

## **Estimativa da elasticidade da arrecadação de ICMS em relação ao PIB para o Espírito Santo entre 2002 e 2022**

José Vitor Andrade Coelho<sup>1</sup> e Ana Carolina Giuberti<sup>2</sup>

### **Resumo**

O trabalho tem como objetivo estimar a elasticidade de curto e longo prazo da arrecadação do ICMS em relação ao produto capixaba entre 2002 e 2022, usando dados trimestrais. As metodologias utilizadas foram o modelo de correção erros, para a elasticidade de curto prazo, e o método de mínimos quadrados ordinários dinâmicos, para a elasticidade de longo prazo. Os testes de raiz unitária e de cointegração utilizados levaram em consideração as quebras estruturais causadas pela crise de 2008, pelo turbulento contexto econômico que passou o Brasil e o Espírito Santo entre 2013 e 2016, com crise econômica no país, o desastre de Mariana, que impactou o ES, e as mudanças de regra de ICMS, e pela crise do Covid-19. Os resultados encontrados indicaram uma elasticidade maior que a unidade, no longo prazo e menor que a unidade no curto prazo, em consonância com a literatura no tema.

**Palavras-Chave: ICMS, PIB, elasticidade**

**Classificação JEL: H2**

**Sessão Temática: 5. Finanças Públicas**

### **Abstract:**

In this study, the short- and long-term elasticity of ICMS revenue in relation to the Espírito Santo's GDP is to estimate using quarterly data between 2002 and 2022. The methodologies used were the error correction model, for short-term elasticity, and the dynamic ordinary least squares method, for long-term elasticity. The unit root and cointegration tests used considered the structural breaks caused by the 2008 crisis, the turbulent economic context that Brazil and Espírito Santo experienced between 2013 and 2016, with the country's economic crisis, the Mariana disaster, which impacted the local economy, and the ICMS rule changes, and by the Covid-19 crisis. The results indicated an elasticity greater than unity in the long term and less than unity in the short term, in line with the literature.

**Keywords: ICMS, taxation, GDP, elasticity**

**JEL Code: H2**

**Thematic Session: 5. Finanças Públicas**

---

1 Graduando em Ciências Econômicas/UFES, e-mail: zevitorac@gmail.com

2 Departamento de Economia/UFES, e-mail: ana.giuberti@gmail.com

## 1. Introdução

A principal fonte de arrecadação dos tributos de competência estadual é o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Segundo dados do Boletim de Arrecadação dos Tributos Estaduais, divulgados pelo Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ), entre 2010 e 2021 o ICMS correspondeu a cerca de 85% da arrecadação tributária do Espírito Santo, proporção semelhante a dos demais estados. Além disso, de acordo com dados do Programa de Ajuste Fiscal (PAF) do Tesouro Nacional, disponibilizados pelo Boletim de Finanças dos Entes Subnacionais de 2021 e 2022, no período de 2014 a 2021, o ICMS representou entre 52% e 57% da receita corrente do estado, enquanto as transferências por parte da União têm participação de 25 a 30% da receita corrente. Pode-se concluir, então, que o ICMS, por representar a maior parcela da arrecadação estadual, impacta fortemente as receitas do Espírito Santo. Também é possível inferir que, dada a grande proporção que o ICMS ocupa na arrecadação, a estimativa da elasticidade da arrecadação de ICMS em relação ao produto interno bruto (PIB) se aproxima bastante da elasticidade da arrecadação total em relação ao produto.

A mensuração da sensibilidade do ICMS em relação ao PIB, seja a elasticidade de curto prazo, seja a elasticidade de longo prazo, é de grande importância para a gestão fiscal, pois permite a melhoria da previsão das receitas do estado, tornando o processo orçamentário mais realista, e contribui para atender aos requisitos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que exige que o ente federal realize uma estimativa da arrecadação dos tributos de sua competência para os exercícios subsequentes. Além disso, a diferenciação da elasticidade de curto prazo em relação a de longo prazo permite que a autoridade fiscal não superestime ou subestime a capacidade de arrecadação, observando a resposta do ICMS em diferentes horizontes de tempo e em distintos momentos do ciclo econômico. Com isso, o planejamento se torna mais exato, permitindo ajustes das previsões no longo prazo ou com base no ciclo.

O cálculo da elasticidade renda do ICMS para o Espírito Santo ganha ainda mais importância no contexto econômico vivo pelo estado nas últimas duas décadas. Nas décadas de 2000 a 2020, a economia passou pela crise de 2008, pelo turbulento contexto econômico de 2013 e 2016, com crise econômica no país, o desastre de Mariana-MG, que impactou a economia e a arrecadação do ES, e as mudanças de regra de ICMS, e pela crise do Covid.

Assim, esse trabalho tem como objetivo a estimação da arrecadação estadual em relação ao produto, no curto e no longo prazo. O estudo pretende responder como a receita de ICMS variou em relação a variação do PIB no Espírito Santo entre 2002 e 2022, considerando as possíveis quebras estruturais que os eventos econômicos podem ter gerado nas séries. O ICMS é um imposto que incide sobre a circulação de mercadorias e serviços e por isso a hipótese inicial é de que a elasticidade da arrecadação do referido tributo em relação ao PIB seja próxima da unidade.

A abordagem desenvolvida nesse trabalho para o cálculo da elasticidade aplica o método dos mínimos quadrados ordinários dinâmicos, para a elasticidade de longo prazo, e, para a elasticidade de curto prazo, um modelo de correção de erros, com o resíduo do modelo de longo prazo sendo o termo de correção de erros. A literatura sobre o tema utilizando essa abordagem tem início com o artigo de Sobel e Holcombe (1996), para o caso dos estados dos Estados Unidos. Já Wolswijk (2007), para a Holanda, e Koster e Priesmeier (2017), para diversos países da União Europeia, utilizam a mesma metodologia em trabalhos desenvolvidos para o Banco Central Europeu. No contexto brasileiro, Casalecchi e Bacciotti (2021) e Barros e Casalecchi (2018), em estudos desenvolvidos para Instituto Fiscal Independente do Senado (IFI/Senado), analisam a elasticidade das receitas federais. Ainda no âmbito das receitas federais, Mendonça e Mendrano (2017) estimam a elasticidade, porém com uma abordagem diferente, aplicando um modelo de Markov Switching. Em relação aos estados, a metodologia proposta neste trabalho é aplicada por Marques Junior e Oliveira (2015), no caso do Rio Grande do Sul, e por Oliveira (2020), para o estado de Goiás. Em trabalho para o Tesouro Nacional, Gadelha e Silveira (2020) estimaram a elasticidade do ICMS agregado dos estados em relação ao produto, porém com uma abordagem distinta da que é aplicada

nesse trabalho.

Portanto, a metodologia que o presente trabalho propõe foi aplicada em diferentes contextos, no Brasil e no exterior. Para o caso do Brasil, existem estudos tanto para arrecadação federal quanto para a arrecadação estadual. Porém, apesar do arcabouço teórico consolidado, faltam estudos sobre o tema que apliquem a abordagem proposta para o caso do Espírito Santo.

O trabalho apresenta seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção é apresentado o referencial teórico, a terceira seção descreve a metodologia, que discorre sobre a equação a ser estimada e o método de estimação, a quarta seção traz as informações sobre os dados e fontes utilizados, e a quinta seção expõe os resultados do trabalho, começando pelos testes de raiz unitária e finalizando com a estimação do modelo. Por fim, a sexta, e última seção, apresenta as considerações finais.

## 2. Referencial teórico

A discussão sobre a elasticidade da receita em relação ao produto possui grande importância prática para o setor público. Por essa razão os principais trabalhos utilizados como referência foram publicados por instituições públicas, como no caso de Casalecchi e Bacciotti (2021) e Barros e Casalecchi (2018), que publicaram pelo Instituto Fiscal Independente do Senado (IFI/Senado), e Marques Junior e Oliveira (2015) pela Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser (FEE), extinto órgão da Secretaria do Planejamento e Gestão, do Governo do Rio Grande do Sul. Esses três trabalhos foram os principais referenciais teóricos utilizados para o início da pesquisa e a partir deles foram adicionados ao marco teórico mais três trabalhos frequentemente citados nos estudos sobre elasticidade renda de impostos sobre valor adicionado, sendo o mais antigo o artigo de Sobel e Holcombe (1996), para o caso dos estados do Estados Unidos, seguido pelo Working Paper de Wolswijk (2007), analisando o caso da Holanda e, mais recentemente, Koster e Priesmeier (2017) que fizeram em um Working Paper o cálculo para os países da zona do euro. Tanto o trabalho de Wolswijk quando o de Koster e Priesmeier foram realizados para o *European Central Bank*.

Os trabalhos apresentados no referencial teórico e empírico se iniciam pela literatura estrangeira. Na sequência é feita a explanação dos trabalhos nacionais. Quanto a estes, primeiramente são expostos os estudos com modelos aplicados às receitas federais e, por fim, são apresentadas as pesquisas que estimam a elasticidade para o caso dos estados.

