necessário substituir o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), utilizado no modelo de efeitos fixos, pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que produz estimadores mais adequados.

Segundo Marques (2000), alguns benefícios do modelo de efeitos aleatórios incluem: flexibilidade para empregar bases de dados de diferentes tamanhos; possibilidade de superação de entraves no quadro econométrico comum; maior aprofundamento teórico nos estudos com esse modelo; e simplicidade na explicação dos resultados da estimação.

4.1.4 Testes Econométricos em Dados em Painel

A escolha adequada entre os modelos *pooled*, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, bem como a identificação de problemas nos resíduos, requer a aplicação de testes econométricos específicos.

O teste de Chow compara o modelo *pooled* com o de efeitos fixos. A hipótese nula de igualdade dos interceptos individuais é rejeitada quando o *p-valor* é inferior a 10%, indicando superioridade do modelo de efeitos fixos.

O teste de Breusch-Pagan LM avalia se o modelo *pooled* pode ser substituído pelo de efeitos aleatórios. A rejeição da hipótese nula (*p-valor* < 10%) sugere a adoção do modelo de efeitos

aleatórios.

O teste de Hausman compara os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Se o *p-valor* for inferior a 10%, rejeita-se a hipótese de exogeneidade dos efeitos individuais, favorecendo o modelo de efeitos fixos.

Além disso, para detectar problemas como heterocedasticidade (resíduos com variância não constante), ausência de significância conjunta (coeficientes simultaneamente nulos), autocorrelação (correlação dos erros de um mesmo indivíduo em diferentes períodos) e correlação contemporânea (entre erros de diferentes indivíduos em um mesmo período), aplicam-se os testes de Breusch-Pagan, Wald, Wooldridge e Pesaran.

O teste de Wooldridge verifica autocorrelação serial. A presença de autocorrelação é indicada por *p-valores* inferiores a 10%. Em relação ao teste de Wald, avalia heterocedasticidade: *p-valores* abaixo de 10% sugerem sua presença. Também verifica a significância conjunta: *p-valores* acima de 10% indicam ausência de rejeição da hipótese nula (coeficientes conjuntamente nulos. Por fim, o teste de Pesaran analisa a correlação contemporânea entre unidades. A rejeição da hipótese nula (*p-valor* < 10%) indica dependência cruzada entre os indivíduos.

Na presença de heterocedasticidade (resíduos distribuídos de maneira muito dispersa e pouco homogênea) e/ou autocorrelação (correlação dos erros dos mesmos indivíduos em diferentes períodos), exige-se que o teste a ser empregado para comparar o modelo de efeitos fixos com o modelo de efeitos aleatórios seja o teste de Mundlak (Adkins; Hill, 2008).

O teste de Mundlak testa a hipótese nula de que o modelo apresenta características de efeitos aleatórios contra a hipótese alternativa de que o modelo apresenta características de efeitos fixos. Assim, considerando uma significância estatística de até 10%, um *p-valor* abaixo desse percentual rejeita a hipótese nula de modelo de efeitos aleatórios, o que indica a adoção de modelos de efeitos fixos. Por outro lado, um *p-valor* acima de 10% não rejeita a hipótese nula, o que aponta para a adoção do modelo de efeitos aleatórios.

Na presença simultânea dos três problemas mencionados — autocorrelação, heterocedasticidade e correlação contemporânea —, recomenda-se a aplicação da estimação com erros padrão de Driscoll-Kraay, que ajusta o modelo a essas características dos dados em painel. De forma mais específica, esse método ajusta a matriz de variância-covariância dos erros para fornecer erros padrão robustos. Uma de suas principais vantagens é a não exigência de um grande número de períodos (T), o que o torna especialmente útil em painéis curtos, com muitas unidades e poucos períodos — características do modelo adotado neste estudo (Driscoll; Kraay, 1998).

4.2 DESCRIÇÃO DO MODELO E RESULTADOS

Esta subseção define o modelo econométrico adotado e analisa empiricamente o efeito de uma possível tributação de 5% sobre as vendas nas lojas francas no PIB de Cáceres. Para isso, foram utilizadas cinco cidades de diferentes unidades federativas que apresentam *free shops* e que guardam características econômicas, sociais e geográficas similares às do município de Cáceres. Os municípios analisados foram: Santana do Livramento (RS), Foz do Iguaçu (PR), Jaguarão (RS), Uruguaiana (RS) e Dionísio Cerqueira (SC). O estudo abrangeu o período de 2015 a 2023.

