

ESTIMATIVA DA ELASTICIDADE DE ARRECAÇÃO DO ICMS EM RELAÇÃO AO PIB PARA O ESPÍRITO SANTO ENTRE 2002 E 2022¹

José Vitor Andrade Coelho²

Ana Carolina Giuberti³

O trabalho estima a elasticidade de curto e longo prazo da arrecadação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) em relação ao produto interno bruto (PIB) capixaba entre 2002 e 2022, usando dados trimestrais. As metodologias utilizadas foram o modelo de correção de 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 consideraram as quebras estruturais causadas pela crise de 2008; pelo turbulento contexto econômico pelo qual passaram o Brasil e o Espírito Santo entre 2013 e 2016, com a crise econômica em nível nacional, o desastre de Mariana – que causou impactos na economia capixaba – e as mudanças de regra de ICMS; e, por fim, pela crise da covid-19, no ano de 2020. O trabalho avalia, ainda, a influência do hiato do produto na elasticidade de curto e longo prazo. 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 relacionada ao tema.

Palavras-chave: tributação; ICMS; elasticidade.

ESTIMATED ELASTICITY OF ICMS REVENUE IN RELATION TO ESPÍRITO SANTO'S GDP BETWEEN 2002 AND 2022

This study estimates the short and long-term elasticity of ICMS revenue in relation to the Espírito Santo's GDP, between 2002 and 2022, using quarterly data. 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 national economic crisis, the Mariana disaster, which caused impacts on the Espírito Santo economy, and the changes to the ICMS's rule, and the covid-19 crisis, in 2020. The work also evaluates the influence of the product gap on elasticity, both in the short term and in the long term. The results indicate an elasticity greater than unity, in the long term, and less than unity, in the short term, in line with the literature.

Keywords: tax; ICMS; elasticity.

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppp69art6>

2. Analista técnico do Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo (Bandes). *E-mail:* zevitorac@gmail.com. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9914525021616766>. Orcid: <https://orcid.org/0009-0004-4376-9490>.

3. Professora do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). *E-mail:* ana.giuberti@ufes.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7213083068331720>. Orcid: <https://orcid.org/0000000166856272>.

ELASTICIDAD ESTIMADA DE LA RECAUDACIÓN DEL ICMS EN RELACIÓN AL PIB PARA ESPÍRITO SANTO ENTRE 2002 Y 2022

El trabajo tiene como objetivo estimar la elasticidad de corto y largo plazo de la recaudación del ICMS en relación al producto de Espírito Santo entre 2002 y 2022, utilizando datos trimestrales. Las metodologías utilizadas fueron el modelo de corrección de errores, para la elasticidad de corto plazo, y el método dinámico de mínimos cuadrados ordinarios, para la elasticidad de largo plazo. Las pruebas de raíz unitaria y de cointegración utilizadas tuvieron en cuenta las rupturas estructurales provocadas por la crisis de 2008, el contexto económico turbulento que vivieron Brasil y Espírito Santo entre 2013 y 2016, con la crisis económica nacional, el desastre de Mariana, que provocó impactos en la economía de Espírito Santo, y los cambios a la regla del ICMS, y la crisis del Covid-19, en 2020. El trabajo también evalúa la influencia de la brecha del producto sobre la elasticidad, tanto en el corto como en el largo plazo. Los resultados encontrados indicaron una elasticidad mayor que la unidad, en el largo plazo, y menor que la unidad, en el corto plazo, en línea con la literatura sobre el tema.

Palabras clave: impuesto; ICMS; elasticidade.

JEL: H2.

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,⁴ 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 à dos demais estados. Além disso, de acordo com dados do Programa de Ajuste Fiscal (PAF) do Tesouro Nacional, disponibilizados no Boletim de Finanças dos Entes Subnacionais de 2021 e 2022 (Brasil, 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. Portanto, 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 tributária total em relação ao produto.

A mensuração da sensibilidade do ICMS em relação ao PIB tem importância para a gestão fiscal, pois melhora a previsão das receitas do estado, torna mais realista o processo orçamentário e contribui para atender aos requisitos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) – que exige do ente federal uma estimativa da arrecadação dos tributos de sua competência para os exercícios subsequentes. Além disso, a diferenciação da elasticidade de curto prazo (ECP) em relação à elasticidade de longo prazo (ELP) permite que a autoridade fiscal não superestime

4. Disponível em: <https://dados.gov.br/dados/conjuntos-dados/boletim-de-arrecadacao-dos-tributos-estaduais>. Acesso em: 10 abr. 2025.

nem subestime a capacidade de arrecadação, observando a resposta do ICMS em diferentes horizontes temporais e momentos do ciclo econômico.

No caso capixaba, o cálculo da elasticidade-renda do ICMS ganha ainda mais importância por conta do contexto econômico do estado nas últimas duas décadas. No período de 2002 a 2022, a economia capixaba passou pela crise de 2008; pelo turbulento contexto entre 2013 e 2016, com a crise econômica no país, o desastre de Mariana-MG – que impactou a economia e a arrecadação do Espírito Santo – e as mudanças de regra de ICMS; e pela crise da covid-19.

Assim, este trabalho tem como objetivo estimar a elasticidade-renda do ICMS em relação ao produto, para o Espírito Santo, entre 2002 e 2022, no curto e no longo prazo, considerando as possíveis quebras estruturais 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 à unidade.

A abordagem desenvolvida neste trabalho para o cálculo da elasticidade aplica o método dos mínimos quadrados ordinários dinâmicos (MQOD), para a ELP, e um modelo de correção de erros (MCE), para a ECP, 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. Wolswijk (2007) e Köster e Priesmeier (2017) aplicam a mesma metodologia para a Holanda e para diversos países da União Europeia, respectivamente.

No contexto brasileiro, Casalecchi e Bacciotti (2021) e Casalecchi e Barros (2018) analisam a elasticidade das receitas federais. Ainda nesse âmbito, Mendonça e Medrano (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 a mesma que a aplicada por Marques Junior e Oliveira (2015), no caso do Rio Grande do Sul, e por Oliveira (2020), no caso de Goiás. Por sua vez, Gadelha e Silveira (2020) estimam a elasticidade do ICMS agregado dos estados em relação ao produto, porém com uma abordagem distinta da aplicada neste trabalho.