No artigo de Sobel e Holcombe (1996), é desenhado o modelo básico de estimação da elasticidade e é utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários dinâmicos (MQOD) para estimar a elasticidade de longo prazo e o modelo de correção de erros (MCE) para a elasticidade de curto prazo. Tais procedimentos foram utilizados posteriormente pelos trabalhos de Wolswijk (2007), Koster e Priesmeier (2017), Marques Junior e Oliveira (2015), Oliveira (2020), Barros e Casalecchi (2018) e Casalecchi e Bacciotti (2021), evidenciando a importância desse artigo para a literatura de elasticidade renda da arrecadação tributária.

Um dos objetivos de Sobel e Holcombe (1996) era diferenciar o curto e o longo prazo e determinar quais bases tributárias eram mais ou menos sensíveis ao ciclo econômico. Foram analisadas sete bases tributárias distintas: a renda pessoal tributável<sup>3</sup> (PINC), o uso de combustível<sup>4</sup> (FUEL), a renda bruta ajustada<sup>5</sup> (AGI), a renda corporativa tributável<sup>6</sup> (CTI), as vendas de varejo<sup>7</sup> (SALES), o varejo não-alimentício<sup>8</sup> (NFSALES)

<sup>3</sup> O termo foi traduzido, no trabalho original é utilizado “*Personal Taxable Income*”.

<sup>4</sup> No original, “*Motor Fuel Usage*”.

<sup>5</sup> No original, “*Adjusted Gross Income*”.

<sup>6</sup> No original, “*Corporate Taxable Income*”.

<sup>7</sup> No original, “*Retail Sales*”.

<sup>8</sup> No original, “*Nonfood Retail*”.

e as vendas de lojas de bebidas<sup>9</sup> (LIQUOR). Além disso, os autores fazem uma comparação do modelo por eles estimado com modelos que até então eram o padrão. Esses modelos anteriores utilizavam métodos estáticos e não dinâmicos, além de que os modelos de curto prazo não tinham um componente de correção de erros. A comparação mostra que os resultados encontrados pelos autores são semelhantes aos modelos antigos, porém com um R-Quadrado ligeiramente superior.

Os resultados encontrados pelos autores para a elasticidade das bases tributáveis em relação ao PIB real foram de 1,215, no longo prazo, e 1,164, no curto prazo, para a renda pessoal tributável, de 0,996, no longo prazo, e 0,729, no curto prazo, para o uso de combustível e de 0,945, no longo prazo, e 0,97, no curto prazo, para a renda bruta ajustada. Os resultados encontrados para três grupos de variáveis foram muito interessantes em relação a sua dinâmica de curto e longo prazo: para a renda corporativa tributável a elasticidade de longo prazo foi 0,67, sendo inelástica, enquanto que no curto prazo foi 3,369, que evidencia a grande sensibilidade dessa base tributária em relação ao ciclo, já as vendas de varejo muda de 0,66, no longo prazo, para 1,039, no curto prazo, se mostrando pouco elástica no longo prazo e com uma elasticidade perto da unidade no curto prazo e, por fim, o varejo não-alimentício no longo prazo tem elasticidade de 0,701, sendo, portanto, inelástica, e de 1,377 no curto prazo, sendo, portanto, elástica. Outra base tributária utilizada foi a de bebidas alcoólicas que é bastante inelástica no longo prazo, tendo o valor de 0,254 e no curto prazo o modelo teve um R-quadrado muito baixo.

Conclui-se que o artigo de Sobel e Holcombe (1996) é bastante importante dentro do marco teórico que o presente trabalho se insere. Os autores evidenciaram a necessidade de se utilizar uma metodologia compatível com a característica de não estacionariedade das séries de PIB e arrecadação tributária, propuseram a utilização do MQOD e do MCE e compararam com os métodos aplicados anteriormente evidenciando a melhor capacidade explicativa do seu modelo.

No Working Paper para o Banco Central da Europa, Wolswijk (2007) emprega a metodologia de Sobel e Holcombe para analisar a elasticidade no período de 1970 a 2005 de três diferentes impostos na Holanda: um sobre valor adicionado (VAT), um sobre a renda das pessoas físicas (PIT) e outro sobre a renda das corporações (CIT). Como variável explicativa para o VAT, o autor utiliza o consumo privado e o investimento residencial, ao passo que para o PIT é utilizado o salário e o preço das casas e para o CIT o lucro das corporações e o preço do petróleo. A base que ele utiliza para o cálculo das elasticidades possui um diferencial em relação aos demais trabalhos que é a inclusão do efeito das mudanças discricionárias na tributação sobre a elasticidade. Isso foi possível porque a Holanda, segundo o autor, é um dos poucos países que publica séries de medição das mudanças discricionárias nos tributos (WOLSWIJK, 2007).

Por fim, outra inovação do autor foi incluir uma variável *dummy* no modelo de curto prazo. Essa variável assume valor 0 se o parâmetro de correção é negativo, ou seja, quando se está abaixo do equilíbrio, e 1 se o parâmetro é positivo, quando se está acima do equilíbrio. Os resultados encontrados foram: para o VAT elasticidade no longo prazo foi 0,9 e no curto prazo foi de 0,56, quando abaixo do equilíbrio, e 1,01, quando acima. Já para o CIT foi de 1,07, no longo prazo, e, no curto prazo, foi de 0,12, quando abaixo do equilíbrio, e 0,9, quando acima. Por fim, para o PIT foi estimada uma elasticidade de 1,57, no longo prazo, e de 2,01, no curto prazo.

Em outro Working Paper para o Banco Central Europeu, Koster e Priesmeier (2017) analisam a elasticidade das receitas para dezoito países da zona do Euro. Os autores empregam a mesma metodologia de Wolswijk (2007), estimando a relação de longo prazo por meio de um MQOD e a de curto prazo por um MCE. Os autores constataram que para doze dos dezoito países os modelos dinâmicos de elasticidade da receita que separam curto e longo prazo possuem poder de explicação maior que os modelos estáticos. Assim, em nove desses doze países a elasticidade de curto prazo está abaixo da elasticidade de longo prazo. Além disso, a elasticidade de curto prazo é maior que a de longo prazo para os outros três países, que são o Chipre, a

---

<sup>9</sup> No original, “Liquor store sales”.

Espanha e a Letônia (KOSTER E PRIESMEIER, 2017).

Na literatura nacional, Mendonça e Mendrano (2017), em trabalho publicado como capítulo do livro “Tributação no Brasil: Estudos, ideias e propostas”, organizado por Adolfo Saschsida e publicado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), estimaram a elasticidade-renda da arrecadação tributária federal, porém utilizando metodologias diferentes da que será abordada por este.

No trabalho de Mendonça e Mendrano (2017), a elasticidade da arrecadação tributária considerou a carga tributária bruta (CTB), ao invés de cada imposto individualmente. Nesse estudo é utilizado um modelo de Markov Switching (MS) para validar resultados de um estudo anterior<sup>10</sup> também do IPEA, mas, de 2011, feito pelos mesmos autores, porém, utilizando um modelo linear dinâmico (MLD). No estudo de 2017, foram utilizadas como variáveis explicativas para a CTB a inflação, a razão entre dívida líquida do setor público (DLSP) consolidado e o PIB. Os resultados encontrados mostram uma elasticidade próxima da unidade. O trabalho utiliza a carga tributária como medida de arrecadação, sendo diferente do foco dessa pesquisa, que abordará apenas sobre o ICMS, que é bastante representativo da arrecadação estadual, apesar de ser apenas um imposto. Outra diferença é que o presente trabalho utilizara o método de mínimos quadrados ordinários dinâmicos e o modelo de correção de erros, que serão explicados com mais detalhes na metodologia. Assim, conclui-se que o trabalho de Mendonça e Mendrano (2017) incrementa a discussão empírica ao incluir duas variáveis diferentes dos demais trabalhos e que podem impactar nas receitas, a inflação e a razão entre DLSP e PIB.

Os outros dois estudos analisados que tratam das receitas da união são a Nota Técnica n° 19 e o Estudo Especial n° 16 do IFI/Senado. No estudo mais antigo, a Barros e Casalecchi (2018) estimam a elasticidade de longo prazo e a elasticidade de curto prazo entre os anos de 1997 e 2018, utilizando uma variável *dummy* para o período após a crise de 2008. Além disso, são usadas três categorias de receita: i) os Tributos recorrentes ajustáveis ao ciclo; ii) Receita bruta; iii) Receita tributária recorrente. Para o longo prazo, o estudo faz uma estimação pelo método de mínimos quadrados ordinários dinâmicos para obter coeficientes de cointegração, que são os estimadores da elasticidade de longo prazo. O resultado foi uma elasticidade de longo prazo (ELP) maior que a unidade, para as três categorias de receita no período anterior à crise, e uma elasticidade menor que a unidade, para essas mesmas categorias no período após a crise. Esse resultado é interessante, pois mostra o impacto da crise de 2008 na elasticidade da arrecadação. Já a elasticidade de curto prazo é estimada por MQO (não por MQO dinâmicos) e chegou a uma elasticidade maior que a unidade para as três categorias, com a variável *dummy* sendo não significativa.