Para a estimação dos efeitos, foi empregado um modelo de dados em painel com efeitos fixos (log-log), que contempla tanto a variação temporal quanto entre cidades. A variável resposta é o PIB municipal (valores correntes, R\$) de cada uma das cidades analisadas. Já as variáveis explicativas consideradas são:

- quantidade de empregos formais;
- gastos públicos em razão do PIB (valores correntes, R\$);
- unidades locais (quantidades de empresas);
- tributação condicional de 5% sobre as vendas nas lojas francas (variável *proxy*, calculada pelo produto entre o volume das importações advindas dos países fronteiriços, 5%, e a variável binária para identificar se há ou não lojas francas no ano em questão);
- volume de exportação (valores correntes, US\$);
- cenário antes, durante ou depois da Covid-19 (variável binária; 0 se não havia pandemia da covid-19 no ano em questão e 1, se sim);
- PIB dos países que fazem fronteira imediata com o município (valores correntes, US\$);
- taxa de juros (overnight/selic);
- taxa de câmbio nominal (valores correntes)

Todos os dados foram obtidos em fontes públicas como Comex Stat, IBGE, Firjan, Ipea e Banco Mundial. O modelo de dados em painel adotado neste estudo está estruturado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{LogPIB}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{logempregos_formais}_{it} + \beta_2 \text{loggasto_publico_pib}_{it} \\ & + \beta_3 \text{logunidades_locais}_{it} + \beta_4 \text{logtribut_condicional}_{it} + \beta_5 \text{logexport}_{it} \\ & + \beta_6 \text{covid_19}_{it} + \beta_7 \text{logpib_ext}_{it} + \beta_8 \text{logtx_juros}_{it} + \beta_9 \text{logtx_cambio}_{it} \\ & + \varepsilon_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

A tabela 2 apresenta e descreve os termos da função do modelo de determinantes da desigualdade salarial.

Termos	Siglas	Descrição
--------	--------	-----------

Termos gerais	(i)	Representa o número de indivíduos, que corresponde aos municípios analisados.
	(t)	Representa o período em questão, isto é, de 2015 a 2023. 4 anos.
Termo Dependente	(w)	Corresponde ao PIB municipal.
Termos independentes	(log_empregos_formais)	Quantidade de empregos formais.
	(log_gasto_publico_pib)	Gastos públicos em razão do PIB.
	(log_unidades_locais)	Quantidades de empresas.
	(log_tribut_condicional)	Tributação condicional em 5% sobre as vendas nas lojas francas.
	(log_export)	Valores correntes, US\$.
	(covid-19)	Cenário antes, durante ou depois da Covid-19
	(log_pib_ext)	PIB dos países que fazem fronteira imediata com o município.
	(tx_juros)	Overnight em razão do Selic.
	(log_tx_cambio)	R\$/US\$, valores correntes.
	β_0	Constante.
	β_1	Medida de sensibilidade dos empregos formais sobre o PIB municipal.
	β_2	Medida de sensibilidade do gasto público/PIB sobre o PIB municipal.
	β_3	Medida de sensibilidade das unidades locais sobre o PIB municipal.
	β_4	Medida de sensibilidade da tributação condicionada sobre o PIB municipal.
	β_5	Medida de sensibilidade das exportações sobre o PIB municipal.
	β_6	Medida de sensibilidade da covid-19 sobre o PIB municipal.
	β_7	Medida de sensibilidade do PIB externo sobre o PIB municipal.
	β_8	Medida de sensibilidade da taxa de juros sobre o PIB municipal.
	β_9	Medida de sensibilidade da taxa de câmbio sobre o PIB municipal.
	ε_{it}	Termo estocástico.

Tabela 2 – Descrição dos Termos do Modelo de Determinantes da Desigualdade Salarial. Fonte: Elaboração própria.

