CADERNOS DO IME – Série Estatística

Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ
ISSN on-line 2317-4536 / ISSN impresso 1413-9022 - v.55, p.43-82, 2023
DOI: 10.12957/cadest.2023.83132

O EFEITO DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NACIONAIS NAS RECEITAS PÚBLICAS: UM ESTUDO PARA A PREVISÃO DO ICMS DOS ESTADOS DO NORDESTE

Lucas Silva Pedrosa
Universidade Federal de Sergipe
lcpedrosa09@gmail.com

Fábio Rodrigues de Moura
Universidade Federal de Sergipe
fabiromoura@gmail.com

Jacó Braatz
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
jacobraatz@hotmail.com

Carlos Eduardo dos Santos Marino
Universidade Federal do Ceará
cedmarino@gmail.com

Resumo

Este artigo tem por objetivo apresentar uma metodologia alternativa para a previsão de receitas tributárias dos estados do Nordeste. Para isto, utilizou-se um modelo de regressão linear para a projeção da receita do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), com base nos efeitos parciais de curto prazo de variáveis macroeconômicas nacionais, como o Produto Interno Bruto (PIB), inflação, taxa básica de juros e taxa de câmbio. Os resultados obtidos foram satisfatórios, de modo que se conseguiu prever as receitas anuais de ICMS dos estados do Nordeste com erros de previsão absolutos médios entre 1,48% e 6,83%.

***Palavras-chave**: ICMS; Receitas Tributárias; Previsão; Nordeste; Efeitos Parciais.*

1. Introdução

É uma necessidade constante dos governos estimar a sua futura receita para que seja possível desenhar políticas públicas para o futuro que estejam dentro da sua capacidade financeira. É com base nessa previsão que se fixa a despesa do ente governamental para o exercício seguinte.

É através das estimativas de arrecadação que o ente público pode esquadrinhar suas decisões de investimentos, gastos públicos e mudanças nas regras tributárias. Por isso essa estimativa deve ser feita de maneira rigorosa (BAPTISTA, 2019).

O governo precisa ter um orçamento que se baseie num planejamento que procure manter o equilíbrio financeiro. Assim, o poder público deve buscar evitar déficits, isto é, despesas maiores que as receitas.

O princípio orçamentário do equilíbrio estabelece que as despesas não devem ser maiores que as receitas previstas para um determinado exercício financeiro. Entretanto, esse princípio no atual ordenamento jurídico é implícito, isto é, não há texto de normativo que o estabeleça explicitamente. Contudo, a doutrina o entende como parte do nosso conjunto normativo (SANCHES, 2004; GIACOMONI, 2005).

Também, vale ressaltar que há, na doutrina orçamentária, o princípio da exatidão ou realismo orçamentário, que também é implícito. Sanches (2004, p. 149), o define como:

> "Princípio orçamentário, de natureza complementar, segundo o qual as estimativas orçamentárias devem ser tão exatas quanto possível, a fim de dotar o Orçamento da consistência necessária para que esse possa ser empregado como instrumento de gerência, de programação e de controle."

Em relação às estimativas de receita, a Lei de Responsabilidade Fiscal (BRASIL, 2000) determina que:

> "Art. 11. Constituem requisitos essenciais da responsabilidade na gestão fiscal a instituição, previsão e efetiva arrecadação de todos os tributos da competência constitucional do ente da Federação.
>
> (...)
>
> Art. 12. As previsões de receita observarão as normas técnicas e legais, considerarão os efeitos das alterações na legislação, da variação do índice de preços, do crescimento econômico ou de qualquer outro fator relevante e serão acompanhadas de demonstrativo de sua evolução nos últimos três anos, da projeção para os dois seguintes àquele a que se referirem, e da metodologia de cálculo e premissas utilizadas."

Desta forma, a previsão é parte essencial no processo decisório, viabilizando que o gestor público reduza a sua dependência do acaso e procure soluções científicas para lidar com fatores externos ou ambientais (MAKRIDAKIS, 1983).

No Brasil, essa previsão é realizada nos três entes governamentais (União, Estados e Municípios) a cada exercício financeiro, isto é, todo o ano, através de seus documentos oficiais de planejamento: o Plano Plurianual – PPA, a Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO e a Lei Orçamentária Anual – LOA (BRASIL, 1988).

Neste trabalho, focaremos na LOA, também chamada de Orçamento Anual ou simplesmente Orçamento. De acordo com o enunciado das leis orçamentárias promulgadas desde à Constituição Federal de 1988, o Orçamento Anual estima a receita e fixa a despesa para o exercício subsequente ao que se envia a lei e tem vigência de 1 de janeiro à 31 de dezembro do ano seguinte.

A LOA deve ser elaborada pelo Poder Executivo e enviada ao Poder Legislativo em prazos constantes das legislações de cada ente. Para o caso dos estados do Nordeste, cada ente pode ter um prazo diferente para que o Executivo faça o envio. Entretanto, como estamos fazendo um trabalho para todos os estados dessa região, consideraremos o prazo máximo de submissão da LOA federal ao Congresso Nacional – 31 de agosto (BRASIL, 1988).

O sistema tributário dos estados é composto pelas taxas, contribuições de melhoria, além do Imposto sobre a Propriedade de Veículo Automotor (IPVA), Imposto sobre a Transmissão Causa Mortis e Doação, de quaisquer bens ou direitos (ITCMD) e Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS).

Os estados são profundamente dependentes da receita de ICMS, pois ela configura a maior parte de sua arrecadação própria (CARDOSO, 2015). Além do mais, o ICMS também se constitui uma importante fonte de renda para os municípios, que em muitos casos possuem uma pequena capacidade de arrecadação.

Conforme entendimento, inclusive com regulamentação legislativa já citada nesta seção, as mudanças nas variáveis macroeconômicas, como nível de preços e de produção, dentre outras, podem impactar as receitas dos governos. Quando o órgão central de orçamento envia a proposta orçamentária para apreciação pelo Poder Legislativo, precisa-

se fazer essas considerações no momento de formular a previsão de receitas para o próximo exercício.

Os impactos de variáveis macroeconômicas na arrecadação dos entes públicos podem ser investigados por intermédio de pesquisas econométricas, onde se pode estimar os efeitos que variações nessas grandezas exercem no nível de arrecadação governamental. Quando várias variáveis ao mesmo tempo desencadeiam efeitos na receita pública, podemos chamar o efeito individual de cada um deles de efeito parcial, efeito marginal, impacto de curto prazo, relacionamento de curto prazo, propensão de impacto, dentre outros nomes.

Temos poucas pesquisas focadas exatamente nesse tipo de tema, tendo como exemplo Ribeiro (2010), que fez uma análise dos efeitos da política monetária, principalmente a partir de mudanças na taxa básica de juros, a Selic, na arrecadação de ICMS do estado do Ceará.

Ademais, o trabalho mais robusto encontrado até o momento com proposições de estimar impactos de variáveis macroeconômicos nas receitas públicas foi formulado por Braatz *et al*. (2018), que buscou desenvolver um modelo fiscal de médio prazo visando a simulação de cenários alternativos de ajuste fiscal no Rio Grande do Sul.

Ao longo de sua pesquisa, Braatz *et al*. (2018) calcularam uma série de relações de dependência, com o uso de regressões lineares múltiplas, de receitas do estado do Rio Grande do Sul, como o ICMS, ITCMD, IPVA, Contribuições, dentre outras receitas, com relação a variáveis como o produto interno bruto (PIB) nacional, o índice geral de preços (IGP), a taxa Selic e a taxa de câmbio.

Assim, este trabalho tem por objetivo ampliar a pesquisa ainda incipiente da utilização de relações causais entre receitas públicas e indicadores econômicos para realizar previsões orçamentárias da arrecadação estatal.

2. Revisão da Literatura

O presente trabalho tem por objetivo aperfeiçoar a utilização de modelos de séries temporais para a previsão da arrecadação das receitas de ICMS dos estados do Nordeste, destacando para tal fim o emprego de um modelo de efeito parcial.

A realização da previsão de arrecadação das receitas públicas é fundamental para o adequado planejamento orçamentário do governo, uma vez que a sua despesa está limitada à quantidade de recursos que entram nos cofres públicos.

É recomendável utilizar modelos econométricos de previsão de receitas adequados às peculiaridades de cada ente federativo. Estes modelos tem sido estudados no Brasil desde o final dos anos 1990 e, posteriormente, nos anos 2000, a partir da Lei Complementar nº. 101, Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF (BRASIL, 2000; SEIXAS; SILVA, 2019).

O artigo 11 da LRF diz: "Constituem requisitos essenciais da responsabilidade na gestão fiscal a instituição, previsão e efetiva arrecadação de todos os tributos da competência constitucional do ente da Federação."

Segundo Gadelha *et al*. (2020), a importância da previsão de receitas públicas consta não apenas na legislação brasileira em sentido estrito, mas também de outros documentos públicos, como por exemplo, o Manual de Procedimentos de Receitas Públicas elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional (BRASIL, 2007).

As principais técnicas de modelos estatísticos propostos para realizar as previsões de receitas públicas são, na sua maior parte, baseadas em duas formas de abordagem: multivariada ou univariada (SEIXAS; SILVA, 2019). A primeira se utiliza de variáveis explicativas para prever a variável explicada, enquanto a segundo tenta explicar o comportamento futuro de uma variável utilizando-se unicamente do comportamento passado da própria variável.

Para realizar suas previsões, a Receita Federal do Brasil (RFB) utiliza o Método dos Indicadores, que são procedimentos puramente aritméticos: multiplica-se valores da arrecadação do período anterior ou base por índices de variação macroeconômicos projetos para o período seguinte.

A arrecadação prevista, portanto, seria igual à arrecadação do mesmo período do ano anterior multiplicada por índices de variações de preço (inflação), de quantidade (PIB) e de mudanças na legislação que impactem a arrecadação no período, dentre outros efeitos residuais que podem ser considerados (MELO, 2001; BRASIL, 2007; BENELLI, 2013; GADELHA *et al*., 2020)

Trabalhos têm demonstrado a superioridade, em termos de acurácia preditiva, dos modelos derivados da metodologia de séries temporais univariadas, em relação ao método dos indicadores utilizado pela Receita Federal (MELO, 2001; SIQUEIRA 2002; CAMPOS, 2009; BENELLI, 2013).

Muitos trabalhos nacionais e internacionais vêm sendo feitos no âmbito da previsão de receitas públicas e novas metodologias de previsão têm sido propostas. Buettner e Kauder (2009) fazem uma comparação entre as diferenças entre as técnicas e a acurácia das previsões de receitas públicas dos países integrantes da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e percebem que a variação da acertabilidade das previsões dos países é mais devido à incerteza com relação aos indicadores macroeconômicos do que por problemas no método escolhido. Ainda, os autores reiteram que a inexistência de órgãos independentes de previsão tende a gerar menores acurácias nos métodos utilizados.

Também há trabalhos mais recentes de previsão de receitas públicas, tendo como alguns exemplos de pesquisas realizadas os estudos de Mendonça e Góes (2020); Gadelha *et al*. (2020); e Silva e Figueiredo (2020).