Por fim, Casalecchi e Bacciotti (2021), no Estudo Especial n° 16 do IFI, fazem a estimação de curto e longo prazo considerando o hiato do produto<sup>11</sup>. Esse estudo analisa tributos federais no período entre 1997 e 2021. O método usado também foi o de MQO dinâmicos, porém dessa vez utilizando *dummies* para a pandemia, que ocorreu após o texto de 2018, e para o hiato do produto. A *dummy* do hiato assumiu o valor 0 para a fase negativa e 1 para fase positiva do hiato, sendo que o hiato foi definido com base no estudo “Hiato do produto na economia brasileira” de Orair e Baciotti (2018), também pelo IFI/Senado. Nessa nova estimativa, foram analisadas seis categorias distintas de receita: receita total, receita administrada pela Receita Federal do Brasil (RFB), receita para o regime geral de previdência social (RGPS), receitas não administradas pela RFB, transferências por repartição de receitas e receita líquida. Para cada uma dessas seis categorias foi estimada a elasticidade de curto e longo prazo, no hiato negativo e no hiato positivo. Sendo assim, foram quatro medidas de elasticidade para cada uma das seis categorias: ELP em fase de hiato positivo, ELP em fase de hiato negativo, elasticidade de curto prazo (ECP) em hiato negativo e ECP em hiato positivo. O resultado geral encontrado é que no curto prazo a elasticidade é maior que a unidade e no

<sup>10</sup> Trata-se do artigo “Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para carga tributária bruta trimestral”, de Mendonça, Mendrano e Sachside, de 2011.

<sup>11</sup> O hiato do produto é uma medida que calcula a diferença entre o produto observado e produto potencial de uma economia. O produto potencial, por sua vez, seria o nível do produto caso fossem plenamente utilizados os estoques de capital e trabalho no nível não inflacionário (ORAIR e BACCIOTTI, 2018).

longo prazo é menor do que a unidade, independente do hiato da economia. Esses dois estudos do IFI foram os principais motivadores do trabalho. A necessidade de separar as elasticidades no curto e no longo prazo junto com a variedade de categorias de receitas utilizadas são as principais qualidades da pesquisa.

Ainda sobre o trabalho de Casalecchi e Bacciotti (2021), a equação de longo prazo considera os períodos de hiato positivo e de hiato negativo para diferentes grupos de receita, porém para três dos seis grupos de receita analisados a variável do hiato não se mostrou estatisticamente significativo, são eles: receita para o RGPS, as receitas não administradas pela RFB e as transferências por repartição de receitas. Para os outros três grupos de receita, nos quais os períodos de hiato foram significativos (receita total, receitas administradas pela RFB e receita líquida), a diferença entre o período de hiato positivo e negativo na elasticidade de longo prazo não foi acentuada. Nesse grupo de receitas, a elasticidade foi menor que um (portanto, inelástica) tanto para o período de hiato positivo quanto para o período de hiato negativo, ou seja, não houve inversão na elasticidade, passando de inelástica para elástica. Já para estimativa da elasticidade de curto prazo, o hiato não foi significativo para qualquer grupo de receita. Dessa maneira, o hiato se mostrou uma variável pouco significativa e, quando significativa, de baixo efeito.

A seguir são apresentados os trabalhos que estudam a arrecadação estadual. Começando por Gadelha e Silveira (2020), os autores fizeram uma investigação empírica sobre os a arrecadação do ICMS em um Texto para Discussão para a Secretaria do Tesouro Nacional, que posteriormente foi publicado como artigo pela Revista Brasileira de Economia de Empresas. O estudo busca entender os determinantes do ICMS agregado dos estados brasileiros e Distrito Federal. Nele, Gadelha e Silveira (2020) fazem uma estimativa da elasticidade do tributo em relação ao produto. O estudo utilizou quatro modelos. Três deles foram modelos estáticos, sendo um modelo estático de efeitos fixos dentro de um grupo, que chegou a uma elasticidade de 1,45, um modelo estático de efeitos fixos com termo autorregressivo de primeira ordem, AR (1), com elasticidade estimada de 1,44 e, por fim, um modelo estático de efeitos fixos estimado por mínimos quadrados generalizados (MQG) que teve como resultado uma elasticidade de 1,2. O quarto modelo foi um modelo dinâmico, usando o método dos momentos generalizados, que obteve elasticidade igual a unidade. Esse trabalho foca no ICMS, mas utilizando outros modelos que não o MQOD, além de não diferenciar elasticidade de curto prazo e a elasticidade de longo prazo. É importante dizer, porém, que não era o objetivo do trabalho de Gadelha e Silveira (2020) entender o comportamento da receita no curto prazo e sim comparar o que impacta mais a arrecadação: mudanças nas alíquotas do ICMS ou o aumento no produto Estadual agregado.

Marques Júnior e Oliveira (2015) discutem a elasticidade do ICMS em relação ao produto no curto e longo prazo para o caso do Rio Grande do Sul, no período entre 1995 e 2012. No trabalho é utilizado o Valor Adicionado Bruto (VAB) como *proxy* para a base tributária do ICMS. Para o curto prazo é utilizado um Modelo de Correção de erros (MCE) que mede a variação percentual da receita em relação à base tributária, com uma medida de ajustamento para a trajetória de equilíbrio de longo prazo. Já a elasticidade de longo prazo é estimada por um modelo estático que inclui uma *dummy* para captar os efeitos de uma mudança discricionária na política tributária (lei Kandir). Os resultados encontrados apontam que quando o VAB cresce 1%, o ICMS no longo prazo cresce 1,18% e no curto prazo 0,85%. O mérito dessa pesquisa para o presente trabalho é a utilização do conceito de elasticidade da receita em relação ao produto no curto e longo prazo utilizando o ICMS, assim como o objetivo da presente pesquisa.

Em dissertação de Mestrado, Oliveira (2020) faz a análise da elasticidade da arrecadação do ICMS no curto e no longo prazo para o caso de Goiás no período entre o primeiro trimestre de 2003 e o primeiro trimestre de 2020. O trabalho aplica o arcabouço teórico desenvolvido por Wolswijk (2007) e Koster e Priesmeier (2017). A pesquisa de Oliveira (2020) se diferencia da de Marques Júnior e Oliveira (2015) por calcular a elasticidade do ICMS por setor, considerando a arrecadação de ICMS no setor de combustíveis, de energia elétrica, da indústria, do comércio atacadista e do comércio varejista. Outra diferença é que Oliveira (2020) separa os valores positivos e negativos do termo de correção de erros no modelo de correção de erros, como feito por Wolswijk (2007). Assim, o autor busca diferenciar a resposta do termo quando a receita está acima

ou abaixo do equilíbrio de longo prazo.

Os resultados encontrados por Oliveira (2020) foram uma elasticidade de 1,32, para o longo prazo, no modelo de mínimos quadrados ordinários dinâmicos, e, para o curto prazo, no modelo de correção de erros, uma elasticidade de 0,97. O termo de ajustamento no modelo de curto prazo foi de -1,01, quando se está abaixo do equilíbrio de longo prazo, e -0,57, quando se está acima, com isso o retorno ao equilíbrio é mais rápido quando se está abaixo dele. Já a elasticidade para os setores da economia no longo prazo foi de 1,18, para o setor de combustíveis, 1,25, para o setor da indústria, 1,76, para o setor atacadista, 1,72, para o setor varejista e 1,67, para o setor de energia elétrica. No modelo de curto prazo, foram estimados apenas os setores em que havia cointegração entre o PIB e a arrecadação do ICMS para o setor. Os resultados foram de 0,99 para o setor de combustíveis, 2,22 para o setor de energia elétrica e 1,01 para o setor atacadista.

Por fim, um trabalho que também foi encontrado no processo primário de busca por revisão bibliográfica para a pesquisa foi o artigo de Ribeiro *et.al* (2020), que analisou o comportamento do ICMS no Rio de Janeiro entre 1997 e 2019. No entanto, o trabalho não trata de estimar a elasticidade do ICMS e relação à renda, na verdade, ele estima a elasticidade do ICMS em relação às suas principais bases de receita. Da arrecadação total do ICMS, os pesquisadores selecionaram seis grupos de receita: arrecadação do setor primário, arrecadação do setor secundário, arrecadação do setor terciário, energia, petróleo e outras receitas. Basicamente, foi estimado quanto a arrecadação total de ICMS varia quando há uma variação de 1% em cada uma dessas receitas. Contudo, o trabalho não emprega um modelo dinâmico, além de sua análise não relacionar o ICMS com o PIB, como este trabalho se propõe a fazer.

Como a presente pesquisa objetiva compreender o comportamento das receitas frente a uma variação no produto, ela se utilizará do arcabouço teórico desenvolvido pelos trabalhos que focam na diferenciação da elasticidade da arrecadação em relação ao produto tanto no curto e quanto no longo prazo, aplicando ao caso da economia capixaba. Portanto, as obras utilizadas no marco teórico contribuem para o entendimento da evolução dos métodos usados para estimar a elasticidade da arrecadação, principalmente em Sobel e Holcombe (1996). Os demais trabalhos de Wolswijk (2007), Koster e Priesmeier (2017), Marques Júnior e Oliveira (2015), Oliveira (2020), Casalecchi e Bacciotti (2021) e Barros e Casalecchi (2018), consolidam a metodologia em diferentes contextos e adicionam maneiras de analisar as séries temporais ao empregar diferentes testes de estacionariedade, cointegração e especificações distintas a partir de um modelo básico.