Após estimar o modelo econométrico de dados em painel, com os diferentes testes estatísticos necessários (Chow, Breusch-Pagan LM, Hausman, Wooldridge, Breusch-Pagan, Wald e Pesaran), observou-se a presença de correlação contemporânea (resíduos de diferentes unidades correlacionando-se entre si no mesmo período). Tal problema foi corrigido pela estimação do modelo com efeitos fixos e erros robustos de Driscoll-Kraay (ver resultados no anexo A).

Os resultados revelaram que uma tributação de 5% sobre as vendas nas lojas francas das cidades fronteiriças gera, em média, uma queda de 22,45% no PIB municipal, considerando-se *ceteris paribus*. Isso representa uma perda potencial de produção agregada e de atividade econômica no município (ver resultados no anexo A e cálculos no anexo B).

Esses resultados oferecem evidência empírica robusta de que a tributação proposta pode comprometer significativamente a atividade econômica de Cáceres. Ainda que a finalidade da medida — destinar os recursos arrecadados a ações sociais — seja louvável, sua adoção pode gerar

efeitos contraproducentes, como queda na produção local, na renda e, conseqüentemente, na arrecadação.

4.3 BREVES RECOMENDAÇÕES DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Diante dos resultados obtidos, apresenta-se, a seguir, um conjunto de alternativas que podem mitigar os impactos negativos sobre o PIB municipal e tornar essa política fiscal mais sensível ao contexto econômico de Cáceres.

1. Redução da alíquota proposta

Considerar a adoção de alíquotas mais baixas, como 1% ou 2,5%, que, conforme simulações adicionais, gerariam impactos significativamente menores sobre o PIB municipal — de 13,23% e 18,48%, respectivamente —, preservando parte da arrecadação desejada para ações sociais (ver anexo B).

2. Adoção de tributação progressiva

Implementar um sistema no qual empresas com maior faturamento ou volume de vendas contribuam proporcionalmente mais, preservando a competitividade das micro e pequenas empresas locais.

3. Tributação seletiva sobre produtos específicos

Restringir a incidência da alíquota apenas a produtos considerados supérfluos ou nocivos à saúde, como bebidas alcoólicas, cigarros e cosméticos de luxo, conforme já autorizado pela legislação federal.

4. Monitoramento anual com cláusula de revisão

Estabelecer um cronograma de avaliação dos efeitos econômicos da medida, com possibilidade de revisão da alíquota em caso de queda acentuada da produção ou do comércio local.

5. Criação de um fundo de compensação econômica local

Destinar uma parcela da arrecadação à formação de um fundo municipal de apoio ao desenvolvimento produtivo, à inovação e à qualificação da mão de obra, de modo a compensar parcialmente os efeitos da tributação.

6. Estabelecimento de um teto de arrecadação

Fixar um montante máximo anual de arrecadação por meio da tributação, a fim de evitar sobrecarga fiscal ao setor, adotando gatilhos para suspensão ou redução automática da alíquota.

7. Adoção de uma alíquota flexível com base em ciclo econômico

Implementar uma alíquota contracíclica, que seja reduzida em cenários de crise, instabilidade ou baixa atividade econômica; e elevada em períodos de crescimento, aquecimento da economia ou excesso de demanda. Tal abordagem tende a minimizar os impactos negativos sobre o

crescimento e a melhorar a previsibilidade para o setor privado.

8. Participação social e pactual federativa

Promover consultas públicas com empresários, consumidores e organizações locais para legitimar a política e incorporar visões práticas do setor produtivo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante das evidências jurídicas e empíricas apresentadas, constata-se que a imposição de uma alíquota de 5% sobre as vendas das lojas francas, mesmo travestida de contribuição social, representa uma quebra na lógica da isenção fiscal prevista para esse regime. Tal medida não apenas gera insegurança jurídica e pode afrontar preceitos constitucionais, como também se mostra contraproducente do ponto de vista econômico, ao comprometer a atividade produtiva local.

A análise econométrica realizada com base em dados de municípios com lojas francas em funcionamento indica que uma tributação de 5% implicaria uma redução média de 22,45% no PIB municipal. Mesmo com alternativas de alíquotas menores, como 1% ou 2,5%, os impactos estimados sobre a produção local ainda seriam negativamente significativos, na ordem de 13,23% e 18,48%, respectivamente.