Mendonça e Góes (2020) realizaram uma modelagem econométrica das séries individuais de tributos com o objetivo de obter a elasticidade-renda e a projeção futura para os tributos federais. Para isso, fazem uso dos modelos linear e fatorial dinâmicos, ambos estimados com base na abordagem bayesiana.

Gadelha *et al*. (2020), cujo trabalho recebeu o segundo lugar do Prêmio do Tesouro Nacional (2019), analisaram os ganhos de precisão ao aplicar uma metodologia de combinação de previsões para prever a arrecadação das receitas brutas dos tributos federais administrados pela Secretaria da Receita Federal.

De acordo com Barros (2014), um problema limitador existente nos trabalhos de previsão, especialmente de receitas públicas, está no fato de que eles não pretendem analisar os elementos preponderantes que impactam a arrecadação da referida receita, mas sim, preocupam-se apenas na criação de modelos com erro de ajuste da série prevista minimizado.

O modelo de previsão a ser proposto nesse trabalho tem uma vantagem inerente de superação do problema citado por Barros (2014), uma vez que as previsões das receitas públicas são alimentadas por variações em variáveis exógenas, como inflação, PIB, taxa de juros básica e taxa de câmbio. Assim, uma mudança no cenário atual para o qual está se realizando a previsão mudaria o valor da previsão, uma vez que esta não focaria unicamente em fatos passados.

O modelo que será aqui destrinchado é multivariado, no qual se faz uso de uma regressão linear múltipla para calcular o efeito marginal resultante das receitas públicas de ICMS dos estados do Nordeste com relação às variáveis macroeconômicas de nível de preços, produto, juros e câmbio. Através desses relacionamentos de curto prazo calculados e fazendo uso de estatísticas oficiais de projeção exógenas das variáveis para os anos subsequentes, faz-se a previsão da receita.

Há poucos trabalhos nacionais feitos no intuito de estimar efeitos marginais (efeitos parciais ou propensões de impacto de curto prazo) de variáveis macroeconômicas e não foram encontrados publicados estudos no sentido de utilizar os relacionamentos de curto prazo para a cálculo de previsão de receitas públicas, com exceção da pesquisa de Braatz *et al*. (2018).

Algumas pesquisas focam somente em calcular a dependência de receitas públicas com relação às variáveis macroeconômicos, como o trabalho de Silva e Velasco (2000), no qual estudaram um modelo de substituição de tributos fundamentado em análise de elasticidade na proposta de uma reforma fiscal, sem utilizar a ferramenta para realizar previsões.

Neste diapasão, Marques Jr e Oliveira (2015) calcularam as elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul em relação ao Valor Adicionado Bruto (VAB); e a pesquisa de Mendonça e Medrano (2016) buscou calcular a elasticidade-renda da arrecadação tributária federal.

Também, Ribeiro *et al*. (2020) calcularam a elasticidade dos setores econômicos e seu uso na melhora da situação fiscal e financeira do Estado para verificar seu impacto no ICMS do estado do Rio de Janeiro; e Bartoluzzio *et al*. (2020) analisaram a diversificação e a elasticidade das fontes de recursos dos estados brasileiros e suas relações com os déficits de arrecadação.

Aumentado o escopo dos trabalhos, Braatz *et al*. (2018) buscam elaborar um Modelo Fiscal de Médio Prazo para o Rio Grande do Sul com o objetivo de estimar as elasticidades das receitas de ICMS, IPVA, Fundo de Participação dos Estados (FPE), dentre outras, a variáveis como a inflação, PIB, taxa de juros e taxa de câmbio, no intuito de se utilizar dessas elasticidades para realizar previsões.

Convém deixar claro que neste trabalho o objetivo não é calcular a elasticidade em sentido estrito, mas encontrar a relação de curto prazo entre a taxa de crescimento

percentual da receita de ICMS de um determinado estado com relação à evolução percentual de variáveis macroeconômicos nacionais, como o PIB, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio.

O nome que se dá ao coeficiente obtido após o processamento dos dados que liga a receita com a variável macroeconômica pode ser vários: efeito parcial, efeito marginal, efeito de curto prazo, relacionamento de curto prazo, propensão de impacto, propensão de curto prazo, dentre outros nomes que procuram descrever o mesmo objeto.

A grande diferença em estimar um efeito parcial e uma elasticidade propriamente dita é que o efeito parcial tende a dizer respeito ao impacto médio, já a elasticidade ao impacto imediato.

Espera-se que as receitas públicas de base ampla tenham correlação positiva com o PIB e a inflação, ou seja, quanto maior o crescimento do PIB e quanto maior o crescimento da inflação, uma maior quantidade de receita será arrecadada (SIMONSEN, 1983; REIS; BLANCO, 1996; PORTUGAL; PORTUGAL, 2001; KOESTER; PRIESMEIER, 2012; ARIKAN; YALCIN, 2013).

A taxa Selic pode ter uma influência negativa nas receitas públicas, no sentido de que quanto maior a taxa, menor o nível de arrecadação das receitas e vice-versa. Isso porque a fixação da taxa estimula ou não a atividade econômica, o investimento, dentre outros demais fatores (MONTES; MACHADO, 2014).

O câmbio também pode impactar o nível de receita pública, principalmente em estados com muita relação de comércio exterior, ou seja, estados que importam muito e/ou que exportam muito.

Em estados exportadores pode-se esperar que a elevação da taxa de câmbio, por aumentar as exportações, aumente a receita pública, e uma redução da taxa de câmbio, o inverso. O contrário para estados importadores (KRUGMAN; OBSTFELD, 2004; BARROS, 2014).

A literatura tem apontado que aumentos reais no PIB têm influenciado positivamente na arrecadação fiscal (ZANATTO *et al*., 2011; SIQUEIRA, 2014). Também, na ampliação e diversificação da estrutura produtiva, com a elevação dos níveis de renda per capita da população, as bases de tributação do setor público se expandem, aumentando a capacidade governamental de arrecadação de impostos (OLIVEIRA *et al*., 2000).

De acordo com os resultados dos estudos de Casalecchi e Barros (2018), após 2008 a elasticidade de longo prazo das receitas recorrentes federais (aquela mais diretamente ligada à atividade econômica) caiu para um valor abaixo de 1. Assim, de forma geral, para cada 1% de aumento (queda) do PIB nominal, obteve-se, após 2008, um aumento (queda) de menos de 1% na receita recorrente.

Immervoll (2000) mostrou em sua pesquisa que se os tributos são calculados sobre uma base de cálculo nominal, a inflação irá causar um aumento nas receitas tributárias efetivas. Ainda, Bilquees (2004) revela que mudanças nos preços podem ter alguma influência nos aumentos dos tributos sobre a produção, vendas e serviços.

Patoli *et al*. (2012) chegaram à conclusão de que a relação entre inflação e arrecadação tributária é positiva. Assim, aumentos (baixas) na inflação causarão aumentos (baixas), na média, nas receitas públicas.

Segundo Santos *et al* (2015), estudos tem revelado que elasticidade-câmbio das importações brasileiras é baixa. Minella e Souza-Sobrinho (2011) mostram que uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio real leva a uma redução de 0,17% no índice de volume das importações dessazonalizado.

Ainda, resultados semelhantes foram obtidos também nas pesquisas de Muinhos e Alves (2003) e Gouvea e Schettini (2011). Desta forma, espera-se uma baixa influência da taxa de câmbio no volume de recursos públicos arrecadados.

Com relação à taxa de juros, pesquisas têm demonstrado resultados consoantes. Ribeiro (2010) percebeu que um aumento na taxa Selic exerce impacto negativo sobre as arrecadações de ICMS da indústria e do comércio varejista. Assim, como notou que aumentos da taxa de juros proporcionam um crescimento da taxa de desemprego cearense.

Minella (2003) sugeriu em seus resultados que a política monetária possui efeito negativo significativo no produto e em agregados monetários, para todos os períodos. Tomazzia e Meurer (2009) verificaram que os setores industriais respondem negativamente à política monetária restritiva.

Marques Jr e Oliveira (2015) concluíram que "a elasticidade estimada de longo prazo do ICMS em relação ao VAB é igual a 1,18. Portanto, a arrecadação de ICMS cresce 1,18% frente a um crescimento de 1% do VAB no longo prazo." Isso significa que a receita de ICMS do Rio Grande do Sul foi elástica ao VAB.

Braatz *et al*. (2018) obteve na sua pesquisa, para as receitas de ICMS do estado do Rio Grande do Sul, elasticidades positivas e menores que a unidade com relação ao PIB e a inflação, para o IPVA e outras receitas tributárias elasticidade positiva e maior que a unidade com relação ao PIB e para o FPE elasticidades positivas e menores que a unidade com relação ao PIB e à inflação e negativa e menor que a unidade com a relação à taxa de câmbio.

3. Modelo de Efeito Parcial de Curto Prazo

Essa seção em específico busca mostrar o modelo multivariado utilizado neste trabalho em específico. O referido modelo baseia-se em uma regressão linear múltipla de corte transversal (*cross-section*) para estimar o grau de dependência da variável que se deseja prever com as variáveis explicativas do modelo. Faz-se isso realizando uma regressão.

A forma geral de uma regressão linear múltipla é dada por (1):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k + u \quad (1)$$

Onde Y é a variável explicada/exógena (regressando), X_1, X_2, ..., X_k são as variáveis explicativas/exógenas (regressores), β_0 é o intercepto, β_1, β_2, ..., β_k são os coeficientes da regressão e u é o termo de erro.

Os modelos de suavização exponencial e autorregressivos utilizam somente os valores passados da série para projetar seu comportamento futuro, enquanto os modelos incrementais e multivariados fazem uso de parâmetros de comportamento futuro projetado como um mecanismo gerador de valores previstos da série.

O modelo proposto nesse trabalho, entretanto, busca utilizar componentes a princípio exógenos que podem causar impactos na variável explicada. Esse impacto de cada componente exógeno é nomeado como efeito parcial, efeito marginal, relacionamento de curto prazo ou propensão de impacto.

O conceito de efeito parcial pode ser entendido como a impacto de curto prazo, isto é, no período corrente ao que se estima a variável explicada, de mudanças numa variável explicativa no resultado final da explicada.

Matematicamente, assumindo uma variável explicada Y que dependa do comportamento das variáveis explicativas X_i e X_j, o efeito parcial pode ser entendido como (2):

$$\Delta_{\%}Y = \beta_0 + \beta_1\Delta_{\%}X_i + \beta_2\Delta_{\%}X_j + u \quad (2)$$

Onde:

$$\Delta_{\%}Y = \frac{Y_i - Y_{i-1}}{Y_{i-1}} \quad (3)$$

$$\Delta_{\%}X_i = \frac{X_i - X_{i-1}}{X_{i-1}} \quad (4)$$

$$\Delta_{\%}X_j = \frac{X_j - X_{j-1}}{X_{j-1}} \quad (5)$$

em que $\Delta_{\%}Y$ é a variação percentual da variável Y, $\Delta_{\%}X_i$ é a variação percentual da variável X_i, $\Delta_{\%}X_j$ é a variação percentual da variável X_j, β_0 é a constante, β_1 é o efeito parcial das mudanças da variável X_i na variável Y e β_2 é o efeito parcial das mudanças da variável X_j na variável Y.