Conforme exposto, a estimação da elasticidade da arrecadação dos impostos em relação ao produto é de grande importância para o setor público. Por conta disso, percebe-se que muitos trabalhos são realizados para instituições públicas e governamentais, como é o caso de Wolswijk (2007) e Köster e Priesmeier (2017) para o Banco Central Europeu. No Brasil, em nível federal, destacam-se as contribuições de Mendonça e Medrano (2017) pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Gadelha e Silveira (2020) pela Secretaria do Tesouro Nacional

(STN) e Casalecchi e Bacciotti (2021) e Casalecchi e Barros (2018) pela Instituição Fiscal Independente (IFI) do Senado Federal. Por fim, em nível estadual, o estudo de Marques Junior e Oliveira (2015) foi realizado 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. Assim, o objeto do estudo possui grande valia para o planejamento das finanças públicas.

A metodologia que este trabalho propõe foi aplicada em diferentes contextos, no Brasil e no exterior. Para o caso do Brasil, existem estudos tanto para a arrecadação federal quanto para a arrecadação estadual. Todavia, 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 e empírico; na terceira seção, é descrita a metodologia, que discorre sobre as equações a serem estimadas e os métodos de estimação; na quarta seção, são apresentadas as informações sobre os dados e as fontes utilizados; na quinta seção, são expostos os resultados do trabalho, desde os testes de raiz unitária até a estimação dos modelos. Por fim, na sexta seção, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

Como discute Wolswijk (2007, p. 2), três conceitos de elasticidade tributária podem ser encontrados na literatura. O primeiro conceito, aqui traduzido como elasticidade-base tributária da arrecadação, explica a arrecadação tributária com base na relação entre a base tributária e a renda agregada, mensurada pelo PIB. O segundo conceito é o de elasticidade-renda da arrecadação, que mensura diretamente a relação entre arrecadação e PIB. Por fim, há o conceito aqui traduzido como elasticidade-arrecadação tributária, que explica as alterações na arrecadação dos tributos com relação às mudanças nas suas bases tributárias.

Neste estudo, adotou-se o conceito de elasticidade-renda da arrecadação, definido como

a variação percentual da receita pública em resposta a uma variação de 1% no produto interno bruto (PIB). Nesse cálculo, deve-se desconsiderar a parcela da variação na receita decorrente de mudanças legais. Assim, a elasticidade mede apenas a parte da variação da receita que pode ser atribuída exclusivamente ao crescimento (ou contração) do PIB, e não toda e qualquer variação da receita (Casalecchi e Bacciotti, 2021, p. 4).

Essa relação pode ser expressa matematicamente pela equação (1), como em Sobel e Holcombe (1996).

$$\ln R_t = \alpha + \beta \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Na equação (1), R_t é o logaritmo natural da receita arrecadada no tempo t ; α , o intercepto; PIB_t , o logaritmo natural da renda agregada no tempo t ; β , o coeficiente que mede a elasticidade-renda;⁵ e ε_t , o erro.

A seguir, são apresentados os trabalhos empíricos da literatura estrangeira e, na sequência, da literatura nacional. Quanto a esta, primeiramente, são expostos os estudos que estimam a elasticidade aplicados às receitas federais e, por fim, às receitas estaduais.

No artigo de Sobel e Holcombe (1996), é utilizado o MQOD para estimar a ELP e o MCE para calcular a ECP. Tais procedimentos foram utilizados posteriormente pelos trabalhos de Wolswijk (2007), Köster e Priesmeier (2017), Marques Junior e Oliveira (2015), Oliveira (2020), Casalecchi e Barros (2018) e Casalecchi e Baccioti (2021), o que evidencia a importância desse artigo para a literatura.

Um dos objetivos de Sobel e Holcombe (1996) é diferenciar a elasticidade no curto e no longo prazo e determinar quais bases tributárias são mais ou menos sensíveis ao ciclo econômico. Os autores calculam a elasticidade da arrecadação em relação a diferentes bases tributárias, tanto sobre a renda quanto sobre o consumo. Considerando a natureza do ICMS, que tributa a circulação de mercadoria, o foco da análise em relação aos trabalhos do referencial são os impostos sobre consumo e sobre valor adicionado. Para as vendas de varejo, a ELP foi 0,66 e a ECP, 1,039; para o uso de combustível, a ELP foi 0,996 e a ECP, 0,729; e, por fim, para o varejo não alimentício, a elasticidade foi 0,701, no longo prazo, e 1,377, no curto prazo. No estudo, os autores comparam os resultados do modelo dinâmico por eles estimado com os demais modelos estáticos que até então eram o padrão. A comparação mostra que os resultados encontrados por Sobel e Holcombe (1996) são semelhantes aos modelos antigos, porém com um R -quadrado ligeiramente superior.

Conclui-se que o artigo de Sobel e Holcombe (1996) é bastante importante dentro do marco empírico em que este trabalho se insere. Isso porque 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.

Ainda na esfera da literatura estrangeira, 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

5. Matematicamente, a elasticidade-renda da arrecadação (E) pode ser definida como $E = \frac{\delta \ln R}{\delta \ln R} = \beta$.

(CIT). Como variável explicativa para o VAT, o autor utiliza o consumo privado e o investimento residencial. Uma inovação do autor foi incluir uma variável *dummy* no modelo de curto prazo que assume valor 0 se o parâmetro de correção é negativo (ou seja, quando está abaixo do equilíbrio) e 1 se o parâmetro é positivo (isto é, quando está acima do equilíbrio). A elasticidade estimada para o VAT foi de 0,9 no longo prazo e, no curto prazo, foi de 0,56, quando abaixo do equilíbrio, e 1,01, quando acima (Wolswijk, 2007).

Köster 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 de curto prazo por meio de um MCE. Os autores constatam 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 ECP é maior que a ELP para os outros três países (Köster e Priesmeier, 2017).

Na literatura nacional, Mendonça e Medrano (2017) estimam a elasticidade-renda da arrecadação tributária federal utilizando metodologias diferentes da adotada neste trabalho. Eles calculam a elasticidade da carga tributária bruta (CTB), em vez de cada imposto individualmente, a partir de um modelo de Markov Switching (MS) para validar resultados de um estudo anterior,⁶ que aplicava um modelo linear dinâmico (MLD). Mendonça e Medrano (2017) adotam como variáveis explicativas para a CTB a inflação e a razão entre dívida líquida do setor público (DLSP) consolidada e PIB, e os resultados encontrados mostram uma elasticidade próxima da unidade. O trabalho utiliza a carga tributária como medida de arrecadação, diferentemente desta pesquisa, que aborda apenas o ICMS, imposto bastante representativo da arrecadação estadual. Outra diferença é que este trabalho usa os métodos de MQOD, para longo prazo, e de MCE, para curto prazo, os quais serão detalhados na metodologia. Assim, os autores acrescentam à discussão empírica duas variáveis que podem impactar as receitas: a inflação e a razão entre DLSP e PIB.