Além disso, há a consideração dos possíveis efeitos que outras variáveis, além do PIB estadual, podem ter na arrecadação. Estes efeitos foram elucidados pelos trabalhos revisados, tomam-se como exemplos a dívida, a inflação, a pandemia, o hiato do produto, a crise de 2008 e mudanças nas regras tributárias. Portanto, mesmo os trabalhos que aplicam metodologias que fogem o escopo dessa pesquisa ainda foram de grande valia para a consideração de outros fatores que ajudam a explicar a elasticidade da receita em relação ao produto ao longo do tempo, como em Mendonça e Mendrano (2017), Gadelha e Silveira (2020) e Ribeiro *et.al* (2020).

### 3. Metodologia

Para a estimação do modelo de curto e longo prazo para a elasticidade renda da arrecadação de ICMS, o trabalho utilizará como referência as metodologias aplicadas em Casalecchi e Bacciotti (2021) e Casalecchi e Barros (2018). No entanto, estes trabalhos têm como objeto a estimativa para receitas no âmbito da União, e, por essa razão também serão utilizados como referência os trabalhos de Marques Júnior e Oliveira (2015) e Oliveira (2020), que aplicam metodologia semelhante, porém, para o caso do ICMS no Rio Grande do Sul e de Goiás, respectivamente. Seguindo a metodologia aplicada nestes quatro trabalhos, serão estimadas duas equações distintas, uma para o curto prazo e outra para o longo prazo.

Começando pela estimativa de longo prazo, parte-se do modelo padrão mais básico<sup>12</sup> segundo Sobel e Holcombe (1996, p.2):

$$\log R_t = \alpha + \beta \log PIB_t + \varepsilon_t. (1)$$

Nessa equação, o  $\log R_t$  é o log receita arrecada no tempo t,  $\alpha$  é o intercepto, o  $\log PIB_t$  é o log da renda agregada em t e  $\varepsilon_t$  é o termo do erro.

A elasticidade de longo prazo será dada pelo coeficiente de cointegração entre as variáveis de receita e PIB, estimados a partir do método dos mínimos quadrados ordinários dinâmicos (MQOD), uma versão modificada do MQO padrão que inclui valores passados, presentes e futuros da variável explicativa (STOCK; WATSON, 2004). A escolha desse método segue a sugestão de Stock e Watson (2004) para a estimação de coeficientes de cointegração. Basicamente, aplicando ao caso da elasticidade, é adicionado à Equação (1) as defasagens da variável independente  $\log PIB_t$ , sendo semelhante a um multiplicador dinâmico acumulado. Segundo os autores:

“se  $X_t$  fosse estritamente exógeno na Equação (14.27) o coeficiente de  $X_t$ ,  $\theta$ , seria o multiplicador acumulado de longo prazo, isto é, o efeito de longo prazo de X sobre Y. Se  $X_t$  não é estritamente exógeno, os coeficientes não têm essa interpretação. No entanto, como X e Y possuem uma tendência estocástica comum se são cointegrados, o estimador MQOD é consistente mesmo que  $X_t$  seja endógeno.” (STOCK E WATSON, 2004, p.379)

Aplicando a citação acima à equação (1), podemos entender  $X_t$  como a variável explicativa  $\log PIB_t$  e  $Y_t$  como a variável dependente  $\log R_t$ . Por fim, Stock e Watson (2004) adicionaram as defasagens dos regressores de  $\log PIB_t$  para chegar à “Equação (14.27)”<sup>13</sup>, citada no trecho anterior, que é:

$$\log R_t = \alpha + \beta \log PIB_t + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta \log PIB_t + \varepsilon_t. (2)$$

Os regressores são  $\log PIB_t$  e  $\Delta \log PIB_{t+p}, \dots, \Delta \log PIB_{t-p}$ . Esse segundo grupo de regressores são os valores passados (*lags*) e futuros (*lead*). A partir de (2), o modelo a ser aqui estimado segue o estudo de Casalecchi e Bacciotti (2021), equação (3) a seguir, com algumas alterações.

$$\log R_t = \alpha + \beta_1 \log PIB_t + \delta_2 D_t^{2008} + \delta_3 D_t^{2014} + \delta_4 D_t^{covid} + \delta_5 D_t^{extre} + \delta_6 D_t^{hiato} + \beta_2 (D_t^{2008} \cdot \log PIB_t) + \beta_3 (D_t^{2014} \cdot \log PIB_t) + \beta_4 (D_t^{covid} \cdot \log PIB_t) + \beta_5 (D_t^{extre} \cdot \log PIB_t) + \beta_6 (D_t^{hiato} \cdot \log PIB_t) + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta \log PIB_{t-j} + \beta_7 t + \mu_t. (3)$$

As *dummies*  $D_t^{2008}, D_t^{2014}, D_t^{covid}, D_t^{extrem}$  são utilizadas para captar quebras nas séries e se referem, respectivamente, ao período após o quarto trimestre de 2008, ao período entre o terceiro trimestre de 2014 e o último semestre de 2016, ao período após o primeiro trimestre de 2020 e os períodos com valores extremos da elasticidade observada<sup>14</sup>. A data das quebras de 2008, 2014 e 2020 foram escolhidas de acordo com os resultados obtidos nos testes de raiz unitária com quebra, a análise gráfica das séries e as contribuições teóricas presentes nos trabalhos de Casalecchi e Bacciotti (2021), no caso das *dummies* de 2008 e 2020, e Barros e Casalecchi (2018), no caso da *dummy* de 2008 e 2014. A variável  $D_t^{hiato}$  é a *dummy* que capta os efeitos do hiato do produto sobre a elasticidade. Conforme Orair, Gobetti e Dutra (2015) alertam, tais mudanças no ciclo, isto é, períodos de hiato positivo e negativo, podem alterar a trajetória da elasticidade. O intercepto é  $\alpha$ , t é o componente de tendência e o termo do erro é  $\mu_t$ . Nessa equação não estão inclusos a quantidade de *lags* e *leads*, apesar de serem usados em MQOD. Isso porque apesar de Casalecchi e Bacciotti (2021) usarem apenas um *lag* e um *lead*, a inclusão dessas variáveis depende dos

<sup>12</sup> O modelo original de Sobel e Holcombe (1996) é:  $\ln B_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \varepsilon_t$ , onde a variável B é a base de tributação e sua variável explicativa Y é a renda. O termo  $\varepsilon_t$  é o erro e  $\alpha$  é o intercepto. Para esse trabalho, considera-se  $\ln B_t$  como  $\log R_t$  e  $\ln Y_t$  como  $\log PIB_t$ .

<sup>13</sup> A equação original desenvolvida por Stock e Watson (2004) era:  $Y_t = \beta_0 + \theta X_t + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ .

<sup>14</sup> A elasticidade observada é obtida pela razão entre a variação do ICMS e a variação do produto no período. Os períodos com valores extremos foram considerados aqueles nos quais a elasticidade observada ultrapassou 25 de valor absoluto.

critérios de seleção, realizados no capítulo de resultados.

Para o modelo de curto prazo, Sobel e Holcombe (1996) utilizam um modelo de correção de erros (MCE). A estimativa de curto prazo é especificada, segundo Sobel e Holcombe (1996, p.6), pela seguinte equação<sup>15</sup>:

$$\Delta \log R_t = \alpha + \beta \Delta \log PIB_t + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Na equação (4), o  $\Delta \log R_t$  é a primeira diferença do log da receita arrecada no tempo t,  $\alpha$  é o intercepto, o  $\Delta \log PIB_t$  é a primeira diferença do log da renda agregada no tempo t e o  $\varepsilon_t$  é o erro.

Cabe destacar que, os modelos estáticos de longo prazo podem não ser adequados para medir a elasticidade a receita em relação ao produto, isso porque duas bases tributárias distintas podem ter a mesma taxa de crescimento no longo prazo, porém uma pode ser mais sensível as variações de curto prazo ao longo do ciclo econômico, ao passo que a outra varie menos. Portanto, seriam duas bases com sensibilidades distintas, mas que teriam o mesmo valor de longo prazo. Por isso é necessário calcular também a elasticidade de curto prazo (SOBEL; HOLCOMBE, 1996). Os autores pontuam ainda que a não estacionariedade das séries geram coeficientes enviesados na Equação (1), além de estimar incorretamente os desvios-padrão. Para contornar tais problemas e eliminar o viés dos coeficientes os autores sugerem o uso da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos, ou *dynamic ordinary least squares* (DOLS). Além disso, para que o modelo de curto prazo não se distancie da sua trajetória de longo prazo, é utilizado um Modelo de Correção de Erros, ou *error correction model* (ECM). Nesse modelo de curto prazo, na Equação (4), é incluso o resíduo do modelo de longo prazo estimado pelo MQOD como o termo de correção de erro e, assim, ajustando o viés (SOBEL; HOLCOMBE, 1996).