Uma vez obtido as estimativas dos coeficientes, é possível realizar previsões das respectivas receitas, fazendo uso de projeções nacionais das respectivas variáveis, como as constantes do Boletim Focus emitido semanalmente pelo Banco Central.

As previsões podem ser constantemente reavaliadas de acordo com as mudanças nas perspectivas econômicas. De igual forma, os coeficientes de efeito parcial de curto prazo também podem sofrer mudanças, ao se conseguir mais um período de referência para alimentar a regressão, pode-se ser obtidos valores mais acurados.

4. Metodologia

A estratégia proposta para a previsão das receitas anuais de ICMS dos estados do Nordeste baseou-se em cinco etapas: i) especificação do modelo econométrico geral; ii) coleta de informações das contas estaduais, das covariáveis macroeconômicas e das projeções do mercado para essas variáveis; iii) estimação do modelo proposto por meio de regressões lineares e construção de especificações alternativas; iv) testes raiz unitária e de violações às hipóteses clássicas e v) testes do poder preditivo.

Propõe-se a estimação do modelo econométrico para cada estado do Nordeste em (6):

$$g\text{ICMS}_t = \beta_0 + \beta_1 gPIB_t + \beta_2 gSelic_t + \beta_3 gC\hat{a}mbio_t + \beta_4 IPCA_t + u_t \quad (6)$$

em que a variável resposta é dada pela arrecadação estadual de ICMS e o vetor de covariáveis é formado pelo PIB nacional, taxa Selic, taxa de câmbio e Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Excetuando-se o IPCA, as demais variáveis estão em taxas de crescimento. A amostra compreende o período de 1995 a 2019.

A coleta de informações da arrecadação anual de ICMS dos estados do Nordeste foi realizada por meio do portal do Ipeadata (dados idênticos aos resultados do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro – Siconfi, operacionalizado pela Secretaria do Tesouro Nacional). Os valores do ICMS constantes dessa base são considerados nos seus valores totais (principal somado com juros e multas).

O Produto Interno Bruto foi utilizado como proxy para crescimento econômico. O PIB foi deflacionado utilizando-se o deflator implícito do PIB com ano base em 1995. Como índice de inflação foi escolhido o IPCA.

Como variável de taxa básica de juros será utilizada a Selic. Para este trabalho em específico, será utilizada a taxa Selic média do ano. Para a taxa de câmbio, por sua vez, será utilizado o câmbio médio comercial nominal para compra.

Os dados do PIB nacional, deflator implícito do PIB, IPCA, Selic e câmbio foram extraídos também da base do Ipeadata. As variáveis da receita anual de ICMS, PIB deflacionado, Selic média anual, e taxa de câmbio média anual, nos períodos entre 1995 até 2019 são transformadas em taxas de crescimento. A inflação, por sua vez, é utilizada em nível. Para saber as projeções de mercado para as variáveis macroeconômicas de referência, é utilizado os indicadores do Boletim Focus.

Foram realizadas estimações para cada estado individualmente, começando da especificação geral até que se chegasse a um modelo que proporcionasse o melhor poder preditivo no ano de 2017 – ano de controle do modelo. Isso foi realizado por meio de exclusão de covariáveis que não tragam contribuição para o pode preditivo e adição de *dummies* de tempo para controle dos *outiliers* mais problemáticos da série histórica do ICMS.

A especificação com o melhor poder preditivo em 2017 para cada estado será utilizada como base final para as medidas de previsão do modelo para os anos de 2018 e 2019, assim como a viabilidade do seu uso na formulação de políticas públicas orçamentárias. As oito especificações a estimadas foram as seguintes[1]:

[1] As regressões foram estimadas com o uso do software Eviews 9.

i) especificação geral, final 2016: modelo (6.1), ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2016, a fim de prever 2018;

ii) especificação geral, final 2017: modelo (6.1), ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2017, a fim de prever 2019;

iii) especificação geral com *dummies*, final 2016: modelo (6.1) com inclusão de *dummies* de tempo para controle de outliers, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2016, a fim de prever 2018;

iv) especificação geral com *dummies*, final 2017: modelo (6.1) com inclusão de *dummies* de tempo para controle de outliers, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2017, a fim de prever 2019;

v) especificação reduzida, final 2016: modelo (6.1) com exclusão de covariáveis que não contribuam para o poder preditivo, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2016, a fim de prever 2018;

vi) especificação reduzida, final 2017: modelo (6.1) com exclusão de covariáveis que não contribuam para o poder preditivo, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2017, a fim de prever 2019;

vii) especificação reduzida com *dummies*, final 2016: modelo (6.1) com exclusão de covariáveis que não contribuam para o poder preditivo e inclusão de *dummies* de tempo para controle de outliers, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2016, a fim de prever 2018;

viii) especificação reduzida com *dummies*, final 2017: modelo (6.1) com exclusão de covariáveis que não contribuam para o poder preditivo e inclusão de *dummies* de tempo para controle de outliers, ano inicial da amostra em 1996 e ano final em 2017, a fim de prever 2019.

Em um primeiro momento, as estimativas do modelo geral e reduzido são geradas com base no período amostral de 1996 a 2016. Isso permite realizar previsões para 2018. Em seguida, de posse do valor da arrecadação anual de ICMS de cada estado para o ano de 2017, e as observações das demais covariáveis, os coeficientes de efeito marginal do modelo são atualizados, e a partir desses novos valores pode-se realizar a mensuração do poder preditivo do modelo para o ano de 2019. O poder preditivo final do modelo será uma média dos erros de previsão para os anos de 2018 e 2019.

Foram obtidos os valores previstos para as covariáveis de acordo com o último Boletim Focus do mês de agosto do ano de referência, a partir de 2017. Desta forma, é possível testar o poder preditivo do modelo quando utilizadas as observações reais das variáveis explicativas,

como também quando utilizados os valores previstos delas no fim do prazo em que se permite enviar a Lei Orçamentária Anual ao Poder Legislativo, a saber, no fim do mês de agosto de cada ano.

As realizações das variáveis macroeconômicas dos anos de referência – 2017, 2018 e 2019 – assim como os valores previstos pelo último Boletim Focus do mês de agosto do ano imediatamente anterior constam no Quadro 1.

Quadro 1 – Valores previstos no Boletim Focus

Status	Data de Publicação	Referência	PIB	IPCA	Selic	Câmbio
Previsto	26/08/2016	2017	1,23%	5,14%	-9,55%	-3,15%
Real	26/08/2016	2017	1,32%	2,95%	-27,80%	-8,54%
Previsto	25/08/2017	2018	2,00%	4,20%	-23,92%	3,70%
Real	25/08/2017	2018	1,78%	3,75%	-34,52%	14,48%
Previsto	31/08/2018	2019	2,50%	4,05%	38,22%	-6,31%
Real	31/08/2018	2019	1,41%	4,31%	-7,21%	7,96%

Fonte: Elaboração própria.

A média do erro de previsão dos anos de 2018 e 2019 será calculada tanto utilizando os valores reais de crescimento das variáveis macroeconômicas, quanto utilizando-se seus valores previstos no último Boletim Focus do mês de agosto do ano imediatamente anterior. Essa diferenciação é importante, pois no envio ao Poder Legislativo do Orçamento Anual, os dados oficiais que o Poder Executivo tem de posse são os valores previstos no Boletim Focus.

Após realizadas as regressões, são aplicados testes estatísticos para validar as hipóteses. Os testes aplicados foram de estacionariedade, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade, a saber, os testes: Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Schin, Teste de Breusch-Pagan-Godfrey, Teste Breusch-Godfrey (teste LM), Teste de Jarque–Bera (teste JB). Os resultados dos testes nos resíduos são constantes do Apêndice.

Os dados de crescimento esperado do PIB e a inflação esperada para o ano de referência são obtidos diretamente o Boletim Focus do fim de agosto do ano imediatamente anterior ao da previsão. A taxa Selic média e a taxa de câmbio média podem ser obtidas diretamente a partir dos Boletins Focus dos anos de 2016 e 2017.

Todavia, a partir do ano de 2018, as estatísticas oficiais do Focus passaram a não computar a Selic média e a taxa de câmbio média esperada para o período, mas somente a Selic e o câmbio esperados para o fim do período. Desta forma, para se chegar à Selic média e à taxa de câmbio média esperadas para o período de 2019, utilizou-se a previsão da taxa Selic e da taxa

de câmbio para o final do período de 2018 que constavam no último Boletim Focus do mês de agosto de 2017 e foi calculada a média aritmética com a taxa esperada das duas variáveis para o fim do período de 2019, no mesmo Boletim.

O Erro de Previsão da receita prevista é dado por (7):

$$EP = \left(\frac{RP}{RR} - 1\right) \times 100\%, \tag{7}$$

em que EP é o erro de previsão, RP a receita prevista e RR a receita real. O erro de previsão absoluto médio da especificação para cada um dos estados é a média aritmética dos módulos (absolutos) dos erros de previsão para o ano de 2018 e 2019 em (8):

$$EPAM = \frac{|EP_{2018}| + |EP_{2019}|}{2}, \tag{8}$$

em que EPAM é o erro de previsão absoluto médio, EP_{2018} o erro de previsão no ano de 2018 e EP_{2019} o erro de previsão no ano de 2019, calculado para cada um dos estados. O erro de previsão auxilia a detectar quais especificações foram mais adequadas para estimar o valor futuro de arrecadação, tendo em vista a necessidade de subsidiar o devido planejamento orçamentário.

5. Resultados e Discussões

Após a execução das técnicas listadas na seção anterior, obtiveram-se todos os resultados, que serão mostrados nesse capítulo. As estatísticas completas das regressões, assim como os testes aplicados, inclusive nas variáveis dependentes e explicativas, se encontram no Apêndice.

A Tabela 1 apresenta os resultados considerando-se o modelo geral, com último ano da amostra em 2016 e 2017, assim como o modelo reduzido, escolhido com o maior poder preditivo.