Casalecchi e Barros (2018) estimam a ELP e a ECP, entre 1997 e 2018, para as receitas da União, incluindo no modelo uma variável *dummy* para o período após a crise de 2008. O trabalho analisa três categorias de receita: i) tributos recorrentes ajustáveis ao ciclo; ii) receita bruta; e iii) receita tributária recorrente. Para o longo prazo, o estudo faz uma estimação pelo método de MQOD para obter os estimadores da elasticidade de longo prazo. Para as três categorias de receita analisadas, a ELP foi maior que a unidade no período anterior à crise e menor que a unidade

6. Ver Mendonça, Sachsida e Medrano (2011).

no período após a crise, o que revela o impacto da crise de 2008 na elasticidade da arrecadação. Por sua vez, a ECP foi estimada pelo método dos mínimos quadrados (MQO), e não por MQOD, e o resultado foi maior que a unidade para as três categorias, com a *dummy* da crise sendo não significativa.

Por fim, Casalecchi e Bacciotti (2021) estimam a ECP e a ELP para as receitas da União no período de 1997 a 2021, considerando o hiato do produto.⁷ Para isso, usam o MQOD, incluindo uma *dummy* para a pandemia e uma para o hiato do produto, que assumiu o valor zero para a fase negativa e 1 para a fase positiva. As fases do hiato foram definidas com base em Orair e Bacciotti (2018). Casalecchi e Bacciotti (2021) estimam a elasticidade para seis categorias de receita: i) receita total; ii) receita administrada pela Receita Federal do Brasil (RFB); iii) receita para o regime geral de previdência social (RGPS); iv) receita não administrada pela RFB; v) transferências por repartição de receitas; e vi) receita líquida. Para cada uma dessas seis categorias, foi estimada a elasticidade de curto e longo prazo, no hiato negativo e positivo. Sendo assim, foram estimadas quatro medidas de elasticidade para cada categoria de receita: i) ELP em período de hiato positivo; ii) ELP em hiato negativo; iii) ECP em hiato negativo; e iv) ECP em hiato positivo. O resultado da ECP é maior que 1 e da ELP é menor que 1, independentemente da fase do hiato. O resultado geral encontrado é que, no curto prazo, a elasticidade é maior que a unidade e, no longo prazo, é menor que a unidade, independentemente do hiato da economia. A separação das elasticidades no curto e no longo prazo é a principal contribuição da pesquisa de Casaletti e Bacciotti (2021) para este trabalho.

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 seis diferentes grupos de receita, porém apenas em três grupos de receita a variável do hiato foi estatisticamente significativa. Além disso, a diferença entre o período de hiato positivo e negativo na ELP não foi acentuada. Por sua vez, para a estimativa da ECP, 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. Gadelha e Silveira (2020) investigam empiricamente os determinantes da arrecadação do ICMS agregado dos estados brasileiros e do Distrito Federal. Para isso, fazem uma estimativa da elasticidade do tributo em relação ao produto utilizando quatro modelos. Três deles são modelos estáticos, sendo um de efeitos fixos dentro de um grupo, um de efeitos fixos com termo autorregressivo de primeira ordem, AR (1), e, por fim, um de efeitos fixos estimado por mínimos quadrados generalizados

7. O hiato do produto calcula a diferença entre o produto observado e o produto potencial de uma economia. O produto potencial é o nível do produto caso fossem plenamente utilizados os estoques de capital e trabalho no nível não inflacionário (Orair e Bacciotti, 2018).

(MQG). Em todos esses, a elasticidade foi maior que 1. O quarto é um modelo dinâmico, que usa o método dos momentos generalizados, e obteve elasticidade unitária. Esse trabalho foca o ICMS, porém sem diferenciar ECP e ELP. Isso porque Gadelha e Silveira (2020) priorizam a comparação do que mais impacta a arrecadação: mudanças nas alíquotas do ICMS ou aumento no produto estadual agregado.

Marques Junior e Oliveira (2015) discutem a elasticidade do ICMS em relação ao produto no curto e no longo prazo para o caso do Rio Grande do Sul, no período de 1995 a 2012. No trabalho, utilizam o valor adicionado bruto (VAB) como *proxy* para a base tributária do ICMS. Para o curto prazo, empregam um 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. Por sua vez, a ELP 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 cresce 1,18% no longo prazo e 0,85% no curto prazo. Os autores utilizam a metodologia de Sobel e Holcombe (1996) para o cálculo da elasticidade do ICMS em relação à base tributária no curto e no longo prazo, assim como este trabalho.

Oliveira (2020) analisa a elasticidade da arrecadação do ICMS no curto e no longo prazo para o estado de Goiás entre o primeiro trimestre de 2003 e o primeiro trimestre de 2020. O trabalho aplica o arcabouço teórico desenvolvido por Wolswijk (2007) e Köster e Priesmeier (2017) e calcula a elasticidade do ICMS total e por setor em relação às suas respectivas bases tributárias. Os setores considerados são: combustíveis, energia elétrica, indústria, comércio atacadista e comércio varejista. Ademais, o autor separa os valores positivos e negativos do termo de correção de erros no MCE, como feito por Wolswijk (2007). Assim, busca-se diferenciar a resposta do termo quando a receita está acima ou abaixo do equilíbrio de longo prazo. Os resultados encontrados foram uma ELP de 1,32, no modelo de MQOD, e, para o curto prazo, no MCE, 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, o que significa que o retorno à trajetória de equilíbrio é mais rápido quando se está abaixo dela.

Para diferenciar a elasticidade da arrecadação em relação ao produto no curto e no longo prazo, este artigo utiliza o arcabouço teórico desenvolvido pelos trabalhos que focam essa problemática, aplicando-o ao caso da economia capixaba. Assim, é utilizado o método de estimação da elasticidade da arrecadação em relação ao produto desenvolvido por Sobel e Holcombe (1996). Os demais trabalhos de Wolswijk (2007), Köster e Priesmeier (2017), Marques Junior e Oliveira (2015), Oliveira (2020), Casalecchi e Baccioti (2021) e Casalecchi e Barros (2018) consolidam essa metodologia em diferentes contextos e enriquecem a análise das 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. Esses efeitos foram elucidados pelos trabalhos revisados, inclusive os que não aplicaram a metodologia usada neste artigo. Tomam-se como exemplos de variáveis: a dívida, a inflação, a pandemia da covid-19, o hiato do produto, a crise de 2008 e as mudanças nas regras tributárias.