Nesse contexto, recomenda-se que o Poder Público estadual reveja sua posição e considere alternativas mais equilibradas, como a adoção de alíquotas progressivas, tributação seletiva sobre produtos supérfluos ou a implementação de uma política tributária flexível, com mecanismos de revisão periódica baseados em indicadores de desempenho econômico. Ademais, a criação de fundos locais de compensação e o engajamento de atores locais por meio de mecanismos de participação social podem assegurar maior aderência e legitimidade à política fiscal adotada.

A política de lojas francas, quando bem estruturada e juridicamente segura, pode se tornar um instrumento indutor de desenvolvimento regional sustentável, contribuindo para a dinamização econômica de Cáceres, a geração de emprego e renda e a superação das desigualdades sociais que ainda persistem no município. Por isso, é essencial que sua regulamentação seja cuidadosamente calibrada, técnica e institucionalmente.

ANEXO A – *OUTPUTS* DO MODELO

Este anexo contém os resultados (*outputs*) dos diferentes testes do modelo de dados em painel adotado no estudo, bem como o modelo final ajustado com efeitos fixos e com erros robustos de Driscoll-Kraay.


```

=== Teste de Chow ===
Model Comparison
=====

```

	Pooled	Fixos
Dep. Variable	log_pib	log_pib
Estimator	PooledOLS	PanelOLS
No. Observations	32	32
Cov. Est.	Robust	Robust
R-squared	0.9995	0.9996
R-Squared (Within)	0.9994	0.9996
R-Squared (Between)	0.9999	0.7765
R-Squared (Overall)	0.9995	0.9588
F-statistic	5356.6	4749.2
P-value (F-stat)	0.0000	0.0000

```

=====
const
```

	Pooled	Fixos
const	8.4590 (7.0934)	-0.9432 (-0.2195)
log_empregos_formais	0.2052 (1.8457)	0.9440 (2.5476)
log_gasto_publico_pib	-0.9935 (-160.56)	-1.0031 (-108.98)
log_unidades_locais	0.7454 (5.6178)	0.4677 (2.6575)
log_tribut_condicional	-0.0391 (-2.9719)	-0.0574 (-3.7236)
log_export	0.0882 (2.3925)	0.0776 (1.5343)
covid_19	-0.3239 (-5.6690)	-0.2642 (-4.0640)
log_pib_ext	0.0231 (0.5697)	0.2224 (1.4075)
tx_juros	-0.0160 (-3.4060)	-0.0146 (-2.6727)
log_tx_cambio	1.1324 (5.2067)	0.9986 (4.8687)

```

=====
Effects
```

	Pooled	Fixos
Effects		Entity

```

=====
T-stats reported in parentheses

```

Figura 1 – Teste de Chow. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

```

=== Teste de Breusch-Pagan LM (manual) ===
LM statistic: 0.8021
P-valor: 0.3705

```

Figura 2 – Teste de Breusch-Pagan LM. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

```

=== Teste de Hausman ===
Model Comparison
=====

```

	Fixos	Aleatorios
Dep. Variable	log_pib	log_pib
Estimator	PanelOLS	RandomEffects
No. Observations	32	32
Cov. Est.	Robust	Unadjusted
R-squared	0.9996	0.9995
R-Squared (Within)	0.9996	0.9994
R-Squared (Between)	0.7765	0.9999
R-Squared (Overall)	0.9588	0.9995
F-statistic	4749.2	5356.6
P-value (F-stat)	0.0000	0.0000

```

=====
const
```

	Fixos	Aleatorios
const	-0.9432 (-0.2195)	8.4590 (5.9023)
log_empregos_formais	0.9440 (2.5476)	0.2052 (1.5511)
log_gasto_publico_pib	-1.0031 (-108.98)	-0.9935 (-93.076)
log_unidades_locais	0.4677 (2.6575)	0.7454 (4.8662)
log_tribut_condicional	-0.0574 (-3.7236)	-0.0391 (-2.2024)
log_export	0.0776 (1.5343)	0.0882 (2.2751)
covid_19	-0.2642 (-4.0640)	-0.3239 (-6.2647)
log_pib_ext	0.2224 (1.4075)	0.0231 (0.4408)
tx_juros	-0.0146 (-2.6727)	-0.0160 (-2.2396)
log_tx_cambio	0.9986 (4.8687)	1.1324 (4.9935)

```

=====
Effects
```