Tabela 1 – Resultado das estimações para o modelo geral (G) e geral com *dummies* (GD), e para o modelo reduzido (R) e reduzido com *dummies* (RD)

MODELO	C	PIB	IPCA	SELIC	CAMBIO	DUMMIES
			ALAGOAS			
AL-G-2016	0,068	-0,627	1,601**	-0,142**	-0,388***	NÃO
	(0,054)	(0,562)	(0,613)	(0,061)	(0,048)	
AL-G-2017	0,040	-0,226	1,772**	-0,097	-0,341***	NÃO

	(0,053)	(0,499)	(0,673)	(0,068)	(0,055)	
AL-GD-2016	0,064	-0,668	1,591**	-0,099	-0,380***	D2000
	(0,051)	(0,609)	(0,648)	(0,069)	(0,057)	
AL-GD-2017	0,040	-0,325	1,739**	-0,057	-0,339***	D2000
	(0,052)	(0,529)	(0,722)	(0,079)	(0,061)	
AL-R-2016	0,059		1,455**	-0,115**	-0,319***	NÃO
	(0,047)		(0,611)	(0,054)	(0,048)	
AL-R-2017	0,038		1,705**	-0,089	-0,316***	NÃO
	(0,049)		(0,670)	(0,062)	(0,047)	
AL-RD-2016	0,054		1,436**	-0,071	-0,308***	D2000
	(0,045)		(0,640)	(0,061)	(0,046)	
AL-RD-2017	0,036		1,643**	-0,046	-0,304***	D2000
	(0,048)		(0,703)	(0,071)	(0,046)	
			BAHIA			
BA-G-2016	-0,040	1,281***	1,865***	-0,062	-0,037	NÃO
	(0,037)	(0,425)	(0,437)	(0,049)	(0,040)	
BA-G-2017	-0,030	1,145**	1,807***	-0,077*	-0,053	NÃO
	(0,032)	(0,438)	(0,402)	(0,043)	(0,042)	
BA-GD-2016	-0,033	1,473***	1,719***	-0,045	-0,034	D2000, D2007
	(0,033)	(0,429)	(0,417)	(0,041)	(0,054)	
BA-GD-2017	-0,023	1,350***	1,657***	-0,062	-0,050	D2000, D2007
	(0,030)	(0,405)	(0,381)	(0,038)	(0,053)	
BA-R-2016	-0,040	1,281***	1,865***	-0,062	-0,037	NÃO
	(0,037)	(0,425)	(0,437)	(0,049)	(0,040)	
BA-R-2017	-0,030	1,145**	1,807***	-0,077*	-0,053	NÃO
	(0,032)	(0,438)	(0,402)	(0,043)	(0,042)	
BA-RD-2016	-0,033	1,473***	1,719***	-0,045	-0,034	D2000, D2007
	(0,033)	(0,429)	(0,417)	(0,041)	(0,054)	
BA-RD-2017	-0,023	1,350***	1,657***	-0,062	-0,050	D2000, D2007
	(0,030)	(0,405)	(0,381)	(0,038)	(0,053)	
			CEARÁ			
CE-G-2016	0,063**	0,864*	0,489	-0,127**	0,019	NÃO
	(0,023)	(0,466)	(0,448)	(0,059)	(0,061)	
CE-G-2017	0,055**	0,981**	0,538	-0,115*	0,033	NÃO
	(0,023)	(0,429)	(0,470)	(0,055)	(0,059)	
CE-GD-2016	0,078***	1,183***	0,032	-0,057	0,075	D1996
	(0,016)	(0,378)	(0,285)	(0,057)	(0,051)	
CE-GD-2017	0,075***	1,260***	0,037	-0,047	0,085*	D1996
	(0,014)	(0,338)	(0,279)	(0,047)	(0,047)	
CE-R-2016	0,062***	0,793*	0,551*	-0,130**		NÃO
	(0,020)	(0,407)	(0,280)	(0,052)		
CE-R-2017	0,052**	0,865**	0,654**	-0,118**		NÃO

	(0,020)	(0,381)	(0,286)	(0,049)		
CE-RD-2016	0,073***	0,887**	0,319	-0,078		D1996
	(0,013)	(0,355)	(0,191)	(0,056)		
CE-RD-2017	0,065***	0,948**	0,387*	-0,067		D1996
	(0,012)	(0,328)	(0,190)	(0,050)		
MARANHÃO						
MA-G-2016	0,081	-0,554	1,511*	-0,222***	-0,307**	NÃO
	(0,050)	(0,712)	(0,741)	(0,073)	(0,143)	
MA-G-2017	0,050	-0,120	1,696*	-0,174**	-0,256*	NÃO
	(0,050)	(0,705)	(0,825)	(0,074)	(0,147)	
MA-GD-2016	0,073	-0,827	1,701**	-0,236***	-0,409***	D2001
	(0,047)	(0,668)	(0,670)	(0,080)	(0,117)	
MA-GD-2017	0,041	-0,368	1,889**	-0,186**	-0,353***	D2001
	(0,049)	(0,669)	(0,764)	(0,082)	(0,120)	
MA-R-2016	0,072		1,382*	-0,198**	-0,247***	NÃO
	(0,053)		(0,689)	(0,071)	(0,083)	
MA-R-2017	0,049		1,661**	-0,169**	-0,243**	NÃO
	(0,051)		(0,716)	(0,072)	(0,086)	
MA-RD-2016	0,061		1,501**	-0,200**	-0,315***	D2001
	(0,048)		(0,632)	(0,076)	(0,056)	
MA-RD-2017	0,038		1,777**	-0,172**	-0,312***	D2001
	(0,048)		(0,681)	(0,079)	(0,060)	
PARAÍBA						
PB-G-2016	0,169***	-0,371	-0,238	-0,145	-0,183	NÃO
	(0,055)	(0,901)	(0,856)	(0,098)	(0,165)	
PB-G-2017	0,141**	0,027	-0,068	-0,101	-0,136	NÃO
	(0,050)	(0,793)	(0,922)	(0,091)	(0,151)	
PB-GD-2016	0,162***	-0,597	-0,081	-0,157	-0,267	D2001
	(0,050)	(0,941)	(0,776)	(0,100)	(0,185)	
PB-GD-2017	0,133**	-0,177	0,092	-0,111	-0,216	D2001
	(0,046)	(0,822)	(0,856)	(0,094)	(0,166)	
PB-R-2016	0,117***	0,755				NÃO
	(0,024)	(0,679)				
PB-R-2017	0,113***	0,789				NÃO
	(0,001)	(0,240)				
PB-RD-2016	0,109***	0,830				D2001
	(0,024)	(0,674)				
PB-RD-2017	0,106***	0,861				D2001
	(0,022)	(0,646)				
PERNAMBUCO						
PE-G-2016	0,026	0,898**	1,358***	-0,061	-0,194***	NÃO
	(0,022)	(0,397)	(0,381)	(0,053)	(0,051)	

PE-G-2017	0,016	1,036**	1,417***	-0,046	-0,178***	NÃO
	(0,024)	(0,390)	(0,401)	(0,051)	(0,050)	
PE-GD-2016	0,045**	1,302***	0,872***	-0,004	-0,145***	D1996, D2007
	(0,019)	(0,253)	(0,279)	(0,054)	(0,038)	
PE-GD-2017	0,038	1,427*	0,884*	0,013	-0,128***	D1996, D2007
	(0,018)	(0,234)	(0,262)	(0,048)	(0,034)	
PE-R-2016	0,027	1,119***	1,261***		-0,172***	NÃO
	(0,020)	(0,341)	(0,385)		(0,046)	
PE-R-2017	0,020**	1,177***	1,320***		-0,165***	NÃO
	(0,020)	(0,331)	(0,374)		(0,044)	
PE-RD-2016	0,045*	1,319***	0,858***		-0,143***	D1996, D2007
	(0,019)	(0,228)	(0,245)		(0,033)	
PE-RD-2017	0,036*	1,383***	0,934***		-0,134***	D1996, D2007
	(0,018)	(0,216)	(0,232)		(0,031)	
PIAUÍ						
PI-G-2016	0,038*	0,127	1,703***	-0,200***	-0,241***	NÃO
	(0,020)	(0,419)	(0,239)	(0,038)	(0,064)	
PI-G-2017	0,026	0,288	1,772***	-0,182***	-0,222***	NÃO
	(0,022)	(0,411)	(0,271)	(0,040)	(0,063)	
PI-GD-2016	0,036*	0,106	1,699***	-0,178***	-0,238***	D2000
	(0,019)	(0,442)	(0,260)	(0,039)	(0,067)	
PI-GD-2017	0,026	0,238	1,755***	-0,162***	-0,221***	D2000
	(0,022)	(0,423)	(0,296)	(0,042)	(0,065)	
PI-R-2016	0,038*	0,127	1,703***	-0,200***	-0,241***	NÃO
	(0,020)	(0,419)	(0,239)	(0,038)	(0,064)	
PI-R-2017	0,026	0,288	1,772***	-0,182***	-0,222***	NÃO
	(0,022)	(0,411)	(0,271)	(0,040)	(0,063)	
PI-RD-2016	0,036*	0,106	1,699***	-0,178***	-0,238***	D2000
	(0,019)	(0,442)	(0,260)	(0,039)	(0,067)	
PI-RD-2017	0,026	0,238	1,755***	-0,162***	-0,221***	D2000
	(0,022)	(0,423)	(0,296)	(0,042)	(0,065)	
RIO GRANDE DO NORTE						
RN-G-2016	0,091**	0,653	0,445	-0,168**	0,012	NÃO
	(0,037)	(0,539)	(0,523)	(0,066)	(0,097)	
RN-G-2017	0,071*	0,946	0,570	-0,136*	0,047	NÃO
	(0,037)	(0,553)	(0,537)	(0,065)	(0,097)	
RN-GD-2016	0,088**	0,621	0,437	-0,136*	0,018	D2000
	(0,035)	(0,568)	(0,554)	(0,075)	(0,111)	
RN-GD-2017	0,070*	0,870	0,544	-0,105	0,048	D2000
	(0,036)	(0,553)	(0,587)	(0,073)	(0,108)	
RN-R-2016	0,091**	0,607	0,484	-0,170**		NÃO
	(0,036)	(0,410)	(0,389)	(0,067)		

RN-R-2017	0,067*	0,783*	0,734*	-0,141**		NÃO
	(0,037)	(0,424)	(0,410)	(0,063)		
RN-RD-2016	0,087**	0,554	0,496	-0,139*		D2000
	(0,033)	(0,442)	(0,385)	(0,070)		
RN-RD-2017	0,066*	0,702	0,713*	-0,111		D2000
	(0,035)	(0,449)	(0,407)	(0,065)		
			SERGIPE			
SE-G-2016	0,000	1,726***	1,149***	-0,078	0,028	NÃO
	(0,021)	(0,539)	(0,355)	(0,051)	(0,064)	
SE-G-2017	0,000	1,727***	1,150***	-0,078	0,028	NÃO
	(0,021)	(0,543)	(0,352)	(0,048)	(0,062)	
SE-GD-2016	0,030	1,194**	0,809*	-0,090	0,043	D1998, D2010
	(0,032)	(0,508)	(0,419)	(0,056)	(0,072)	
SE-GD-2017	0,026	1,242**	0,843**	-0,085	0,047	D1998, D2010
	(0,028)	(0,509)	(0,383)	(0,055)	(0,070)	
SE-R-2016	-0,002	1,624***	1,237***	-0,082		NÃO
	(0,019)	(0,457)	(0,245)	(0,049)		
SE-R-2017	-0,003	1,631***	1,247***	-0,081*		NÃO
	(0,018)	(0,462)	(0,236)	(0,047)		
SE-RD-2016	0,025	1,043**	0,980**	-0,098*		D1998, D2010
	(0,034)	(0,407)	(0,411)	(0,055)		
SE-RD-2017	0,019	1,086**	1,045**	-0,093		D1998, D2010
	(0,030)	(0,422)	(0,366)	(0,054)		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. Erros-padrão robustos em parêntesis.

Para o modelo geral, sem *dummies*, percebe-se alguns fenômenos, a princípio, inesperados pela teoria. O exemplo mais contundente é o coeficiente da taxa de crescimento do PIB com relação ao crescimento da receita de ICMS dos estados do Alagoas, Maranhão e Paraíba serem negativos, tendo último também um coeficiente negativo para a inflação.