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, esses trabalhos estimam a elasticidade para receitas da União e, por isso, serão utilizados como referência complementar as pesquisas de Marques Junior e Oliveira (2015) e Oliveira (2020), que aplicam metodologia semelhante para o caso do ICMS no Rio Grande do Sul e em Goiás, respectivamente. Seguindo a metodologia aplicada nesses quatro trabalhos, serão estimadas duas equações distintas, uma para o curto e outra para o longo prazo.

Começando pela ELP e seguindo Casalecchi e Bacciotti (2021), o modelo a ser estimado é dado pela equação (2).

$$\ln R_t = \alpha + \beta_1 \ln PIB_t + \delta_2 D_t^{2008} + \delta_3 D_t^{2014} + \delta_4 D_t^{covid} + \delta_5 D_t^{extre} + \delta_6 D_t^{hiato} + \beta_2 (D_t^{2008} \cdot \ln PIB_t) + \beta_3 (D_t^{2014} \cdot \ln PIB_t) + \beta_4 (D_t^{covid} \cdot \ln PIB_t) + \beta_5 (D_t^{extre} \cdot \ln PIB_t) + \beta_6 (D_t^{hiato} \cdot \ln PIB_t) + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta \ln PIB_{t-j} + \beta_7 t + \mu_t \quad (2)$$

Na equação (2), o $\ln R_t$ é o logaritmo natural da receita arrecadada no tempo t , e $\ln PIB_t$ é o logaritmo natural da renda agregada em t . 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 os dois últimos trimestres de 2016, ao período após o primeiro trimestre de 2020 e, por fim, aos períodos com valores extremos da elasticidade observada.⁸ As datas 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 de Casalecchi e Bacciotti (2021), no caso das *dummies* de 2008 e 2020, e Casalecchi e Barros (2018), no caso das *dummies* de 2008 e 2014. A variável D_t^{hiato} é a *dummy* que capta os efeitos do hiato do produto sobre a elasticidade. Conforme Gobetti, Orair e Dutra (2018) alertam, tais mudanças no ciclo, isto é, períodos de hiato positivo e negativo, podem

8. A elasticidade observada é a razão entre a variação do ICMS e a variação do produto no período. Além disso, os períodos com valores extremos são aqueles em que a elasticidade observada ultrapassou 25 de valor absoluto.

alterar a trajetória da elasticidade. O intercepto é α , o componente de tendência é t e o termo do erro é μ_t .

A ELP será dada pelo coeficiente de cointegração entre as variáveis de receita e PIB, estimado a partir do método de MQOD. Na equação (2), o termo do somatório representa a quantidade de *lags* e *leads*, que depende dos critérios de seleção, realizados no capítulo de resultados. No trabalho de Casalecchi e Bacciotti (2021), foram utilizados um *lag* e um *lead*.

Para o modelo de curto prazo, Sobel e Holcombe (1996) utilizam um MCE. A estimativa de curto prazo é especificada por esses autores pela equação (3) a seguir (Sobel e Holcombe, 1996, p. 6).⁹

$$\Delta \ln R_t = \alpha + \beta \Delta \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na equação (3), $\Delta \ln R_t$ é a primeira diferença do logaritmo natural da receita arrecadada no tempo t , α é o intercepto, $\Delta \ln PIB_t$ é a primeira diferença do logaritmo natural da renda agregada no tempo t e ε_t é o erro.

Cabe destacar que os modelos estáticos de longo prazo podem não ser adequados para medir a elasticidade da receita em relação ao produto, porque duas bases tributárias distintas podem ter a mesma taxa de crescimento no longo prazo, porém uma pode ser mais sensível às variações de curto prazo ao longo do ciclo econômico, ao passo que a outra varie menos. Por isso, é necessário calcular também a ECP, de acordo com Sobel e Holcombe (1996). Os autores pontuam ainda que a não estacionariedade das séries gera coeficientes viesados no modelo básico (Sobel e Holcombe, 1996, p. 2), 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 MQOD. Além disso, para que o modelo de curto prazo não se distancie da sua trajetória de longo prazo, é utilizado um MCE. Nesse modelo de curto prazo, na equação (2), é incluído o resíduo do modelo de longo prazo estimado pelo MQOD como o termo de correção de erro e, assim, ajustando o viés (Sobel e Holcombe, 1996).

Para se estimar a ECP, utiliza-se a metodologia consolidada de MCEs, usando os resíduos da estimativa da ELP, isto é, o resíduo do MQOD da equação (2) como o termo de correção do erro.

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

9. A equação original era: $\Delta \ln B_t = \alpha + \beta \Delta \ln Y_t + \varepsilon_t$. Para este trabalho, $\Delta \ln B_t$ foi reescrito como $\Delta \ln R_t$ e $\Delta \ln Y_t$ foi reescrito como $\Delta \ln PIB_t$.

As principais mudanças da equação (4) para a equação (2) são: i) a utilização das diferenças (Δ) na receita e no PIB; ii) a inclusão do termo de correção do erro (tce_{t-1}), que é uma defasagem do resíduo do modelo de longo prazo da equação (2); iii) a retirada das defasagens da variável explicativa; e iv) a inclusão das *dummies* de trimestre – Q_t^2 , Q_t^3 e Q_t^4 – para controle da sazonalidade, seguindo Casalecchi e Bacciotti (2021) e Casalecchi e Barros (2018).

Em relação ao hiato do produto, presente tanto na equação (2) quanto na equação (4), 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) ponderam que, por um lado, 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. Por outro lado, os autores consideram como vantagem sua transparência e simplicidade diante da escassez de dados.¹⁰

Essa metodologia foi usada por Seixas (2018) na sua análise das contas públicas do estado de Goiás em virtude da simplicidade e da objetividade do método. Portanto, neste trabalho também será utilizado o filtro HP, considerando a simplicidade do método e a escassez de dados de capital físico e trabalho para a economia capixaba.

Em conformidade com o arcabouço teórico consolidado por Köster e Priesmeier (2017), Casalecchi e Bacciotti (2021) e Oliviera (2020), será utilizado método de MQOD para estimar a ELP. A escolha se baseia na hipótese de que, no longo prazo, há uma grande relação entre a receita e a renda agregada, porque

em princípio, pareceria razoável supor que a elasticidade da receita em relação ao PIB é sempre igual à 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).