	Fixos	Aleatorios
Effects		Entity

```

=====
T-stats reported in parentheses

```

Figura 3 – Teste de Hausman. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

```

=== Teste de Mundlak ===
/Library/Frameworks/Python.framework/Versions/3.13/lib/python3.13/site-packages/linearmodels/panel/results.py:89: RuntimeWarning: invalid value encountered in sqrt
return Series(np.sqrt(np.diag(self.cov)), self._var_names, name="std_error")
RandomEffects Estimation Summary
=====
Dep. Variable:      log_pib  R-squared:          0.9997
Estimator:         RandomEffects  R-squared (Between): 1.0000
No. Observations:   32      R-squared (Within):    0.9996
Date:              Fri, Jun 27 2025  R-squared (Overall): 0.9997
Time:              17:38:20    Log-likelihood      47.829
Cov. Estimator:     Unadjusted

Entities:           5      F-statistic:        2521.4
Avg Obs:            6.4000  P-value            0.0000
Min Obs:            4.0000  Distribution:       F(17,14)
Max Obs:            9.0000  F-statistic (robust): 2351.3
                                P-value            0.0000
Time periods:       9      Distribution:       F(17,14)
Avg Obs:            3.5556
Min Obs:            2.0000
Max Obs:            5.0000

```

Figura 4 - Teste de Mundlak. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

```

T-stats reported in parentheses

=== Teste de Wooldridge (Durbin-Watson) ===
2.111597372522605

=== Teste de Breusch-Pagan ===
LM stat: 9.285856533737245, p-value: 0.4113166076338698

=== Teste de Wald (Efeitos Fixos) ===
Linear Equality Hypothesis Test
H0: Linear equality constraint is valid
Statistic: 69177.0913
P-value: 0.0000
Distributed: chi2(9)

=== Teste de Pesaran (via kernel) ===
PooledOLS Estimation Summary
=====
Dep. Variable:      log_pib  R-squared:          0.9995
Estimator:         PooledOLS  R-squared (Between): 0.9999
No. Observations:   32      R-squared (Within):  0.9994
Date:              Fri, Jun 27 2025  R-squared (Overall): 0.9995
Time:              15:42:39    Log-likelihood      42.479
Cov. Estimator:     Driscoll-Kraay

Entities:           5      F-statistic:        5356.6
Avg Obs:            6.4000  P-value            0.0000
Min Obs:            4.0000  Distribution:       F(9,22)
Max Obs:            9.0000  F-statistic (robust): 5.67e+13
                                P-value            0.0000
Time periods:       9      Distribution:       F(9,22)
Avg Obs:            3.5556
Min Obs:            2.0000
Max Obs:            5.0000

Parameter Estimates
=====

```

	Parameter	Std. Err.	T-stat	P-value	Lower CI	Upper CI
const	8.4590	0.8169	10.355	0.0000	6.7649	10.153
log_empregos_formais	0.2052	0.0789	2.6018	0.0163	0.0416	0.3687
log_gasto_publico_pib	-0.9935	0.0039	-256.78	0.0000	-1.0016	-0.9855
log_unidades_locais	0.7454	0.0943	7.9040	0.0000	0.5498	0.9410
log_tribut_condicional	-0.0391	0.0093	-4.1896	0.0004	-0.0585	-0.0198
log_export	0.0882	0.0205	4.3100	0.0003	0.0457	0.1306
covid_19	-0.3239	0.0257	-12.578	0.0000	-0.3772	-0.2705
log_pib_ext	0.0231	0.0367	0.6294	0.5356	-0.0530	0.0992
tx_juros	-0.0160	0.0047	-3.4275	0.0024	-0.0256	-0.0063
log_tx_cambio	1.1324	0.1874	6.0435	0.0000	0.7438	1.5210