Tais fenômenos não corroboram com a teoria, pelo qual se espera que conforme o aumento do PIB e a ocorrência de inflação, as receitas tributárias dos governos venham a crescer.

O estado da Paraíba, como pode-se observar, é o que apresenta maior dificuldade na especificação dos coeficientes, pois todos são negativos, sendo somente a constante positiva.

Com relação à dependência da arrecadação estadual para com mudanças na taxa de juros básica, a Selic, todos os estados apresentaram o comportamento esperado pela teoria, isto

é, tiveram como coeficiente para a mudança na Selic um valor negativo. Portanto, reduções na taxa Selic média do ano provocam aumento de arrecadação, *ceteris paribus*.

Para o crescimento da taxa de câmbio anual média, somente os estados de Ceará, Rio Grande do Norte e Sergipe apresentaram propensão de impacto positiva. Isso significa que elevações na taxa de câmbio, c*eteris paribus*, podem resultar em aumentos da arrecadação de ICMS para eles. Uma das explicações é que aumentos na taxa de câmbio podem provocar um aumento da produção industrial doméstica por conta do encarecimento dos produtos externos, fazendo com que, consequentemente, o ICMS venha a crescer.

De forma semelhante, pode também significar que a elasticidade da economia de substituição local com relação às importações seja muito pequena. Em outras palavras, apesar do encarecimento dos produtos importados por conta da alta do câmbio, ainda assim a economia desses estados poderia manter um nível relativamente alto de importações, o que poderia ocasionar um crescimento da arrecadação do ICMS – Importação.

Para todos os demais estados, entretanto, o efeito parcial do crescimento do câmbio na arrecadação foi negativo. Nestes casos, pode haver uma elasticidade de substituição alta com relação às importações, ou seja, o encarecimento dos produtos externos provoca uma redução expressiva da demanda de produtos importados, reduzindo a arrecadação do ICMS – Importação e ao mesmo tempo, não se tem o aumento suficiente para compensar da demanda interna.

Ainda, pode significar que nestes casos o encarecimento dos produtos importados pode desaquecer a economia local, fazendo com que se deixe de produzir certos bens e serviços dependentes do uso de insumos oriundos do exterior, o que provocaria também uma redução na arrecadação de ICMS.

Dentre os estados, o que possui uma maior propensão de impacto de curto prazo da receita de ICMS com relação ao aumento do PIB é o estado de Sergipe, seguido pela Bahia e pelo Pernambuco, que tiveram coeficiente de 1,726; 1,281; e 0,898, respectivamente.

A princípio pode-se observar que o estado de Sergipe, nessa situação, é o que mais se beneficia de aumentos no PIB nacional, seguido pela Bahia e o Pernambuco. De igual forma, quando a economia nacional perde desempenho, também esses estados são os que mais tem a perder em termos de arrecadação do ICMS.

Com relação à dependência da arrecadação para com a inflação, os estados que possuem o maior efeito marginal dela na sua arrecadação de ICMS são Bahia, Piauí e Alagoas,

com coeficientes resultantes de 1,865; 1,703; e 1,601, respectivamente. Assim, esses estados tendem a se beneficiar mais que o outros quando a inflação nacional é alta, entretanto, em cenário oposto, no caso de deflação, eles seriam os mais prejudicados, *ceteris paribus*.

Para a Selic, Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte são os que apresentam o menor coeficiente, a saber, -0,222; -0,200; e -0,168, respectivamente. Isso, à princípio, pode significar que o ICMS deles seja relativamente mais beneficiado com reduções na taxa Selic que o dos demais estados, entretanto, os dados do Maranhão precisariam ser melhor analisados, uma vez que o coeficiente do PIB dele teve o resultado em desacordo com a teoria.

Com relação ao câmbio, Alagoas, Maranhão e Piauí apresentaram os menores coeficientes: -0,388; -0,307; e -0,241, respectivamente. Assim, conforme o câmbio venha a se reduzir, *ceteris paribus*, estes estados tendem a ter um acréscimo maior que os demais na arrecadação de ICMS, de acordo com essa especificação. Todavia, como os valores dos demais coeficientes para o Alagoas e o Maranhão tiveram um resultado dissonante da teoria, sugere-se que esses casos sejam analisados de forma mais sofisticada, com um outro processamento.

É perceptível que as mudanças que houve nos resultados foram meramente incrementais na maioria dos casos. Por exemplo, o "ranking" dos estados que apresentam o coeficiente do PIB com maior magnitude continuou o mesmo, a saber, Sergipe, Bahia e Pernambuco, com coeficientes de 1,727; 1,145; e 1,036, respectivamente.

Com relação à inflação, o estado da Bahia apresentou o maior com coeficiente estimado, de 1,807; em seguida tem-se Alagoas e o Piauí, com coeficiente de 1,772. Entretanto, mais uma vez alerta-se que o coeficiente do Alagoas pode ser questionado por conta da permanência do coeficiente negativo para o PIB, o que é inesperado para a teoria.

Por fim, como mais uma mudança, houve uma pequena correção no coeficiente do crescimento do PIB para a Paraíba, entretanto, o estado continuou ainda com dados em dissonância com a teoria para com a inflação, que manteve seu coeficiente negativo.

Ao se inserir variáveis *dummies* nas especificações gerais das regressões, ocorrem mudanças incrementais na maioria dos casos. Entretanto, problemas como coeficiente negativo no PIB não são resolvidos nos casos em questão

Para o valor do coeficiente do PIB, os casos em que houve uma mudança relativamente mais expressiva nos valores foi para Sergipe, Paraíba e Maranhão, que, no modelo geral sem *dummies* tinham os valores de 1,726; -0,371; e -0,554; mas passaram a ter valores, respectivamente de 1,194; -0,597; e -0,827,

No que diz respeito à inflação, os casos em que houve uma mudança relativamente mais expressiva nos valores foi para Ceará, Paraíba e Pernambuco, que, no modelo geral sem *dummies* tinham os valores de 0,489; -0,238; e 1,358; mas passaram a ter valores de 0,032; -0,081; e -0,872, respectivamente

No caso da taxa de juros, os casos em que houve uma mudança relativamente mais expressiva nos valores foi para Pernambuco, Ceará e Alagoas, que, no modelo geral sem *dummies* tinham os valores de -0,061; -0,127; e -0,142; mas passaram a ter valores, respectivamente de -0,004; -0,057; e -0,099,

Para a taxa de câmbio, por sua vez, os casos em que houve uma mudança relativamente mais expressiva nos valores foi para Ceará, Sergipe e Pernambuco, que, no modelo geral sem *dummies* tinham os valores de 0,019; 0,028; e -0,194; mas passaram a ter valores de 0,075; 0,043; e -0,145, ordenadamente.

Todavia, cabe destacar com exceção o caso da Paraíba, no qual três variáveis foram excluídas na passagem do modelo geral para o reduzido – restou somente o crescimento do PIB. Assim, a mudança foi significativa: o coeficiente estimado alterou-se de -0,371 para 0,755.

O modelo final escolhido para cada estado foi aquele com o maior poder preditivo. Na maior parte dos casos, os resultados dos coeficientes estimados para o modelo reduzido com *dummies* foram semelhantes ao modelo geral com *dummies*, com algumas mudanças incrementais.

Para formulação da especificação considerada como a de menor erro preditivo, fez-se exclusões de variáveis macroeconômicas quando possuíam pouquíssima significância estatística ou quando apresentavam sinal de coeficiente em desacordo com a teoria econômica.

Também se fez uso de variáveis *dummies* para retirar o efeito de anos em que houve uma grande *outlier* na arrecadação de ICMS do estado. Essas *dummies* são expostas na Tabela 5 e também é possível ver os gráficos das séries históricas de ICMS para identifica-los visualmente no Apêndice deste trabalho.

Também, ao se reespecificar as equações obteve-se novas relações de dependência com relação ao PIB. O estado de Sergipe que no modelo geral ocupava a primeira posição em efeito parcial do PIB no ICMS, agora está no terceiro lugar, com uma propensão de impacto de 1,043. Sendo a Bahia e o Pernambuco o primeiro e o segundo lugar, com impactos marginais de 1,473 e 1,319, respectivamente.

Com relação à dependência da arrecadação para com a inflação, a Bahia ainda se manteve em primeiro lugar, como o estado que possui o maior coeficiente, isto é, a maior propensão de impacto da inflação na arrecadação, de 1,719; seguida pela Piauí e Maranhão, com coeficientes nos valores de 1,699 e 1,501, respectivamente.

A inflação compôs a equação de todos os estados, com exceção ao da Paraíba, que, em qualquer especificação estudada, o coeficiente da inflação estava em desacordo com a teoria, sendo negativo.

A Selic, por sua vez, compôs a equação de todos os estados, exceto da Paraíba e do Pernambuco. Em todos os casos, ela foi negativa, tendo comportamento dentro do esperado. O "ranking", do índice de maior impacto para o menor continuou sendo o Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte, com coeficientes de -0,200; -0,178; e -0,139, respectivamente.

Para o aumento da taxa de câmbio, entretanto, muita coisa foi mudada. Em nenhum dos três estado que antes possuíam o coeficiente do câmbio positivo no modelo inicial (Ceará, Rio Grande do Norte e Sergipe) a variável do câmbio permaneceu. Adicionalmente, ela também foi retirada da Paraíba. Nos cinco estados restantes, ela foi negativa em todas as situações. Nestes casos, o modelo aponta que se houver uma redução na taxa de câmbio, *ceteris paribus*, a arrecadação aumenta.

Assim, os estados do Alagoas, Bahia, Maranhão, Pernambuco e Piauí tem suas arrecadações ligadas com a taxa de câmbio, de modo que um câmbio valorizado é, *ceteris paribus*. benéfico para a taxa de crescimento das suas arrecadações, principalmente para o Maranhão, Alagoas e o Piauí, que possuem coeficientes de -0,315; -0,308; e -0,238, respectivamente.

As mudanças, assim como no caso da especificação geral, foram incrementais para a maioria dos casos. Com relação aos coeficientes da taxa de crescimento do PIB, Pernambuco ultrapassou a Bahia, sendo seus valores de 1,383 e 1,350, respectivamente. Sergipe, por sua vez, se manteve em terceiro lugar, com um efeito parcial de 1,086.

No que diz respeito ao impacto da inflação, os estados do Maranhão e Piauí, com coeficientes respectivos de 1,777 e 1,755 ultrapassaram a Bahia, que teve 1,657. Para a Selic, o ranking do Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte foi mantido, com valores respectivos de -0,172; -0,162; e -0,111. Para o crescimento da taxa de câmbio, também o ranking anterior foi mantido, com os estados do Maranhão, Alagoas e Piauí com coeficientes respectivos de -0,304; -0,312; e -0,221.

Por conseguinte, o poder preditivo foi analisado por meio do Erro de Previsão (EP), que, depois de calculado para os anos de 2018 e 2019, possibilitou a medida do Erro de Previsão Absoluto Médio.

Por meio dos erros de previsão é possível avaliar a adequabilidade e usabilidade da modelagem do ponto de vista de formulação de políticas públicas orçamentárias. Assim, será possível saber se com a utilização do modelo proposto teria sido possível enviar uma proposta orçamentária para o Poder Legislativo com certo grau de confiança na previsão das receitas anuais de ICMS.