Quando duas séries com tendência estocástica comum são consideradas cointegradas, então o modelo de MQOD pode estimar essa relação de cointegração, e as inferências estatísticas sobre os coeficientes são válidas (Stock e Watson, 2004, p. 379). Ademais, como apontam Stock e Watson (2015, p. 706), quando há cointegração, o estimador de MQOD é consistente, mesmo na presença de endogeneidade da variável explicativa. Portanto, para determinar se as séries de ICMS e PIB possuem raiz unitária e, em caso positivo, se são cointegradas, foram utilizados os testes raiz

10. Uma outra opção seria utilizar a função de produção, como em Orair e Bacciotti (2018). Porém, a metodologia exige dados de estoque de capital físico, trabalho e capital humano, que não foram encontrados para o Espírito Santo no período de 2002 a 2022.

unitária de Zivot e Andrews (ZA) e o de Lee e Strazicich (LS), que são adequados para presença de quebra estrutural,¹¹ e o teste de cointegração de Johansen.

A escolha de tais testes decorre da suspeita de quebra estrutural nas séries do PIB e do ICMS, devido: i) à análise do gráfico 1; ii) ao modelo desenvolvido por Casalecchi e Bacciotti (2021), que inclui *dummies* para quebra em 2008 e 2020; e iii) ao modelo desenvolvido por Casalecchi e Barros (2018), que inclui uma *dummy* para 2008 e desconta a interação entre o $\log PIB_t$ e uma variável indicadora do terceiro trimestre de 2014 até o quarto trimestre de 2016. Diante dessas evidências, o correto é utilizar testes que consideram a presença de quebra estrutural.

O teste de ZA investiga 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 LS (Lee e Strazicich, 2003) 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. Por sua vez, o modelo C possui duas versões: o modelo C(I) testa raiz unitária na presença de uma ou duas quebras endógenas que causam mudanças no nível e na tendência, independentemente do momento em que ocorre; o modelo C(II) 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 os modelos A e C.

Outra opção ao teste de LS seria o teste de Lumsdaine e Papell – LP (1997). A crítica de Lee e Strazicich ao teste de LP é que este 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 (2003), 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, 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 e Strazicich, 2003).

Para determinar a relação de cointegração no longo prazo entre duas variáveis, geralmente são utilizados três testes padrões: i) ADF-EG, que é o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) modificado por Engle e Granger; ii) teste de cointegração de

11. Os testes de raiz unitária mais comuns são: o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), o teste Dickey-Fuller modificado (DF-GLS) 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).

Philips-Ouliaris (PO); e iii) teste de Johansen. Porém, os dois primeiros testes para cointegração não podem ser utilizados diante de quebras estruturais. Portanto, para a investigação da relação de longo prazo entre duas variáveis, será utilizado somente o teste de Johansen, adequado 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 (Joyeux, 2007), o qual usa um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para testar a hipótese de cointegração entre as variáveis.

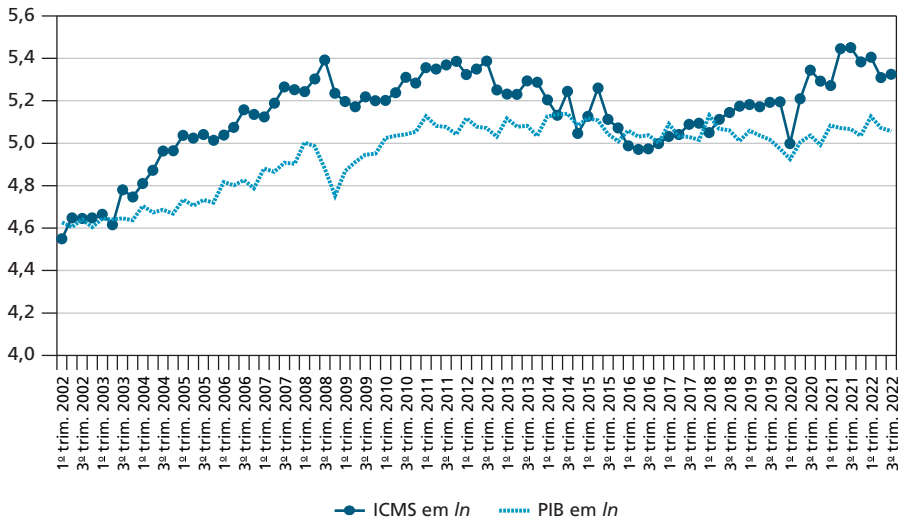
4 DADOS E FONTES

Para estimar as equações (2) e (4), foram utilizadas as fontes de dados a seguir. Para a renda (PIB_t), foi utilizado o PIB 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 foi de 2002 a 2022. Para a receita (R_t), foram utilizados os valores arrecadados do ICMS no Espírito Santo, de acordo com a estimativa das “Principais Receitas do Estado do Espírito Santo”, também elaboradas pelo IJSN. Vale ressaltar que os dados de arrecadação de ICMS do instituto são mensais, então, foi calculado o somatório para se obter valores trimestrais. Em seguida, eles foram transformados em número índice, em que 2002 assume o valor de 100. Assim, tanto o PIB quanto o ICMS utilizados foram em valores em índice, por trimestre e deflacionados. O índice de preços utilizado foi o IPCA, calculado pelo IBGE, na periodicidade trimestral, tendo por base o primeiro trimestre de 2002.

5 RESULTADOS

O gráfico 1 apresenta o comportamento do ICMS e do PIB do Espírito Santo para o período do estudo. Fazendo uma breve análise do gráfico, percebe-se que, em 2008, a mudança mais significativa no PIB ocorreu entre o segundo e o quarto trimestres, com o menor valor no quarto trimestre de 2008. No caso da arrecadação de ICMS, o pico ocorreu no terceiro trimestre de 2008, seguido por um período de queda que se estendeu até o segundo trimestre de 2009. Outra mudança a ser destacada na série de ICMS é a tendência de queda na arrecadação a partir do primeiro trimestre de 2013, que durou até o final de 2016. Por fim, outra grande mudança percebida ocorreu após o primeiro trimestre de 2020, durante a crise da covid-19, e causou queda nas duas séries, porém com mais ênfase na série de ICMS.

GRÁFICO 1
Arrecadação de ICMS e PIB – Espírito Santo (2002-2022)



Fontes: IJSN (disponível em: <https://ijsn.es.gov.br/publicacoes/boletins/pib-trimestral>; acesso em: 11 abr. 2025) e IBGE (disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/ipca/brasil>; acesso em: 11 abr. 2025).
Elaboração dos autores.
Obs.: Valores do ICMS e do PIB deflacionados pelo IPCA (1ª trim. 2002 = 100).