Para a elasticidade de curto prazo, seguindo essa metodologia consolidada de modelos de correção de erro usando MQO, os resíduos da estimativa para a elasticidade de longo prazo, isto é, o resíduo do DOLS da Equação (3) são usados como o termo de correção do erro.

$$\begin{aligned} \Delta \log R_t = & \sigma + \pi_1 \Delta \log PIB_t + \rho_2 D_t^{2008} + \rho_3 D_t^{2014} + \rho_4 D_t^{covid} + \rho_5 D_t^{extre} + \rho_6 D_t^{hiato} + \\ & \rho_7 Q_t^2 + \rho_8 Q_t^3 + \rho_9 Q_t^4 + \rho_{10} t + \rho_{11} \Delta \log R_{t-1} + \pi_2 (D_t^{2008} \cdot \Delta \log PIB_t) + \pi_3 (D_t^{2014} \cdot \\ & \Delta \log PIB_t) + \pi_4 (D_t^{covid} \cdot \Delta \log PIB_t) + \pi_5 (D_t^{extre} \cdot \Delta \log PIB_t) + \pi_6 (D_t^{hiato} \cdot \Delta \log PIB_t) + \\ & tce_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (5)$$

As três principais mudanças da Equação (5) para a Equação (3) são a utilização das diferenças ( $\Delta$ ) na receita e no PIB, a inclusão do termo de correção do erro ( $tce_{t-1}$ ), que é uma defasagem do resíduo do modelo de longo prazo da Equação (3), a retirada das defasagens da variável explicativa e a inclusão das *dummies* de trimestre para controle da sazonalidade, seguindo Casalecchi e Bacciotti (2021) e Casalecchi e Barros (2018).

Em relação ao hiato do produto, presente tanto na equação (3), quanto na equação (5), seu cálculo se dá pela diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. Os dois métodos mais difundidos na literatura para o cálculo do produto potencial são o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) e a função de produção. A respeito do filtro HP, Orair e Bacciotti (2018) consideram como vantagem sua transparência e simplicidade mediante a escassez de dados<sup>16</sup>. Por outro lado, os autores ponderam que sua desvantagem é falta de fundamento em teoria econômica, visto que o método consiste em minimizar a soma dos desvios quadráticos em relação a uma tendência. Essa metodologia foi usada por Seixas (2018) em sua tese de doutorado, na qual o autor analisa as contas públicas do Estado de Goiás. A escolha de Seixas foi em virtude da simplicidade do método, bem como o fato de ser um método direto. Ademais, cabe destacar que o autor também fez o cálculo da elasticidade-renda para o Goiás, porém a abordagem utilizada foi o filtro de

<sup>15</sup> A equação original era:  $\Delta \ln B_t = \alpha + \beta \Delta \ln Y_t + \varepsilon_t$ . Para esse trabalho,  $\Delta \ln B_t$  foi reescrito como  $\Delta \log R_t$  e  $\Delta \ln Y_t$  foi reescrito como  $\Delta \log PIB_t$ .

<sup>16</sup> Uma outra opção seria utilizar a função de produção, como em Orair e Bacciotti (2018). Porém, a metodologia exige uso dados de estoque de capital físico, trabalho e capital humano, que não foram encontrados para o ES no período entre 2002 e 2022.

Kalman. A estimativa realizada considerou como receitas o Imposto sobre Propriedades de Veículos Automotores (IPVA), imposto de transmissão causa mortis e doação (ITCMD), o ICMS e as transferências da união, diferentemente deste trabalho que foca na arrecadação de ICMS. Portanto, para este trabalho será utilizada a abordagem do filtro HP, considerando a simplicidade do método e o contexto capixaba de escassez de dados para capital físico e trabalho.

Em conformidade com o arcabouço teórico consolidado pelos trabalhos de Koester e Priesmeier (2017), Casalecchi e Bacciotti (2021) e de Oliviera (2020), será utilizado método MQOD para estimar a Elasticidade de Longo Prazo. A escolha se baseia na hipótese de que no longo prazo há uma grande relação entre a receita e a sua base de arrecadação, isso porque:

“Em princípio, pareceria razoável supor que a elasticidade da receita em relação ao PIB é sempre igual a unidade, dado que a receita pública primária é composta, principalmente, de tributos que incidem sobre o fluxo de produção de bens e serviços da economia” (Casalecchi e Bacciotti, 2021, p.4).

Para determinar se as séries de ICMS e PIB possuem raiz unitária e, em caso positivo, se são cointegradas, foram utilizados os testes raiz unitária de Zivot e Andrews (ZA) e o de Lee e Strazicich (LS), que são adequados para presença de quebra estrutural<sup>17</sup>, e o teste de cointegração de Johansen.

O teste de Zivot-Andrews (ZA) testa a hipótese de que há raiz unitária na presença de uma quebra estrutural, com a hipótese nula considerando a quebra endógena e desconhecida (FERREIRA, 2018).

O teste de Lee e Strazicich (2003)<sup>18</sup> assume como hipótese nula a presença de raiz unitária com duas quebras, ao passo que a rejeição da hipótese nula, implica que a série é de tendência estacionária. Esse teste inclui a presença de quebra estrutural tanto na hipótese nula quanto na alternativa e possui dois modelos distintos. O modelo A é para quebras endógenas que causam mudança no nível. Já o modelo C possui duas versões. Começando pelo modelo C(I), este é para testar raiz unitária na presença de uma ou duas quebras endógenas que causam mudanças no nível e na tendência, independente do momento em que ocorre. O modelo C(II), por sua vez, considera o momento da quebra para calcular seus valores críticos para o teste de hipóteses (LEE e STRAZICICH, 2003). Neste trabalho são testadas as séries de ICMS e PIB para o modelo A e C.

Para a investigação da relação de longo prazo entre duas variáveis, geralmente são utilizados três testes padrões: ADF-EG, que é o teste ADF modificado por Engle e Granger, o teste de cointegração de Philips-Ouliaris (PO) e o teste de Johansen. Porém os dois primeiros testes para cointegração não podem ser utilizados mediante quebras estruturais, assim como alguns dos testes para estacionariedade. Para testar se as séries são cointegradas na presença de quebras estruturais o procedimento utilizado foi o teste de Johansen, incluindo as datas da quebra como variáveis exógenas. O teste padrão de Johansen utiliza um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para testar a hipótese de cointegração entre as variáveis.

---

<sup>17</sup> Os testes de raiz unitária mais comuns são: o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), o teste DF-GLS (ou ERS, sigla para Elliot, Rotemberg e Stock) e o teste de Phillips-Perron (PP). Porém, na presença de quebra estrutural, esses testes são viesados na direção da hipótese de raiz unitária BUENO (2012, p.145).

<sup>18</sup> Outra opção seria o teste de Lumsdaine e Papell (1997). A crítica de Lee e Strazicich (LS) ao teste de Lumsdaine e Papell (LP) é que ele assume como hipótese nula a ausência de quebras, enquanto a hipótese alternativa trata da presença de quebras, que pode ser quebra com ou sem raiz unitária. Portanto, para Lee e Strazicich a rejeição da hipótese nula não implica a rejeição da presença de raiz unitária, mas a rejeição da presença de raiz unitária sem quebras. Assim, para os autores o teste de LP pode levar o pesquisador a assumir erroneamente que a série é de tendência estacionária com quebras, quando na verdade pode ser uma série estacionária na diferença e com quebras (LEE; STRAZICICH, 2003).