O que se espera, a princípio, é que utilizando as variações reais do PIB, inflação, juros e câmbio, os erros médios de previsão venham a ser menores do que utilizando as previsões do Boletim Focus do mês de agosto do ano anterior.

A Tabela 2 apresenta os valores dos erros de controle (EC), dos erros de previsão (EP) em cada um dos anos, do erro de previsão absoluto médio (EPAM), assim como a média dos EPAM's (EPAM Médio), a raiz quadrática do erro médio padrão (RMSE) e seu valor médio (RMSE Médio) para a especificação geral.

Tabela 2 – Erro de previsão para a especificação geral

Parametrização	Estado	EC	EP 2018	EP 2019	EPAM	EPAM Média	RMSE	RMSE Médio
Real	AL	15,76%	15,97%	4,49%	10,23%	11,42%	11,73%	12,06%
	BA	-2,50%	-6,32%	2,41%	4,36%		4,78%	
	CE	5,45%	13,84%	12,21%	13,03%		13,05%	
	MA	21,21%	27,98%	13,12%	20,55%		21,85%	
	PB	18,20%	28,38%	21,49%	24,93%		25,17%	
	PE	5,35%	3,71%	-1,68%	2,69%		2,88%	
	PI	6,09%	2,51%	9,80%	6,16%		7,15%	
	RN	12,04%	17,77%	17,52%	17,65%		17,65%	
	SE	2,07%	-0,39%	6,06%	3,22%		4,30%	
Estimada (Boletim Focus)	AL	14,67%	18,27%	7,78%	13,02%	9,52%	14,04%	10,16%
	BA	-0,05%	-3,18%	3,37%	3,28%		3,28%	
	CE	4,29%	11,46%	5,54%	8,50%		9,00%	
	MA	18,86%	27,15%	9,08%	18,11%		20,24%	
	PB	14,18%	24,27%	16,33%	20,30%		20,69%	
	PE	6,05%	6,57%	2,70%	4,64%		5,02%	
	PI	4,98%	2,58%	5,21%	3,90%		4,11%	
	RN	10,02%	14,10%	8,83%	11,47%		11,77%	
	SE	3,10%	0,41%	4,60%	2,51%		3,27%	

Fonte: Elaboração própria.

Considerando-se as variações reais das variáveis macroeconômicas, as melhores modelagens considerando o modelo geral foram dos estados de Pernambuco, Sergipe e Bahia, com erros médios de 2,69%; 3,22%; e 4,36%, respectivamente. Todavia, para cinco dos nove estados, a saber Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte foi encontrado um erro maior que 10%.

Considerando-se as variações estimadas no Boletim Focus do final de agosto do ano imediatamente anterior das variáveis macroeconômicas, as melhores modelagens considerando o modelo geral foram dos estados de Sergipe, Bahia e Piauí com erros médios de 2,51%; 3,28%; e 3,90%, respectivamente. Entretanto, o Alagoas, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte tiveram erro de previsão médio maior que 10%.

Na média, o uso de estimativas do Boletim Focus do mês de agosto do ano imediatamente anterior promoveu erros médios de previsão menores, sendo a média dos erros de previsão absolutos médios de 9,52% para o uso das estimativas frente a 11,42% para o uso dos resultados reais de variação.

A princípio, esse fato vai em desacordo com o que se espera do modelo. Isso pois, fazendo-se o uso de mudanças reais das variáveis na equação, a expectativa é que haja um menor erro de previsão. Isso de fato ocorreu somente para os estados do Alagoas e Pernambuco. Todavia, para o restante dos estados, os resultados fazendo uso das estimativas do Boletim Focus foram mais acertados que com os resultados reais.

A Tabela 3 apresenta os resultados para os erros de previsão do modelo geral com *dummies*.

Tabela 3 - Erro de previsão para a especificação geral com *dummies*

Parametrização	Estado	EC	EP 2018	EP 2019	EPAM	EPAM Médio	RMSE	RMSE Médio
Real	AL	1,31%	-0,21%	-10,35%	5,28%	4,26%	7,32%	4,74%
	BA	-0,26%	-4,24%	6,04%	5,14%		5,22%	
	CE	-5,22%	1,26%	1,35%	1,30%		1,30%	
	MA	1,59%	5,84%	-7,53%	6,68%		6,74%	
	PB	2,04%	9,63%	2,83%	6,23%		7,10%	
	PE	1,74%	-0,23%	-5,15%	2,69%		3,65%	
	PI	-0,74%	-4,89%	1,97%	3,43%		3,73%	
	RN	1,26%	5,14%	4,84%	4,99%		4,99%	
	SE	-1,65%	-2,75%	2,45%	2,60%		2,60%	
Estimada (Boletim Focus)	AL	1,04%	2,83%	-5,14%	3,99%	3,30%	4,15%	3,74%
	BA	2,24%	-0,93%	8,01%	4,47%		5,70%	

	CE	-5,80%	-0,39%	-1,87%	1,13%	1,35%
	MA	-0,68%	5,73%	-9,90%	7,82%	8,09%
	PB	-1,67%	6,59%	-0,70%	3,65%	4,69%
	PE	2,60%	2,65%	1,42%	2,03%	2,13%
	PI	-1,44%	-4,34%	-1,05%	2,70%	3,16%
	RN	-0,04%	2,62%	-1,05%	1,84%	2,00%
	SE	-1,41%	-3,21%	-1,04%	2,13%	2,39%

Fonte: Elaboração própria.

Neste caso, é perceptível que os erros de previsão foram reduzidos com o controle de *outliers* da série histórica do ICMS anual de alguns estados, ainda mantendo o modelo com todas as variáveis explicativas.

Utilizando o crescimento real das variáveis, o EPAM Média que era de 11,42% veio a ser 4,26%; considerando o crescimento estimado no Boletim Focus, foi de 9,52% para 3,30%. Assim, tiveram-se ganhos importantes em poder preditivo fazendo uso das *dummies* de tempo.

A Tabela 4 a seguir apresenta os erros de previsão da especificação reduzida para cada um dos estados.

Tabela 4 - Erro de previsão para a especificação reduzida

Parametrização	Estado	EC	EP 2018	EP 2019	EPAM	EPAM Médio	RMSE	RMSE Médio
Real	AL	14,02%	13,86%	4,43%	9,14%	10,11%	10,29%	10,66%
	BA	-2,50%	-6,32%	2,41%	4,36%		4,78%	
	CE	5,68%	13,91%	11,69%	12,80%		12,85%	
	MA	19,61%	25,94%	13,08%	19,51%		20,54%	
	PB	11,01%	15,75%	18,38%	17,07%		17,12%	
	PE	3,81%	0,68%	-2,63%	1,66%		1,92%	
	PI	6,09%	2,51%	9,80%	6,16%		7,15%	
	RN	12,20%	17,82%	16,78%	17,30%		17,31%	
	SE	2,40%	-0,29%	5,64%	2,96%		3,99%	
Estimada (Boletim Focus)	AL	13,41%	16,21%	7,97%	12,09%	9,07%	12,77%	9,54%
	BA	-0,05%	-3,18%	3,37%	3,28%		3,28%	
	CE	4,51%	11,71%	5,52%	8,61%		9,15%	
	MA	17,69%	25,20%	9,17%	17,18%		18,96%	
	PB	10,94%	15,84%	19,39%	17,62%		17,70%	
	PE	5,46%	4,83%	4,60%	4,71%		4,71%	
	PI	4,98%	2,58%	5,21%	3,90%		4,11%	
	RN	10,16%	14,26%	8,83%	11,54%		11,86%	
	SE	3,41%	0,74%	4,58%	2,66%		3,28%	

Fonte: Elaboração própria.

Neste caso, ainda foi obtido um erro de previsão relativamente grande, inclusive maior que o do modelo geral com *dummies*, mas levemente menor que o do modelo geral, que teve um EPAM Médio utilizando os resultados reais de crescimento de 11,42% e para os valores estimados pelo Boletim Focus, de 9,52%; enquanto com a especificação reduzida obteve-se os resultados de 10,11% e 9,07%, respectivamente.

A Tabela 5 apresenta os erros de previsão da especificação reduzida com *dummies*. Considerando-se as variações reais das variáveis macroeconômicas, os melhores resultados, foram dos estados de Sergipe, Pernambuco e Ceará, com erros médios de 2,09%; 2,46%; e 2,73%, respectivamente. Todavia, para três dos nove estados, a saber Alagoas, Bahia e Maranhão foi encontrado um erro maior que 5%.

Considerando as variações estimadas no Boletim Focus do final de agosto do ano anterior das variáveis macroeconômicas, as melhores modelagens considerando o modelo escolhido de menor erro de previsão foram dos estados de Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte com erros médios de 1,48% para o primeiro e os dois últimos empataram em 1,96%. Entretanto, o único estado que obteve erro de previsão médio maior que 5% foi o do Maranhão.

Tabela 5 - Erro de previsão para a especificação reduzida com *dummies*.

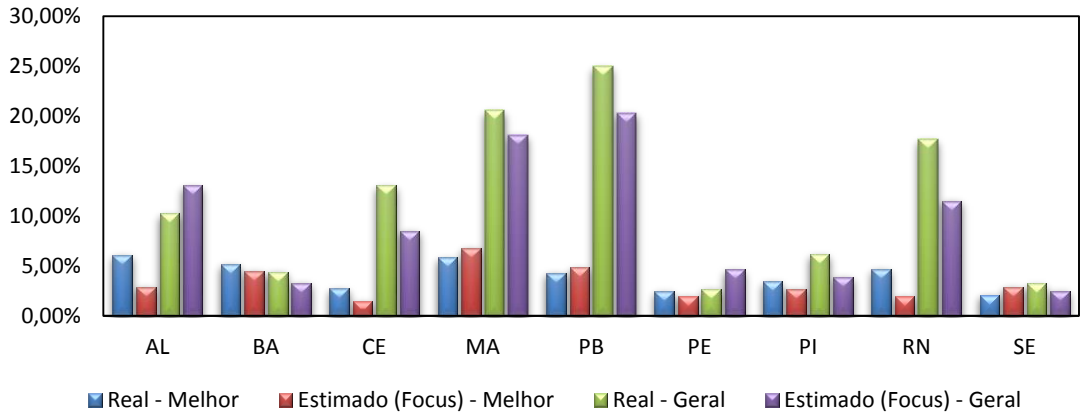
Parametrização	Estado	EC	EP 2018	EP 2019	EPAM	EPAM Média	RMSE	RMSE Médio
Real	AL	-0,14%	-1,96%	-10,21%	6,09%	4,08%	7,35%	4,43%
	BA	-0,26%	-4,24%	6,04%	5,14%		5,22%	
	CE	-2,78%	3,49%	1,97%	2,73%		2,84%	
	MA	0,64%	4,49%	-7,14%	5,82%		5,97%	
	PB	-0,48%	3,22%	5,35%	4,29%		4,42%	
	PE	1,39%	-0,68%	-4,24%	2,46%		3,04%	
	PI	-0,74%	-4,89%	1,97%	3,43%		3,73%	
	RN	1,50%	5,23%	4,16%	4,70%		4,73%	
	SE	-2,03%	-3,54%	0,64%	2,09%		2,54%	
Estimada (Boletim Focus)	AL	0,03%	1,11%	-4,72%	2,91%	3,34%	3,43%	3,71%
	BA	2,24%	-0,93%	8,01%	4,47%		5,70%	
	CE	-3,49%	2,28%	-0,67%	1,48%		1,68%	
	MA	-1,11%	4,44%	-9,22%	6,83%		7,23%	
	PB	-0,54%	3,32%	6,34%	4,83%		5,06%	
	PE	2,30%	2,27%	1,65%	1,96%		1,98%	
	PI	-1,44%	-4,34%	-1,05%	2,70%		3,16%	
	RN	0,17%	2,86%	-1,05%	1,96%		2,16%	
	SE	-1,79%	-3,62%	-2,24%	2,93%		3,01%	

Fonte: Elaboração própria.