Figura 5 – Teste de Wooldridge, Breusch-Pagan, Wald e Pesaran. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

```

=== Efeitos Fixos com Driscoll-Kraay ===
PanelOLS Estimation Summary
=====
Dep. Variable:      log_pib      R-squared:          0.9996
Estimator:         PanelOLS      R-squared (Between): 0.7765
No. Observations:   32           R-squared (Within):  0.9996
Date:              Thu, Jun 26 2025 R-squared (Overall): 0.9588
Time:              13:06:11      Log-likelihood       47.829
Cov. Estimator:     Driscoll-Kraay
Entities:           5            F-statistic:         4749.2
Avg Obs:            6.4000       P-value              0.0000
Min Obs:            4.0000       Distribution:         F(9,18)
Max Obs:            9.0000       F-statistic (robust): 3.098e+14
Time periods:       9            P-value              0.0000
Avg Obs:            3.5556       Distribution:         F(9,18)
Min Obs:            2.0000
Max Obs:            5.0000

Parameter Estimates
=====

```

	Parameter	Std. Err.	T-stat	P-value	Lower CI	Upper CI
const	-0.9432	4.1687	-0.2263	0.8236	-9.7013	7.8149
log_empregos_formais	0.9440	0.2477	3.8114	0.0013	0.4236	1.4643
log_gasto_publico_pib	-1.0031	0.0075	-134.03	0.0000	-1.0189	-0.9874
log_unidades_locais	0.4677	0.1104	4.2379	0.0005	0.2358	0.6995
log_tribut_condicional	-0.0574	0.0076	-7.5127	0.0000	-0.0735	-0.0414
log_export	0.0776	0.0154	5.0383	0.0001	0.0453	0.1100
covid_19	-0.2642	0.0403	-6.5611	0.0000	-0.3488	-0.1796
log_pib_ext	0.2224	0.1363	1.6315	0.1202	-0.0640	0.5088
tx_juros	-0.0146	0.0039	-3.7116	0.0016	-0.0228	-0.0063
log_tx_cambio	0.9986	0.1796	5.5598	0.0000	0.6213	1.3760

```

=====
F-test for Poolability: 1.7865
P-value: 0.1755
Distribution: F(4,18)

```

Figura 6 – Modelo de Efeitos Fixos com Erros Robustos de Driscoll-Kraay. Fonte: Extraído do *python 3.13*.

ANEXO B – CÁLCULO DOS EFEITOS DAS TRIBUTAÇÕES

Esta seção apresenta os cálculos dos efeitos dos diferentes percentuais de tributação sobre as vendas nas lojas francas no PIB municipal.

Inicialmente, foi definida a *proxy* da alíquota inicial e final. Como a alíquota inicial é zero (por se tratar de loja franca), e não se pode usar $\log(0)$, adotou-se uma *proxy* de $0,1\% = 0,001$. As alíquotas finais propostas são: $1\% = 0,01$; $2,5\% = 0,025$; e $5\% = 0,05$.

Em seguida, foi realizado o cálculo da variação logarítmica. A variação é dada por:

$$\Delta \ln(\text{tributo}) = \ln\left(\frac{\text{alíquota final}}{0,001}\right)$$

- Para $1\% (0,01)$:

$$\ln(0,01) - \ln(0,001) = \ln(10) \quad 2,3026$$

- Para $2,5\% (0,025)$:

$$\ln(0,025) - \ln(0,001) = \ln(25) \quad 3,2189$$

- Para $5\% (0,05)$:

$$\ln(0,05) - \ln(0,001) = \ln(50) \approx 3,9120$$

O passo seguinte foi multiplicar a variação logarítmica de cada um dos percentuais pela

elasticidade estimada. O coeficiente estimado foi $\beta = -0,0574$. Então:

- Impacto com 1%:
 $-0,0574 \times 2,3026 = -0,1323$
- Impacto com 2,5%:
 $-0,0574 \times 3,2189 \approx -0,1848$
- Impacto com 5%:
 $-0,0574 \times 3,9120 = -0,2246$

Por fim, multiplicam-se os valores por 100 para obter o impacto percentual de cada alíquota sobre o PIB municipal: para alíquota final de 1%, o impacto estimado é de **-13,23%**; para alíquota final de 2,5%, o impacto estimado é de **-18,48%**; para alíquota final de 5%, o impacto estimado é de **-22,46%**.