Esses dados indicam que as séries do ICMS e do PIB possuem quebra estrutural. Nessa ótica, foram realizados os testes de raiz unitária e cointegração, cujos resultados foram expostos na subseção 5.1, e as estimações foram 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 de cointegração são válidos a depender dos testes de raiz unitária para a estacionariedade das séries do *ln* do PIB e do *ln* do ICMS e dos testes de cointegração entre as duas séries.

TABELA 1
Testes de raiz unitária de ZA

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

Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

O primeiro teste realizado foi o de ZA, que testa a raiz unitária na presença de uma quebra estrutural. Optou-se por esse teste porque tanto a análise gráfica das séries quanto o referencial teórico utilizado apontavam para duas possíveis quebras: a crise de 2008 e a crise da covid-19. A tabela 1 mostra os dados referentes ao teste.

Após realizar os testes, verificou-se que os resultados apontavam para duas datas distintas para a série do ICMS, uma antes da crise de 2008 e outra entre o final de 2012 e o início de 2014. No período de 2012 a 2014, houve uma mudança na regra de ICMS para bens importados que pode ter influenciado a arrecadação desse tributo no Espírito Santo. A Resolução nº 13/2012 (Brasil, 2012), que entrou em vigor no início de 2013, estabeleceu alíquota interestadual de ICMS de 4% para as operações de importação. Portanto, os resultados do teste ZA sugeriam a presença de raiz unitária da série de ICMS, porém apontavam para possíveis quebras em mais de um ponto.

No caso da série de PIB, o resultado foi de rejeição da hipótese nula para os testes de tendência (somente) e intercepto e tendência (ambos), o que indica que, para esses testes, a série é estacionária com quebra. 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 Casalecchi e Bacciotti (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 LS para as duas séries. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 2.

Na série de PIB, o modelo A, com quebras no intercepto sem alterar a tendência, não rejeita a hipótese nula de quebra estrutural no primeiro trimestre de 2008 e no segundo trimestre de 2017, identificados pelo teste. Por sua vez, no modelo C, com quebras no intercepto e na tendência, a hipótese nula é rejeitada, o que leva a concluir que, para o modelo C, a série não apresenta raiz unitária. Assim, segundo o teste LS, as quebras para a série de PIB afetaram o nível, e não a tendência. Portanto, para o modelo A do teste LS, a série de PIB apresenta raiz unitária na presença de duas quebras estruturais, uma no primeiro trimestre de 2008 e outra no segundo trimestre de 2017.

Conforme exposto na metodologia, o modelo A do teste LS considera quebras que causam mudança no nível, enquanto o modelo C considera quebras que causam mudanças no nível e na 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 do primeiro trimestre de 2020, referente à covid-19,

provoca uma mudança no intercepto, ao passo que a quebra do quarto trimestre de 2014 causa mudança no nível e na tendência, bem como a quebra do quarto trimestre de 2007.

TABELA 2
Testes de LS

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	4º trim. 2014	2º trim. 2013 1º trim. 2020	1º trim. 2014	4º trim. 2007 4º trim. 2014
PIB	-1,8481	-2,297	-4,4348**	-5,631**
Data da quebra	1º trim. 2008	1º trim. 2008 2º trim. 2017	2º trim. 2012	2º trim. 2013 4º trim. 2019

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores críticos estão de acordo com o trabalho de Lee e Strazichik (2003).

2. Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Por fim, outro requisito dos modelos de cointegração estimados 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 o quarto trimestre de 2008, o terceiro de 2014 e o primeiro de 2020. A data da quebra referente à pandemia foi escolhida conforme a quebra assinalada pelo teste de LS (primeiro trimestre de 2020) e por ter uma data exata para o início de seus efeitos. Já a data do terceiro trimestre de 2014 até o quarto de 2016 foi escolhida com base no trabalho de Casalecchi e Barros (2018), diferenciando-se pouco em relação à observada no teste LS (quarto trimestre de 2014). A data da crise de 2008 assinalada pelo teste LS foi do primeiro trimestre de 2008, porém não foi encontrada relação de cointegração no teste de Johansen usando a *dummy* para essa data. Assim, após analisar os dados e examinar visualmente o gráfico 1, foi selecionado o quarto trimestre de 2008, para o qual foi encontrada 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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores para o teste de Johansen foram extraídos da função `ca.jo` do pacote `urca`, de acordo com o trabalho de Osterwald-Lenum (Pfaff, Zivot e Stigler, 2016).

2. Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 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 possuem uma relação de cointegração, visto que, seguindo os valores críticos, o teste rejeita o r igual a zero e não rejeita o r igual a 1.

5.2 Resultados do modelo

Para este trabalho, foram estimados três modelos. O primeiro foi o modelo de longo prazo, baseado na equação (2), o segundo foi o modelo de curto prazo, baseado na equação (4), e o terceiro foi um modelo de curto prazo com menos controles, que utilizou apenas as variáveis mais significativas encontradas no modelo de curto prazo baseado na equação (4). O número de *lags* e *leads* usados no modelo de longo prazo foi 1, escolhido pelo programa EViews, utilizado para estimar os modelos. Todos os modelos foram estimados com erros-padrão robustos para controlar possíveis problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade nos resíduos.

O modelo de longo prazo não apresenta *dummies* para trimestre por conta de um problema de multicolinearidade na estimação, reportado pelo *software* EViews. Tal problema não ocorreu no modelo de curto prazo, que inclui *dummies* trimestrais.

TABELA 4
Estimação da elasticidade de longo prazo

Variável	Coefficiente	Probabilidade	Variável	Coefficiente	Probabilidade
$\ln \text{PIB}_t$	1,751984	0,0000***	$D_t^{2008} \cdot \ln \text{PIB}_t$	-1,05065	0,0071***
D_t^{2008}	4,981027	0,0109***	$D_t^{2014} \cdot \ln \text{PIB}_t$	0,72737	0,3951
D_t^{2014}	-3,852158	0,3745	$D_t^{covid} \cdot \ln \text{PIB}_t$	0,029142	0,9744
D_t^{covid}	0,0803	0,9860	$D_t^{extre} \cdot \ln \text{PIB}_t$	-0,369491	0,3489
D_t^{extre}	1,376544	0,4660	$D_t^{hiato} \cdot \ln \text{PIB}_t$	0,978963	0,0002***
D_t^{hiato}	-4,905474	0,0002***	Constante	-3,12221	0,0046***
Tendência	-0,003908	0,0025***	-	-	-
Estatísticas da equação					
R-quadrado		0,969432	Soma dos quadrados dos resíduos		0,087265
R-quadrado ajustado		0,928974	-		-

Elaboração dos autores.
 Obs.: 1. Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.
 2. Erros-padrão robustos.