Na média, o uso de estimativas do Boletim Focus do mês de agosto do ano imediatamente anterior promoveu erros médios de previsão menores, sendo a média dos erros de previsão absolutos médios de 3,34% para o uso das estimativas frente a 4,08% para o uso dos valores reais de variação.

Na Figura 1 percebe-se que, na maioria dos estados, o modelo de maior poder preditivo foi mais eficiente no sentido de reduzir o erro de previsão, com exceção de um único estado: a Bahia. Para ela, o modelo de maior erro preditivo encontrado suavizando os *outliers*, mesmo mantendo todas as variáveis do modelo geral, foi pior que o resultado geral sem *dummies*, isto é, que mantinha os *outliers*.

Figura 1 – Comparação do EPAM do modelo geral e do modelo com menor erro de previsão



Fonte: Elaboração própria.

Todavia, para todos os demais estados, o modelo reduzido foi melhor. Nota-se também que para os estados de Pernambuco e Sergipe, houve, de fato, ganho com a redução do modelo, entretanto, foi um ganho pequeno em comparação com os estados de Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte. Assim, recomenda-se o uso dos modelos aqui propostos, com suas respectivas especificações, para a realização de previsões das receitas de ICMS dos estados do Nordeste. Claramente, em trabalho posterior, pode ser possível repensar novas especificações, como por exemplo utilizando-se variáveis defasadas, dentre outras mudanças possíveis para assim conseguir encontrar um modelo mais assertivo para cada um dos estados.

Também é possível modificar a frequência de previsão ao longo dos meses do ano. O acompanhamento mensal ou em períodos menores da adequabilidade da previsão e a retroalimentação dela é fundamental para a melhor condução da política fiscal e econômica dos governos.

6. Conclusões

Este trabalho teve por objetivo apresentar um estudo das relações estruturais que as receitas de ICMS dos estados do Nordeste podem ter com variáveis macroeconômicas como o PIB, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio para através dela realizar a previsão das receitas. Os resultados aqui discutidos intentam ampliar o debate sobre o tema, uma vez que a pesquisa do assunto ainda é incipiente no Brasil.

Os resultados fazendo uso do modelo geral para cada estado a fim de estimar o modelo de impacto parcial de curto prazo das variáveis macroeconômicas nas receitas de ICMS teve bons resultados para menos da metade dos casos.

Entretanto, com a redução do modelo e suavização dos *outliers*, foi possível obter modelos matemáticos capazes de realizar boas previsões de receitas do ICMS para os anos posteriores e assim ser útil para a formulação da Lei Orçamentária Anual, no fim do mês de agosto do ano anterior ao qual se esteja fazendo o orçamento.

De forma resumida, os resultados atenderam às expectativas, pois resultaram em baixos erros de previsão das receitas anuais de ICMS dos estados do Nordeste. Assim, o método de utilização das propensões de impacto foi eficiente para a previsão da arrecadação, especialmente com o uso de dados estimados do Boletim Focus a fim de subsidiar a formulação do orçamento estadual para o ano subsequente.

Porém, a discussão ainda é incipiente, faz-se necessário aprofundar os estudos buscando ver outros tipos de relações que as receitas de ICMS dos estados possam vir a ter com outras variáveis macroeconômicas, assim como relações de defasagem. Também seria importante modelar a previsão da arrecadação de ICMS mensal ou com diferentes frequências. Igualmente, o proposto aqui pode vir a ser ampliado para outras receitas públicas, que não a de ICMS dos estados somente, mas com relação ao imposto de renda federal, ao imposto sobre produtos industrializados federal, ao imposto sobre propriedade de veículos automotores estadual, o imposto sobre serviços municipal, ou até às taxas, contribuições e outras receitas tributárias de menor potencial arrecadatório. Se necessário mediante o uso de outras variáveis macroeconômicas, inclusive mais regionalizadas ou localizadas, como produto estadual ou municipal, grau de liberdade econômica, facilidade em se fazer negócios, nível de burocratização, índice de desenvolvimento humano, entre outros. Ainda, poder-se-ia buscar uma comparação prática de resultados de previsões dos modelos de projeção de séries temporais mencionados nesse trabalho com o modelo de efeitos parciais de curto prazo.

Referências

ARIKAN, C.; YALCIN, Y. Determining the Exogeneity of Tax Components with Respect to GDP. **International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences**, 3(3):242–255, 2013.

BAPTISTA, M. I. B. D. G. Orçamento público e as receitas da Prefeitura de Belo Horizonte: um estudo de métodos para previsão de receitas correntes. Dissertação de Mestrado, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2019.

BARROS, E. S. Análise da Relação entre a Taxa de Câmbio e a Arrecadação de ICMS para os Estados Nordestinos: Uma abordagem em séries temporais para os anos de 2002 a 2011. CAEN, Universidade Federal do Ceará, **Dissertação** de Mestrado, 2014.

BARTOLUZZIO, A. I. S. S.; RODRIGUES, S. V. M.; ANJOS, L. M. Diversificação e Elasticidade das Fontes de Recursos dos Estados Brasileiros e suas Relações com os Déficits de Arrecadação. Universidade Federal de Viçosa, **Administração Pública e Gestão Social**, 12(3), 2020.

BENELLI, F. C. Previsão da Receita Tributária Federal por Base de Incidência. Universidade de Brasília, **Dissertação** de Mestrado, 2013

BILQUEES, F. Elasticity and Buoyancy of the Tax system in Pakistan. **The Pakistan Development Review**, 43(1):73-93, 2004.

BRAATZ, J.; MARTINEZ, P.; PETRY, G. C.; FOCHEZATTO, A. Modelo Fiscal de Médio Prazo para o Rio Grande do Sul. Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul, Tesouro do Estado, Divisão de Estudos Econômicos e Fiscais e Qualidade do Gasto, **Textos para discussão TE/RS**, nº 14, 2018.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Senado, 1988.

BRASIL. **Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000**. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília, 2000.

BRASIL. **Lei Complementar nº 62, de 29 de dezembro de 1989**. Estabelece normas sobre o cálculo, a entrega e o controle das liberações dos recursos dos Fundos de Participação e dá outras providências. Brasília, 1989.

BRASIL. **Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966**. Código Tributário Nacional, dispõe sobre o Sistema Tributário Nacional e institui normas gerais de direito tributário aplicáveis à União, Estados e Municípios, 1966.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Receitas Públicas: Manual de Procedimentos**. Brasília: STN/Coordenação-Geral de Contabilidade, 2007.

BUETTNER, T.; KAUDER, B. Revenue Forecasting Practices: Differences across Countries and Consequences for Forecasting Performance. CESifo, **Working Paper**, Nº. 2628, 2009.

CAMPOS, C. V. C**.** Previsão da Arrecadação de Receitas Federais: Aplicações de Modelos de Séries Temporais para o Estado de São Paulo. Universidade de São Paulo, **Dissertação** de Mestrado, 2009.

CARDOSO, P. G. S. Estimando o 'gap' tributário dos estados brasileiros no período 1997-2012. **Dissertação** de Mestrado, 2015.

CASALECCHI, A. R. C.; BARROS, G. L**.** A variação da receita em resposta à atividade econômica. Instituto Fiscal Independente, Senado Federal, Brasília, **Nota Técnica** nº 19, 2018.

GADELHA, S. R. B.; LIMA, A. F. R.; POLLI, D. A. Uso da Metodologia de Combinação de Previsões para Projeções da Arrecadação de Receitas Brutas Primárias de Tributos Federais. 2º Lugar Prêmio do Tesouro/2019. **Revista Cadernos de Finanças Públicas**, Brasília, 01(1):1-70, Edição Especial, 2020.

GIACOMONI, J. **Orçamento público**. 13. ed. ampl. e rev. São Paulo: Atlas, 2005.

GOUVEA, R.; SCHETTINI, B. Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais – 1996-2010. **Texto para discussão**, n. 1683, Brasília: Ipea, 2011.

IMMERVOLL, H. The impact of inflation on income tax and social insurance contributions in Europe. Institute for Social and Economic Research, **Euromod Working Papers** EM2/00, 2000.

KOESTER, G. B.; PRIESMEIER, C. Estimating dynamics tax revenue elasticities for Germany. Frankfurt: Deutsche Bundesbank, **Discussion Paper**, n. 23, 2012.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Prática**. Pearson Education. 5º Ed., 2008.

MAKRIDAKIS, S. G.; WHEELWRIGHT, S. C.; McGEE, V. E. **Forecasting: Methods and Application**. 2. ed. Nova Iorque: John Wiley & Sons, 1983.

MARQUES Jr, L. S.; OLIVEIRA, C. A. As elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul. **Ensaios FEE**, 36(2):363-382, 2015.

MELO, B. S. V. Modelo de Previsão para a Arrecadação Tributária. **Monografia** (1º lugar no VI Prêmio Tesouro Nacional – 2001), Brasília, Esaf, 2001.

MENDONÇA, M. J.; GÓES, G. S. Metodologias para Previsão de Receitas Tributárias no Brasil. Ipea, **Texto para discussão**, nº 2560, 2020.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. Elasticidade-Renda da Arrecadação Tributária Federal. Ipea, Carta de Conjuntura, **Nota Técnica**, jul/set 2016.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, 57(3):605-635, 2003.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. Canais monetários no Brasil sob a ótica de um modelo semiestrutural. In: **BCB – Banco Central do Brasil, Dez anos de metas para a inflação – 1999-2009**, Brasília: BCB, 2011.

MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa Selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 44(2):241-287, 2014;

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. **Working Paper Series**, n. 64, Brasília: BCB, 2003.

OLIVEIRA, F. A.; FORTES, F. B. C. T.; Andrade, R. Receitas dos municípios mineiros: diversidade e indicadores. In: **Anais** IX Seminário sobre a Economia Mineira, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 651-678, 2000.

PATOLI, A. Q.; ZARIF, T.; SYED, N., A. Impact of Inflation on Taxes in Pakistan: An empirical study of 2000-2010 period. **Journal of Management and Social Sciences**, 8(2):31-41, 2012.

PORTUGAL, C. O.; PORTUGAL, M. S. Os efeitos da inflação sobre o orçamento do governo: uma análise empírica. **Est. Econ**, São Paulo, 31(2):239-283, abr/jun 2001.