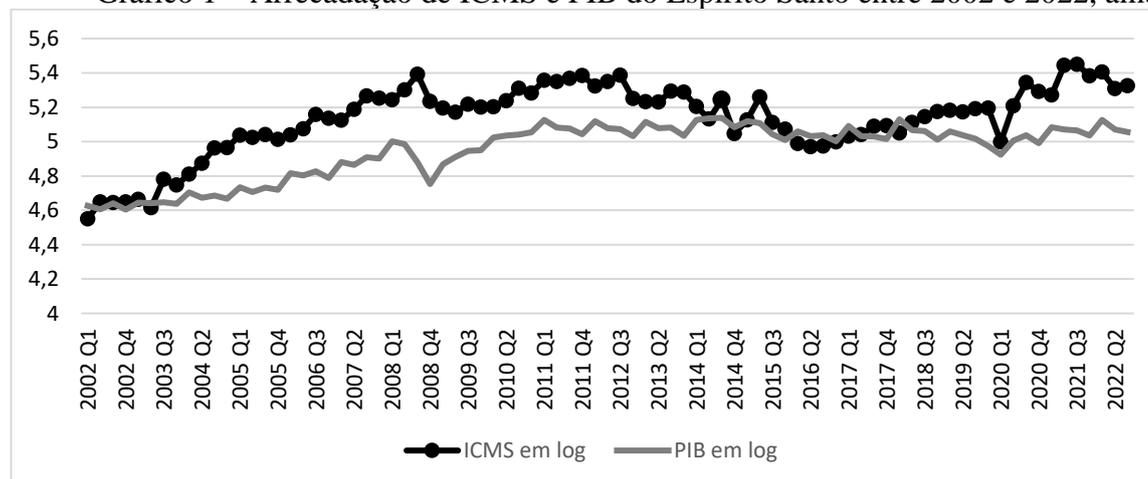
#### 4. Dados e fontes

Para estimar as equações (3) e (5) foram utilizadas as seguintes fontes de dados. Para a renda ( $PIB_t$ ), foi utilizado o Produto Interno Bruto do Espírito Santo, calculado pelo Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN), em parceria com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A periodicidade dos dados foi trimestral e o intervalo das séries de 2002 até 2022. Já para a receita ( $R_t$ ), foram utilizados os valores arrecadados do ICMS no ES, de acordo com a estimativa das “Principais Receitas do Estado do Espírito Santo”, elaboradas pelo Instituto Jones dos Santos Neves. Os dados do Boletim de Arrecadação de Tributos Nacionais, elaborado pelo CONFAZ do Ministério da Economia, também poderiam ser usados, porém esses dados, diferentemente dos dados do IJSN, não vêm deflacionados, e por essa razão optou-se por utilizar a mesma base, do IJSN, ao invés de realizar a deflação sobre dados em outra fonte, no caso o CONFAZ. Vale ressaltar que os dados de arrecadação de ICMS do IJSN são mensais, então foi calculado o somatório para transformá-los em trimestrais. Em seguida eles foram transformados em número índice, onde 2002 assume o valor de 100. Assim tanto o PIB quanto o ICMS utilizados foram em valores em índice, por trimestre e deflacionados.

#### 5. Resultados

O Gráfico 1, a seguir, apresenta o comportamento do ICMS e do PIB do Espírito Santo para o período do estudo. Fazendo uma breve análise gráfica, percebe-se que a mudança mais significativa para o PIB no ano de 2008 ocorreu entre o segundo e o quarto trimestres, com o menor valor em 2008/4. Já para a arrecadação de ICMS, o pico de arrecadação ocorre no terceiro trimestre de 2008, seguido por um período de queda que se estende até o segundo trimestre de 2009. Outra mudança a ser destacada na série de ICMS é a tendência de queda na arrecadação a partir de 2013/1, que dura até o final de 2016. Por fim, a outra grande mudança percebida ocorreu após 2020/1, durante a crise do Covid-19. Essa mudança causa queda nas duas séries, porém com mais ênfase na série de ICMS.

Gráfico 1 – Arrecadação de ICMS e PIB do Espírito Santo entre 2002 e 2022, ambos em log.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do indicador trimestral do PIB do Espírito Santo (2022) e principais receitas do Espírito Santo (2022), ambos do IJSN.

Estes dados apresentam indícios de que as séries do ICMS e do PIB apresentam quebra estrutural. É nessa ótica que são realizados os testes de raiz unitária e cointegração e apresentados os seus resultados na subseção 5.1, bem como as estimações apresentadas na subseção 5.2.

## 5.1 Resultados dos testes de raiz unitária e cointegração

Conforme visto na metodologia, os resultados empíricos dos modelos propostos são válidos a depender dos testes de raiz unitária para a estacionariedade das séries do log do PIB e do log do ICMS, e dos testes de cointegração entre as duas séries.

O primeiro teste realizado foi o de Zivot-Andrews, que testa a raiz unitária na presença de uma quebra estrutural. A escolha desse teste foi realizada porque tanto a análise gráfica das séries quanto o referencial teórico utilizado apontavam para duas possíveis quebras: a Crise de 2008 e a Crise do COVID-19. A Tabela 1 mostra os dados referentes ao teste.

Tabela 1 - Testes de raiz unitária de Zivot-Andrews

Variável	Valores e data	Tipo/Modelo do teste		
		Intercepto	Tendência	Ambos
Log do ICMS	Valor do teste	-3,7378	-3,3203	-3,6081
	Data da quebra	2014/1	2004/1	2012/4
Log do PIB	Valor do teste	-4,1919	-6,0587***	-6,319***
	Data da quebra	2007/1	2011/4	2010/1

Fonte: Elaboração própria, os valores foram extraídos da função `ur.za` do pacote `urca` (PFAFF et. al, 2016)..

Nota: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%.

Após realizar os testes, verificou-se que os resultados apontavam para duas datas distintas para o ICMS, uma antes da crise de 2008 e outra entre o final de 2012 e o início de 2014. Esse período entre 2012 e 2014 foi marcado por uma grande mudança na regra de ICMS que pode ter influenciado a arrecadação desse tributo no Espírito Santo. A resolução nº13 de 2012, que entrou em vigor no início de 2013, estabeleceu uma alíquota interestadual de ICMS de 4% para as operações de importação, sendo que o Espírito Santo era um dos estados que concedia incentivos de redução de ICMS, bem como Santa Catarina e Goiás (EUSTÁQUIO, 2017). Portanto, os resultados do teste de raiz unitária Zivot-Andrews sugeriam a presença de raiz unitária da série de ICMS, porém apontavam para possíveis quebras em mais de um ponto.

Já para a série de PIB, o resultado foi de rejeição da hipótese nula para os testes de tendência e intercepto e tendência (ambos), o que indica que para esses testes a série é estacionária com quebra. Já para o intercepto a série foi considerada não estacionária com quebra estrutural no primeiro trimestre de 2007. Como esses resultados não estavam de acordo com a observação gráfica, nem com o referencial teórico de Baciotti e Caselecchi (2021), que apontavam para quebras também em 2020, foi realizado um novo teste para duas quebras para essa série.

Para testar a presença de raiz unitária com duas quebras estruturais foi realizado o teste de Lee e Strazicich para as duas séries. Os resultados estão na Tabela 2. Na série de PIB o modelo A, com quebras no intercepto sem alterar a tendência, o modelo não rejeita a hipótese nula de quebra estrutural nos pontos 2008/1 e 2017/2, identificados pelo teste. Portanto, para o modelo A do teste LS a série de PIB apresenta raiz unitária na presença de duas quebras estruturais, uma em 2008/1 e outra em 2017/2. Já para o modelo C, com quebras no intercepto e na tendência, a hipótese nula é rejeitada, que leva a concluir que para esse modelo C a série não apresenta raiz unitária.

Como discutido anteriormente, no teste LS o modelo A considera quebras que causam mudança no nível, enquanto o modelo C considera quebras que causam mudanças no nível e na tendência. Assim, segundo o teste LS, as quebras para a série de PIB afetaram o nível e não a tendência.

O teste LS para o ICMS encontrou duas quebras para o modelo A e duas quebras para o modelo C, sendo que em todos esses testes a hipótese nula não é rejeitada. Assim, a quebra de 2020/1, referente à Covid, provoca uma mudança no intercepto, ao passo que a quebra de 2014/4 causa mudança no nível e na tendência, bem como a quebra de 2007/4.

Tabela 2 - Testes de Lee-Strazicich.

Variável	Modelo A		Modelo C	
	Uma quebra	Duas quebras	Uma quebra	Duas quebras
ICMS	-1,7925	-2,6073	-3,1207	-4,3829
Data da quebra	2014/4	2013/2 2020/1	2014/1	2007/4 2014/4
PIB	-1,8481	-2,297	-4,4348**	-5,631**
Data da quebra	2008/1	2008/1 2017/2	2012/2	2013/2 2019/4

Fonte: Elaboração própria<sup>19</sup>.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%

Por fim, outro requisito dos modelos de cointegração estimado por MQOD é a existência de relação de cointegração entre as séries. Como as séries possuem quebras estruturais identificadas pelo teste de LS o teste de cointegração a ser utilizado é o de Johansen com variáveis *dummies* para os pontos de quebra, conforme discutido na metodologia. As datas para as *dummies* foram 2008/4, 2014/3 e 2020/1. A data da quebra referente à pandemia foi conforme a quebra assinalada pelo teste de LS (2020/1) e por ser uma quebra com uma data exata para o início de seus efeitos. Já a data de 2014/3 a 2016/4 foi escolhida com base no trabalho de Barros e Casalecchi (2018), se diferenciando pouco em relação a observada no teste LS (2014/4). A data da crise de 2008 assinalada pelo teste LS foi 2008/1, porém não foi encontrada relação de cointegração no teste de Johansen usando a dummy a partir dessa data. Então, após análise dos dados e seguindo o exame visual feito no **Erro! Fonte de referência não encontrada.** foi selecionado o trimestre 2 008/4, para o qual foi encontrado relação de cointegração entre as séries.

Tabela 3 - Resultados do teste de cointegração de Johansen

Hipótese	Para r= 0		Para r= 1	
	Traço	Autovalor	Traço	Autovalor
Valor do teste	24,99*	21,88**	3,11	3,11

Fonte: Elaboração própria<sup>20</sup>

Nota: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%

O teste de Johansen realizado incorpora elemento de tendência determinística e tem do lado direito da equação a variável da arrecadação de ICMS. Os resultados são apresentados na Tabela 3 e indicam que as séries apresentam uma relação de cointegração, visto que, seguindo os valores críticos, o teste rejeita o r igual a zero e aceita o r igual a 1.