REFERÊNCIAS

- ADKINS, L. C.; HILL, R. C. *Using Stata for Principles of Econometrics*. Hoboken, New York, 2008.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons, 2008.
- BRASIL. Ministério da Cidadania. *Painel de informações do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal*. Brasília, DF: Ministério da Cidadania, 2025b. Disponível em: <https://aplicacoes.cidadania.gov.br/ri/pbfcad/painel.html>. Acesso em: 21 maio 2025.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome. *Bolsa Família*. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome, 2025a. Disponível em: <https://www.gov.br/mds/pt-br/acoes-e-programas/bolsa-familia>. Acesso em: 10 jun. 2025.
- BRASIL. Presidência da República. Constituição Federal da República Federativa do Brasil. *Diário Oficial da União*, seção 1, p. 1, 1988. Disponível em: <https://constituicao.stf.jus.br>. Acesso em: 21 maio 2025.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CUT. Central Única dos Trabalhadores – PR. *Inflação Mensal (IPCA)*. Curitiba: CUT-PR, 2025. Disponível em: <https://pr.cut.org.br/indicadores/inflacao-mensal-ipca>. Acesso em: 29 jun. 2025.
- DRISCOLL, John C.; KRAAY, Aart C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 80, n. 4, p. 549–560, nov. 1998. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2646837>. Acesso em: 6 abr. 2025.
- FIRJAN. Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. *Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) das Cidades: Santana do Livramento (RS); Foz do Iguaçu (PR); Jaguarão (RS); Uruguaiana (RS); Dionísio Cerqueira (SC)*. Rio de Janeiro: FIRJAN, 2025. Disponível em:

<https://www.firjan.com.br/ifdm/consulta-ao-indice/>. Acesso em: 21 maio 2025.

GREENE, W. H. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (org.). *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford: Oxford University Press, 2008. p. 92-250.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1993.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. *Econometria básica*. 5. ed. São Paulo: McGraw Hill Brasil, 2011.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999.

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. v. 34. Cambridge: Econometric Society Monographs, 2003.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Indicadores sociais das Cidades: Santana do Livramento (RS); Foz do Iguaçu (PR); Jaguarão (RS); Uruguaiana (RS); Dionísio Cerqueira (SC)*. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br>. Acesso em: 21 maio 2025.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Estudo Técnico Sobre a Viabilidade de Criação de “Cidade Gêmea” Cáceres (Brasil) – San Matías (Bolívia)*. Coordenação: Bolívar Pêgo. Brasília: IPEA, [2025?]. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=35486. Acesso em: 29 jun. 2025.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *PIB a preços correntes - Brasil*. Brasília: IPEA, 2025. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/exibeserie.aspx?serid=38402>. Acesso em: 29 jun. 2025.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *PIB dos estados brasileiros*. Brasília: IPEA, 2025. Disponível em: <https://ipeadata.gov.br/exibeserie.aspx?serid=38389>. Acesso em: 29 jun. 2025.

MARQUES, L. D. *Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão da literatura*. Faculdade de Economia do Porto, n. 100, out. 2000. (Série Working Papers do Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão – CEMPRE).

MATO GROSSO (Estado). Lei ordinária n. 12.897, de 25 de abril de 2025. Dispõe sobre a criação do Programa Estadual de Renda Básica Familiar e institui o benefício financeiro complementar ao Programa Bolsa Família no âmbito do Estado de Mato Grosso. *Diário Oficial Eletrônico*, Seção 1, nº 78, p. 3, 25 abr. 2025. Disponível em: <https://leismunicipais.com.br/pdf/Lei-ordinaria-12897-2025-Mato-grosso-MT.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2025.

REVISTAS ECONOMISTAS. Uma breve análise econômica do município de Cáceres entre 2010 e 2020. *Conselho Federal de Economia – COFECON*, ano XIV, n. 47, p. 52-60, jan./mar. 2023.

SISTEMA COMEX STAT. *Estatísticas de Comércio Exterior por Município*. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços, 2025. Disponível em: <https://comexstat.mdic.gov.br/pt/municipio>. Acesso em: 29 jun. 2025.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2. ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

WORLD BANK. *GDP (current US\$) – All countries*. Washington, DC: World Bank Group, [2025?]. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD>. Acesso em: 29

jun. 2025.