Os resultados do modelo de longo prazo são apresentados na tabela 4. 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.

A ELP é 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 ELP deve ser somado -1,05, referente ao coeficiente da interação entre o PIB e a *dummy* da crise, indicando queda da elasticidade após essa crise.

O coeficiente da interação entre o PIB e a *dummy* do hiato foi de 0,98. Assim, esse valor deve ser adicionado à elasticidade para os trimestres em que o PIB esteve acima do seu produto potencial (hiato positivo). Isso significa que, nos períodos de hiato negativo, a arrecadação de ICMS responde menos às variações no PIB; por sua vez, nos períodos de hiato positivo, a arrecadação de ICMS é mais sensível. Esse resultado era esperado, dado o movimento observado na série, em que a arrecadação de ICMS aumentou mais que o produto ao longo do período analisado.

Comparando o resultado obtido com as outras pesquisas que estimaram a elasticidade da arrecadação do ICMS em relação ao PIB, Oliveira (2020) encontrou uma elasticidade de 1,32 e Marques Junior e Oliveira (2015) tiveram o resultado de 1,18. Assim, o resultado encontrado neste trabalho também foi maior que a unidade, porém a elasticidade foi consideravelmente maior que nos demais.

O resíduo da regressão do modelo de longo prazo foi retirado para servir de termo de correção de erros na estimação da ECP. Na tabela 5, são apresentados os resultados obtidos, e é possível notar que o PIB não se mostrou significativo a 10%, porém outras variáveis – como a tendência, a *dummy* para 2008, a *dummy* para valores extremos de elasticidade e as interações do PIB com a *dummy* para valores extremos e com a *dummy* de 2014 e de 2020 – foram significativas.

TABELA 5
Estimação da elasticidade de curto prazo

Variável	Coeficiente	Probabilidade	Variável	Coeficiente	Probabilidade
Constante	-0,003147	0,8059	$D_t^{2008} \cdot \Delta \ln PIB_t$	0,015176	0,9535
Tendência	0,000868	0,0920*	$D_t^{2014} \cdot \Delta \ln PIB_t$	1,311235	0,0586*
$\Delta \ln PIB_t$	0,502587	0,1147	$D_t^{covid} \cdot \Delta \ln PIB_t$	0,8589	0,0729*
D_t^{2008}	-0,050636	0,0217***	$D_t^{extre} \cdot \Delta \ln PIB_t$	14,42234	0,0000***
D_t^{2014}	-0,028503	0,3712	$D_t^{hiato} \cdot \Delta \ln PIB_t$	-0,037199	0,8961
D_t^{covid}	-0,0246	0,2812	$\Delta \ln R_{t-1}$	-0,018523	0,8385
D_t^{extre}	0,03801	0,0022***	Q_t^2	-0,060742	0,0915*
D_t^{hiato}	0,013386	0,2777	Q_t^3	0,037128	0,0182**
tce_{t-1}	-0,643571	0,0004***	Q_t^4	0,050832	0,0011***

(Continua)

(Continuação)

Variável	Coefficiente	Probabilidade	Variável	Coefficiente	Probabilidade
Estatísticas da equação					
R-quadrado		0,594496	Critério de informação de Akaike		-2,83664
R-quadrado ajustado		0,483309	Critério Schwarz		-2,30069
Probabilidade (Estatística-F)		0,00001		-	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

2. Erros-padrão robustos.

Por conta desses resultados, foi estimado um modelo de curto prazo utilizando menos regressores, no qual foram mantidas a tendência, a *dummy* para 2008, a *dummy* para valores extremos de elasticidade e as interações do PIB com a *dummy* de 2014, de 2020 e com a *dummy* para valores extremos. Além disso, foram mantidos como controles 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, a *dummy* para valores extremos e a interação do PIB com as *dummies* de 2014, de 2020 e daquela para valores extremos continuaram significativas.

O resultado obtido foi uma elasticidade de curto prazo igual a 0,55. Para o período entre o terceiro trimestre de 2014 e o quarto de 2016, é adicionado 1,42 à elasticidade. Esse período é marcado por mudanças de regras no ICMS, como a Resolução nº 13/2012 (Brasil, 2012), e no Diferencial de Alíquota do ICMS (Difal), bem como pelo contexto nacional de crise econômica e paralisação de atividades da Samarco após o desastre de Mariana, em novembro de 2015. Além disso, é somado 0,82 à elasticidade para os trimestres após a crise da covid-19, iniciada no primeiro trimestre de 2020.

TABELA 6
Estimação da elasticidade de curto prazo: modelo reduzido

Variável	Coefficiente	Probabilidade	Variável	Coefficiente	Probabilidade
Constante	-0,005452	0,6831	$D_t^{2014} \cdot \Delta \ln \text{PIB}_t$	1,416392	0,0164**
Tendência	0,000504	0,2811	$D_t^{covid} \cdot \Delta \ln \text{PIB}_t$	0,818918	0,0563*
$\Delta \ln \text{PIB}_t$	0,552295	0,0122***	$D_t^{extre} \cdot \Delta \ln \text{PIB}_t$	12,05957	0,0000***
D_t^{2008}	-0,045212	0,0347**	Q_t^2	-0,057909	0,0808*
D_t^{extre}	0,039146	0,0009***	Q_t^3	0,041930	0,0084***
tce_{t-1}	-0,649156	0,0001***	Q_t^4	0,051357	0,0013***

(Continua)

(Continuação)

Variável	Coefficiente	Probabilidade	Variável	Coefficiente	Probabilidade
Estatísticas da equação					
R-quadrado		0,573783	Critério de informação de Akaike		-2,936827
R-quadrado ajustado		0,504837	Critério Schwarz		-2,579523
Probabilidade (Estatística-F)		0,00000		-	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

2. Erros-padrão robustos.

Comparando os resultados com os outros trabalhos utilizados como referencial teórico, Oliveira (2020) encontrou uma elasticidade de 0,97 no curto prazo para o estado de Goiás e Marques Junior e Oliveira (2015) obtiveram como resultado uma elasticidade de 0,85 no curto prazo para o Rio Grande do Sul. Dessa forma, este trabalho encontrou uma elasticidade menor que a unidade no curto prazo, até 2014, assim como os demais trabalhos e, após esse período, a elasticidade passou a ser maior 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, devido à disponibilidade dos dados, as séries apresentaram quebras estruturais causadas pela crise de 2008, pela crise da covid-19 e pelo contexto econômico turbulento no Brasil e no Espírito Santo entre 2013 e 2016. Por essas razões, o trabalho utilizou um referencial teórico e econométrico que identificasse e tratasse essas particularidades para melhor adequar o modelo ao contexto capixaba.