## 5.2 Resultados do modelo

Para o trabalho foram estimados três modelos. O primeiro foi o modelo de longo prazo, baseado na Equação (3), o segundo foi o modelo de curto prazo, baseado na Equação (5) e o terceiro foi um modelo de curto prazo com menos controles, utilizando apenas as variáveis mais significativas às encontradas no modelo de curto prazo baseado na Equação (5). O número de *lags* e *leads* usados no modelo de longo prazo foi de 1, escolhido pelo programa Eviews, utilizado para estimar os modelos.

A equação (3) se diferencia da equação (5) por não haver *dummies* de trimestre por conta de um problema de multicolinearidade na estimação, reportado pelo *software* Eviews. Por essa razão o modelo de longo

<sup>19</sup> Os valores críticos estão de acordo com o trabalho de Lee e Strazicich (2003)

<sup>20</sup> Os valores para o teste de Johansen para três *dummies* foram extraídos da função *ca.jo* do pacote *urca*, utilizando o *software* estatístico Rstudio. O pacote utiliza os valores críticos de acordo com o trabalho de Osterwald-Lenum (PFAFF et. al, 2016).

prazo não apresenta dummies para trimestre, enquanto o modelo de curto prazo apresenta, visto que este não reportou problemas com essas variáveis.

Os resultados do modelo de longo prazo são apresentados na Tabela 4. É possível perceber que, das variáveis explicativas, apenas o PIB, a dummy para 2008, bem como sua interação com o PIB, a *dummy* de hiato positivo e a sua interação com o PIB, tiveram valores significativos, além do elemento de tendência.

Tabela 4 - Estimação da elasticidade de longo prazo

Variável	Coefficiente	Prob	Variável	Coefficiente	Prob
$\log PIB_t$	1,751984	0,0001***	$D_t^{2008} \cdot \log PIB_t$	-1,05065	0,0029***
$D_t^{2008}$	4,981027	0,0047***	$D_t^{2014} \cdot \log PIB_t$	0,72737	0,4642
$D_t^{2014}$	-3,852158	0,4447	$D_t^{covid} \cdot \log PIB_t$	0,029142	0,9743
$D_t^{covid}$	0,0803	0,986	$D_t^{extre} \cdot \log PIB_t$	-0,369491	0,4101
$D_t^{extre}$	1,376544	0,5264	$D_t^{hiato} \cdot \log PIB_t$	0,978963	0,0001***
$D_t^{hiato}$	-4,905474	0,0001***	Constante	-3,12221	0,0011***
<b>Tendência</b>	-0,003908	0,0003***			
Estatísticas da equação					
<b>R-quadrado</b>	0,969432		Média da variável dependente	5,144915	
<b>R-quadrado ajustado</b>	0,928974		DP da variável dependente	0,190094	
<b>EP da regressão</b>	0,050662		Soma Quad dos Resíd	0,087265	
<b>Long-run variance</b>	0,002438				

Fonte: Elaboração própria.

Notas: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%

A elasticidade de longo prazo pode ser interpretada como o coeficiente da variável  $\log PIB_t$ , logo seu valor foi de 1,75. Para os trimestres após a crise de 2008, ao valor da elasticidade de longo prazo deve ser somado -1,05, referente ao coeficiente da interação entre o PIB e a *dummy* da crise, que passa a ser de 0,70. Com isso, o modelo indica que a elasticidade era maior antes da crise.

Em relação ao hiato do produto, para os trimestres em que o PIB esteve acima do seu produto potencial, ou seja, em fases de hiato positivo, se adiciona o valor de 0,98, que é o coeficiente da interação entre o PIB e a *dummy* do hiato. A interpretação para este resultado é de que nos períodos de hiato negativo a arrecadação de ICMS responde menos às variações no PIB, ao passo que nos períodos de hiato positivo a arrecadação de ICMS é mais sensível. Esse resultado está de acordo com o movimento observado na série, onde a arrecadação de ICMS aumentou mais do que o produto ao longo do período analisado.

Comparando o resultado obtido com os demais resultados encontrados pelas pesquisas que estimam a elasticidade da arrecadação do ICMS em relação ao PIB, o presente trabalho encontrou a maior elasticidade entre todos. Oliveira (2020) encontrou uma elasticidade de 1,32 e Marques Júnior e Oliveira (2015) tiveram o resultado de 1,18. Gadelha e Silveira estimaram quatro modelos distintos, encontrando a elasticidade de 1,45 e 1,44 para o modelo fixo e o modelo fixo AR (1), respectivamente, 1,2 para o modelo estimado por MQG e 1 para o modelo estimado pelo método dos momentos generalizados. Assim, o resultado encontrado no presente trabalho também foi maior que a unidade, porém a elasticidade foi consideravelmente maior que nos demais.

A partir da estimação do modelo de longo prazo, foi retirado o resíduo da regressão para servir como termo de correção de erros na estimação da elasticidade de curto prazo. A Tabela 5 mostra os resultados obtidos. Conforme mostra a tabela, o PIB não se mostrou significativo a 10%, porém outras variáveis, como a *dummy* para 2008, e a interação do PIB com a *dummy* de 2020 e com a de 2014, foram significativas.

Tabela 5 - Estimação da elasticidade de curto prazo

Variável	Coefficiente	Prob.	Variável	Coefficiente	Prob.
Constante	-0,003147	0,868	$D_t^{2008} \cdot \Delta \log PIB_t$	0,015176	0,9567
Tendência	0,000868	0,1563	$D_t^{2014} \cdot \Delta \log PIB_t$	1,311235	0,0143**
$\Delta \log PIB_t$	0,502587	0,1145	$D_t^{covid} \cdot \Delta \log PIB_t$	0,8589	0,0178**
$D_t^{2008}$	-0,050636	0,0457**	$D_t^{extre} \cdot \Delta \log PIB_t$	14,42234	0,2131
$D_t^{2014}$	-0,028503	0,1826	$D_t^{hiato} \cdot \Delta \log PIB_t$	-0,037199	0,9139
$D_t^{covid}$	-0,0246	0,3511	$\Delta \log R_{t-1}$	-0,018523	0,8682
$D_t^{extre}$	0,03801	0,3358	$Q_t^2$	-0,060742	0,0562*
$D_t^{hiato}$	0,013386	0,3713	$Q_t^3$	0,037128	0,0661*
$tce_{t-1}$	-0,643571	0,0015***	$Q_t^4$	0,050832	0,0088***
<b>Estatísticas da equação</b>					
R-quadrado	0,594496		Média da variável dependente		0,008501
R-quadrado ajustado	0,483309		EP da variável dependente		0,073928
EP da regressão	0,053141		Critério de informação de Akaike		-2,83664
Soma dos resid. Quad.	0,175083		Critério Schwarz		-2,30069
Log verossimilhança	131,4658		Hannan-Quinn Critério		-2,62176
Estatística-F	5,34683		Durbin-Watson estatística		2,166278
Prob(Estatística-F)	0,00001				

Fonte: Elaboração própria.

Notas: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%

Por conta desses resultados foi estimado um modelo de curto prazo utilizando menos regressores, onde foi mantido a *dummy* para 2008, as interações do PIB com as *dummies* de 2014 e de 2020. Além disso foram mantidos como controle as variáveis trimestrais, para a sazonalidade, e o resíduo defasado do modelo de longo prazo. O resultado na Tabela 6 aponta para a significância estatística do PIB no modelo reduzido, diferentemente do modelo de curto prazo original. As variáveis *dummy* para 2008, e a interação do PIB com a *dummy* de 2020 e com a de 2014 continuaram significativas.

Tabela 6 - Estimação da elasticidade de curto prazo, modelo reduzido.

Variável	Coefficiente	Prob.	Variável	Coefficiente	Prob.
Constante	0,013438	0,3997	$tce_{t-1}$	-0,66781	0,0004***
$\Delta \log PIB_t$	0,521756	0,0116**	$Q_t^2$	-0,05535	0,0386**
$D_t^{2008}$	-0,02778	0,0365**	$Q_t^3$	0,042897	0,0145**
$D_t^{2014} \cdot \Delta \log PIB_t$	1,479969	0,0029***	$Q_t^4$	0,062544	0,0007***
$D_t^{covid} \cdot \Delta \log PIB_t$	0,864663	0,0101**			
<b>Estatísticas da equação</b>					
R-quadrado	0,538955		Média da variável dependente		0,008501
R-quadrado ajustado	0,487006		EP da variável dependente		0,073928
EP da regressão	0,05295		Critério de informação de Akaike		-2,933278
Soma dos resid. Quad.	0,199064		Critério Schwarz		-2,6653
Log verossimilhança	126,3311		Hannan-Quinn Critério		-2,825838
Estatística-F	10,37473		Durbin-Watson estatística		2,437581
Prob(Estatística-F)	0,00001				

Fonte: Elaboração própria.