Apesar de os resultados encontrados serem distintos em magnitude 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. No modelo de longo prazo, o hiato do produto e a crise de 2008 impactaram o valor da elasticidade. Por sua vez, no modelo de curto prazo, a crise de 2008, a crise de 2014 e a crise de 2020 foram estatisticamente significantes, sendo que as duas últimas modificam o valor da elasticidade, enquanto a crise de 2008 causou uma mudança somente no intercepto. Por fim, os valores extremos de elasticidade observada também foram estatisticamente significantes, modificando tanto o intercepto quanto a elasticidade.

Assim, segundo os resultados, a elasticidade da arrecadação de ICMS em relação ao produto no Espírito Santo foi impactada pelas crises econômicas do período.

Ademais, também se evidenciou que, quando o produto está acima do potencial, a arrecadação responde mais a variações no produto que nos demais momentos do ciclo, o que pode ajudar a explicar o porquê de o crescimento da arrecadação de ICMS ser maior que o crescimento do PIB no período.

Conforme os resultados apontam, a curto prazo, a arrecadação responde menos às mudanças no produto que a longo prazo. Assim, mudanças de regras que busquem impacto de curto prazo devem considerar que a resposta da arrecadação é maior no longo prazo e será ainda maior nesse horizonte temporal se a economia estiver em um período de hiato positivo do produto. Ainda nesse sentido, o momento em que a economia se encontra no ciclo (hiato positivo ou negativo) não se mostrou significativo no curto prazo, portanto, as ações governamentais tomadas visando aproveitar uma conjuntura favorável serão menos impactantes no curto prazo que no longo prazo.

Ademais, vale ponderar que os resultados foram sobre uma amostra pequena. Além disso, os dados utilizados são da arrecadação do ICMS sem descontar a influência das mudanças discricionárias, visto que faltam esses dados, que melhorariam a precisão da estimativa. Outro dado faltante, que poderia melhorar a estimativa, é o VAB por trimestre para o Espírito Santo entre 2002 e 2022, que pode ser considerado uma aproximação para a base de arrecadação do ICMS melhor que o produto. Por fim, para o cálculo do produto potencial, foi utilizado o filtro HP, apesar de ser mais adequado o uso da função de produção, mas também faltam dados disponíveis para calculá-la.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Senado Federal. Resolução nº 13, de 25 de abril de 2012. Estabelece alíquotas do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre a Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicações (ICMS), nas operações interestaduais com bens e mercadorias importados do exterior. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 81, p. 1, 26 abr. 2012. Seção 1.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Boletim de finanças dos entes subnacionais e municípios**. Brasília: Tesouro Nacional, 29 nov. 2022. Disponível em: https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/boletim-de-financas-dos-entes-subnacionais/2021/114?ano_selecionado=2021.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CASALECCHI, A.; BACCIOTTI, R. **A elasticidade da receita em relação ao PIB**. Brasília: IFI, nov. 2021. (Estudo Especial, n. 16).

CASALECCHI, A.; BARROS, G. **A variação da receita em resposta à atividade econômica**. Brasília: IFI, ago. 2018. (Nota Técnica, n. 19).

FERREIRA, P. G. C. (Org.). **Análise de séries temporais em R**: curso introdutório. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2018.

GADELHA, S. R. de B.; SILVEIRA, J. W. 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, v. 20, n. 2, p. 5-22, 9 dez. 2020.

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O.; DUTRA, F. N. **Resultado estrutural e impulso fiscal**: aprimoramentos metodológicos. Brasília: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2405). Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/8691/1/td_2405.pdf. Acesso em: 14 abr. 2025.

JOYEUX, R. How to deal with structural breaks in practical cointegration analysis? *In*: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. 2. ed. Londres: Palgrave Macmillan, 2007. p. 195-221.

KÖSTER, G.; PRIESMEIER, C. **Revenue elasticities in euro area countries**: an analysis of long-run and short-run dynamics. Frankfurt: European Central Bank, jan. 2017. (Working Paper Series, n. 1989). Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2910897. Acesso em: 27 nov. 2024.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, nov. 2003.

LUMSDAINE, R. L.; PAPELL, D. H. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 2, p. 212-218, maio 1997.

MARQUES JUNIOR, L. dos S.; OLIVEIRA, C. A. de. As elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 36, n. 2, p. 363-382, set. 2015.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. Estimando a elasticidade-renda da arrecadação tributária federal. *In*: SASCHIDA, A. (Org.). **Tributação no Brasil**: estudos, ideias e propostas. 1. ed. Brasília: Ipea, 2017. p. 147-160.

MENDONÇA, M. J. C. de; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 1, p. 133-162, abr. 2011.

OLIVEIRA, W. X. de. **Análise das elasticidades de curto e longo prazo da arrecadação de ICMS em Goiás por setor de atividade**. 2020. 75 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas, Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 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: IFI, jan. 2018. (Estudo Especial, n. 4).

PFAFF, B.; ZIVOT, E.; STIGLER, M. **Urca**: unit root and cointegration tests for time series data. [s.l.: s.n.], 2016. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=urca>.

SEIXAS, F. H. de S. **Balanco orçamentário estrutural, receita cíclica e impulso fiscal**: uma análise das contas públicas do estado de Goiás. 2018. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2018.

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

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. 1. ed. São Paulo: Pearson Addison-Wesley, 2004. 510 p.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Additional topics in time series regression. *In*: STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to econometrics**. 3. ed. Harlow: Pearson, 2015. p. 684-721.

WOLSWIJK, G. **Short – and long – run tax elasticities**: the case of the Netherlands. Frankfurt: European Central Bank, jun. 2007. (Working Paper Series, n. 763). Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp763.pdf>. Acesso em: 27 nov. 2024.

Data da submissão em: 23 maio 2024.

Primeira decisão editorial em: 4 nov. 2024.

Última versão recebida em: 27 dez. 2024.

Aprovação final em: 27 jan. 2025.