Notas: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*significativo a 10%

O resultado obtido foi uma elasticidade de curto prazo igual a 0,52. No período entre 2014/3 e 2016/4 é adicionado 1,48 à elasticidade, totalizando 2,00. Esse período é marcado por as mudanças de regras no ICMS, como a resolução 13/2012 do Senado Federal, que entrou em vigor no início de 2013, e mudança na regra do DIFAL, o contexto nacional de crise econômica e a paralisação das atividades da Samarco após

o desastre de Mariana, em novembro de 2015. Além disso, é somado 0,86 à elasticidade para os trimestres após a crise do Covid 19, iniciado no primeiro trimestre de 2020.

Comparando os resultados com os outros trabalhos utilizados como referencial teórico, Oliveira (2020) encontra uma elasticidade de 0,97 no curto prazo para o estado de Goiás, e Marques Júnior e Oliveira (2015) obtiveram como resultado uma elasticidade de 0,85 no curto prazo para o Rio Grande do Sul. Gadelha e Silveira (2020) não estimaram a elasticidade no curto prazo. Assim, o presente trabalho encontrou uma elasticidade menor que a unidade no curto prazo, até 2014, assim como os demais trabalhos. Porém, após esse período, a elasticidade passou a ser maior do que 1.

## 6. Conclusão

O trabalho teve como objetivo estimar a elasticidade da arrecadação do ICMS em relação ao produto capixaba entre 2002 e 2022. Apesar de ser um período breve, com 84 observações utilizando dados trimestrais, as séries apresentavam quebras estruturais causadas pela crise de 2008, pela crise do Covid e pelo turbulento contexto econômico que passou o Brasil e o Espírito Santo entre 2013 e 2016, com crise econômica no país, o desastre de Mariana, que impactou o ES, e as mudanças de regra de ICMS. Por essas razões, o trabalho utilizou um referencial econométrico e teórico que levasse a identificação e o tratamento dessas particularidades para a melhor adequação do modelo ao contexto capixaba.

Apesar dos resultados encontrados serem distintos em medidas quando comparados aos trabalhos de Marques Junior e Oliveira (2015) e Oliveira (2020), ainda assim foi encontrada uma elasticidade maior que a unidade no longo prazo e menor que a unidade no curto prazo.

Vale ressaltar que as variáveis *dummies* utilizadas nos modelos foram relevantes para explicar o comportamento da elasticidade, com exceção da *dummy* para os valores extremos de elasticidade observada. No modelo de longo prazo, o hiato do produto e a crise de 2008 impactaram o valor da elasticidade. Já no modelo de curto prazo, a crise de 2008, a crise de 2014 e a crise de 2020 foram significantes, sendo que as duas últimas modificam o valor da elasticidade, enquanto a crise de 2008 causa uma mudança somente no intercepto.

Assim, os resultados apontam que no período estudado, a elasticidade da arrecadação de ICMS em relação ao produto no ES é impactada pelos contextos de crise que a economia passou. Ademais, nos momentos em que o produto se encontra acima do seu potencial a arrecadação responde mais a variações no produto do que nos demais momentos do ciclo, o que pode ajudar a explicar por que o crescimento da arrecadação de ICMS é maior que o crescimento do PIB no período.

Por fim, vale ponderar que os resultados foram sobre uma amostra pequena. Além disso, os dados utilizados são da arrecadação do ICMS, visto que faltam dados que calculem a arrecadação dos tributos descontada das mudanças discricionárias, o que melhoraria a precisão da estimativa. Outro dado que poderia ajudar nesse sentido é o de valor adicionado, que pode ser considerado uma aproximação para a base de arrecadação do ICMS melhor que o produto. Por último, para o cálculo do produto potencial foi utilizado o filtro HP, sendo que seria mais adequado o uso da função de produção, mas que não foi utilizada pela falta de disponibilidade de dados.

## Referências

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. Cengage Learning, São Paulo. 2012.

CASALECCHI, A. e BACCIOTTI, R. A elasticidade da receita em relação ao PIB. Estudo Especial nº 16. Instituição Fiscal Independente (IFI). 2021. Disponível em: <<https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/593776/EE16.pdf>>

CASALECCHI, A; BARROS, G. A variação da receita em resposta à atividade econômica. Nota Técnica nº 19. 2018. Disponível em: <[https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/545264/NT\\_Elasticidade.pdf](https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/545264/NT_Elasticidade.pdf)>

EUSTÁQUIO, Aline et al. A INFLUÊNCIA DO BENEFÍCIO FISCAL NA ESCOLHA DO PORTO MARÍTIMO NA IMPORTAÇÃO APÓS RESOLUÇÃO 13/2012. South American Development Society Journal, [S.l.], v. 1, n. 1, p. 124 - 144, mar. 2017. ISSN 2446-5763. Disponível em: <<http://www.sadsj.org/index.php/revista/article/view/9>>. Acesso em: 19 jun. 2023.

FERREIRA, P. G. C. Análise de Séries Temporais em R: curso introdutório. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2018.

GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito; SILVEIRA, Jailison Weilly. Estimular o nível de atividade econômica ou aumentar a alíquota tributária?: Uma investigação empírica sobre os determinantes da arrecadação do ICMS. Revista Brasileira de Economia de Empresas, Brasília, DF, v. 20, ed. 2, p. 5-22, 9 dez. 2020.

KLEIBER, C., & ZEILEIS, A. Applied econometrics with R. New York: Springer-Verlag. 2008.

LUMSDAINE, Robin L.; PPELL, David H. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. The Review of Economics and Statistics, v. 79, n. 2, p. 212-218, Maio 1997.

LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark C. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, v. 85, ed. 4, p. 1082-1089, Nov. 2003.

MARQUES JUNIOR, Liderau dos Santos de; OLIVEIRA, Cristiano Aguiar. As elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul. Ensaios FEE: 7º EEG FEE - PUCRS, Porto Alegre, RS, v. 36, ed. 2, p. 363-382, 2015.

MENDONÇA, Mário Jorge; MEDRANO, Luis Alberto. ESTIMANDO A ELASTICIDADE-RENDA DA ARRECADAÇÃO TRIBUTÁRIA FEDERAL. In: SACHSIDA, Adolfo et al. Tributação no Brasil: Estudos, ideias e propostas. 1. ed. Brasília, DF: IPEA, 2017. cap. CAPÍTULO 5, p. 149-160. ISBN 9788578112950.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. Tesouro Nacional Transparente. Boletim de Finanças dos Entes Subnacionais: Estados e Municípios. [S. l.], 29 nov. 2022. Disponível em: [https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/boletim-de-financas-dos-entes-subnacionais/2021/114?ano\\_selecionado=2021](https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/boletim-de-financas-dos-entes-subnacionais/2021/114?ano_selecionado=2021). Acesso em: 19 jan. 2023.

OLIVEIRA, Wederson Xavier de. Análise das elasticidades de curto e longo prazo da arrecadação de ICMS em Goiás por setor de atividade. Orientador: Prof. Dr. Sandro Eduardo Monsueto. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas da Universidade Federal de Goiás, Goiânia, Goiás., 2020.

ORAIR, R.O.; BACCIOTTI, R. da R.M. Hiato do produto na economia brasileira: estimativas da IFI pela metodologia de função de produção. Brasília: Senado Federal, Instituição Fiscal Independente, 2018. (Estudo Especial, n.4).

PAFF, B., ZIVOT, E., & STIGLER, M. urca: Unit root and cointegration tests for time series data. 2016. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=urca>

RIBEIRO, A. O.; BEZERRA, F. S. L.; FERNANDES, M. J.; ALMEIDA, S. B. S. de; SANTOS, D. R. dos. Arrecadação de ICMS do Estado do Rio de Janeiro: A elasticidade dos setores econômicos e seu uso na melhora da situação fiscal e financeira do Estado / Collection of ICMS from the State of Rio de Janeiro: The elasticity of the economic sectors and their use in improving the fiscal and financial situation of the State. Brazilian Journal of Development, [S. l.], v. 6, n. 4, p. 19930–19945, 2020. DOI: 10.34117/bjdv6n4-

241. Disponível em: <https://ojs.brazilianjournals.com.br/ojs/index.php/BRJD/article/view/8895>. Acesso em: 5 jun. 2023.

SEIXAS, Fernando Henrique de Sarmiento. Balanço Orçamentário e Resultados Fiscais Estruturais de Goiás. *In*: SEIXAS, Fernando Henrique de Sarmiento. Balanço Orçamentário Estrutural, Receita Cíclica e Impulso Fiscal: Uma Análise das Contas Públicas do Estado de Goiás. Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva. 2018. Tese (Doutorado em economia) - UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS, [S. l.], 2018. p. 140.

SOBEL, R. S.; HOLCOMBE, R. G. Measuring the growth and variability of tax bases over the business cycle. *National Tax Journal*, Washington, DC, v. 49, n.4, p. 535-552, 1996.

SOUZA JÚNIOR, José Ronaldo de Castro. Produto potencial: Conceitos e metodologia. *In*: GENTIL, Denise Lobato; MESSENERG, Roberto Pires. Crescimento econômico: Produto potencial e investimento. 1. ed. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2009. cap. Capítulo 1, p. 11-32. ISBN 978-85-7811-017-8.