REIS, E. J.; BLANCO, F. A. Capacidade Tributária dos Estados Brasileiros, 1970/90. Economia Brasileira em Perspectiva, Rio de Janeiro: Ipea, **Texto para Discussão** nº 404, v.2, 1996.

RIBEIRO, A. O.; BEZERRA, F. S. L.; FERNANDES, M. J.; ALMEIDA, S. B. S.; SANTOS, D. R. 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. **Brazilian Journal of Development**, Curitiba, 6(4):19930-19945, 2020.

RIBEIRO, T. P. Análise da política monetária sobre a arrecadação do ICMS do estado do Ceará utilizando o modelo de vetores autorregressivos. **Dissertação** de Mestrado, Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, 2010.

SANCHES, O. M. **Dicionário de orçamento, planejamento e áreas afins**. 2. ed. atual. e ampl. Brasília: OMS, 2004.

SANTOS, C. H. M.; CIEPLINSKI, A. G.; PIMENTEL, D.; BHERING, G. Por que a elasticidade-câmbio das importações é baixa no Brasil? Evidências a partir das desagregações das importações por categorias de uso. Ipea, **Texto para Discussão** nº 2046, 2015.

SEIXAS, F. H. S.; SILVA, C. G. Metodologias econométricas ARMAX e VAR aplicadas à arrecadação total do estado de Goiás: uma análise da acurácia preditiva**. Revista de Economia Mackenzie**, 16(1):105-132, São Paulo, jan/jun 2019.

SILVA, P. F.; FIGUEIREDO; K. Aprendizado Profundo Aplicado na Previsão de Receita Tributária Utilizando Variáveis Endógenas. In: Encontro Nacional de Inteligência Artificial e Computacional (ENIAC), 17., 2020, Evento Online. **Anais** [...]. Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Computação, p. 414-425, 2020.

SIMONSEN, M. H. **Dinâmica macroeconômica**. São Paulo, McGraw-Hill do Brasil, 499-502, 1983.

SIQUEIRA, K. J. S. P. Esforço Fiscal dos Municípios Pernambucanos: Uma análise de Fronteira Estocástica. **Dissertação** de Mestrado, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.

SIQUEIRA, M. L. Melhorando a Previsão de Arrecadação Tributária Federal Através da Utilização de Modelos e Séries Temporais. **Monografia** (1º lugar no VII Prêmio Tesouro Nacional – 2002). Tributação, Orçamentos e Sistemas de Informação sobre Administração Financeira Pública, Brasília, ESAF, 2002.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. Mecanismo de transmissão da política monetária: efeitos setoriais na economia brasileira pós-real. In: **Anais** XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2009, Foz do Iguaçu. XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2009.

ZANATTO, N.; KROTH, D. C.; RODRIGUES, M. P. Desempenho fiscal dos municípios catarinenses e seus determinantes: uma análise econométrica para o período de 2000 a 2008. **Revista Perspectiva Econômica**, 7(2):78-92, 2011.

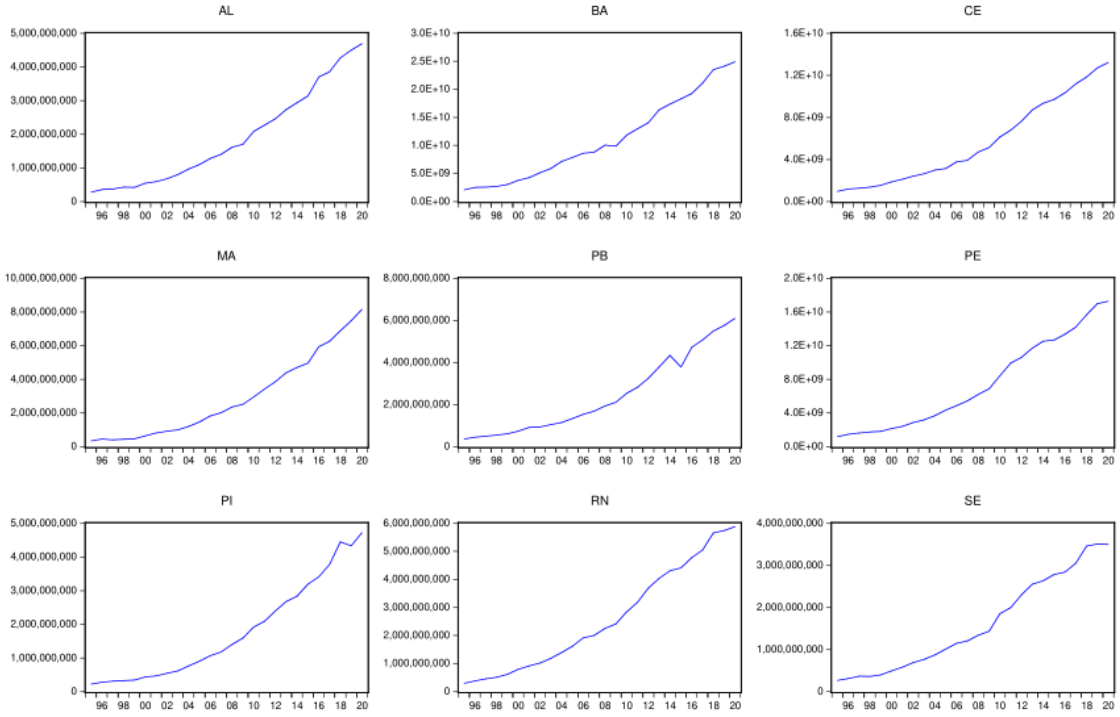
THE EFFECT OF NATIONAL MACROECONOMIC VARIABLES ON PUBLIC REVENUES: A STUDY FOR ICMS FORECAST IN NORTHEAST STATES

Abstract
This paper aims to present an alternative methodology for forecasting tax revenues for the states of the Northeast. For this, a linear regression model was used to project the revenue from the Tax on the Circulation of Goods and Services (ICMS), based on the partial short-term effects of national macroeconomic variables, such as Gross Domestic Product (GDP), inflation, rate basic interest rate and exchange rate. The results obtained were satisfactory, so that it was possible to forecast ICMS revenues for the Northeastern states with average absolute forecast errors between 1.48% and 6.83%.

Key-words: *ICMS; Tax Revenue; Forecast; Northeast; Partial Effects.*

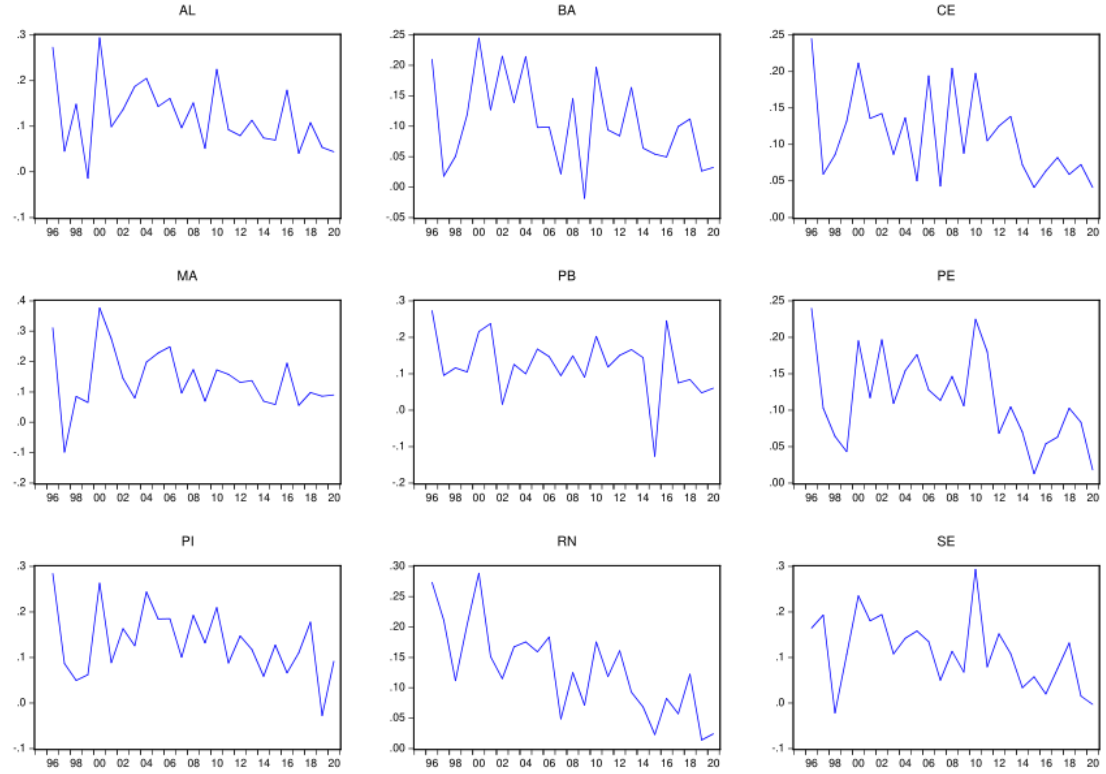
Apêndice A: Séries Históricas

Figura A-1 – Série histórica da arrecadação do ICMS bruto dos estados nordestinos (n = 26).



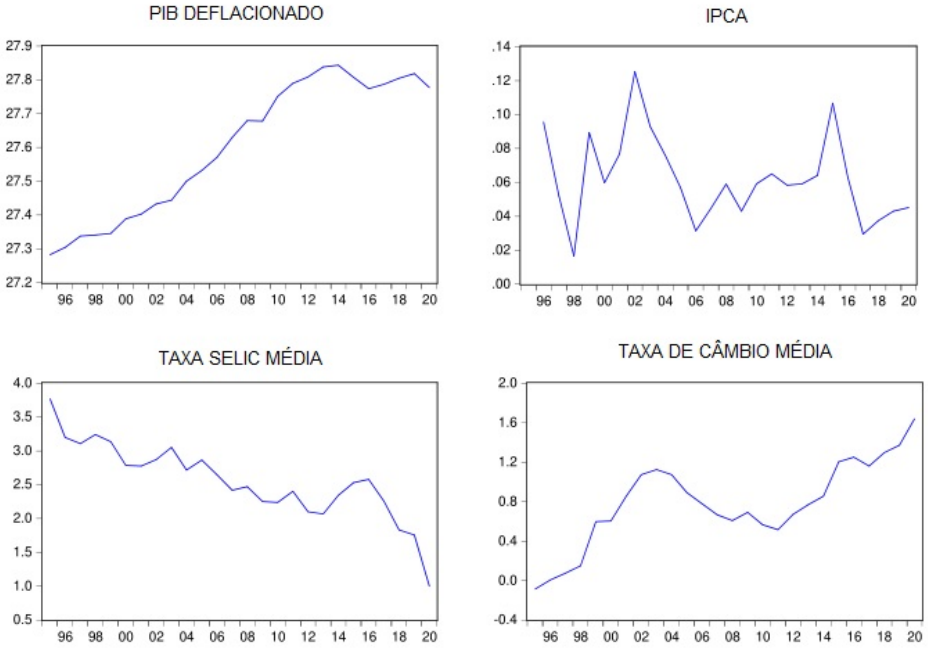
Fonte: Elaboração própria.

Figura A-2 – Série histórica do crescimento da arrecadação do ICMS bruto dos estados nordestinos (n = 25).



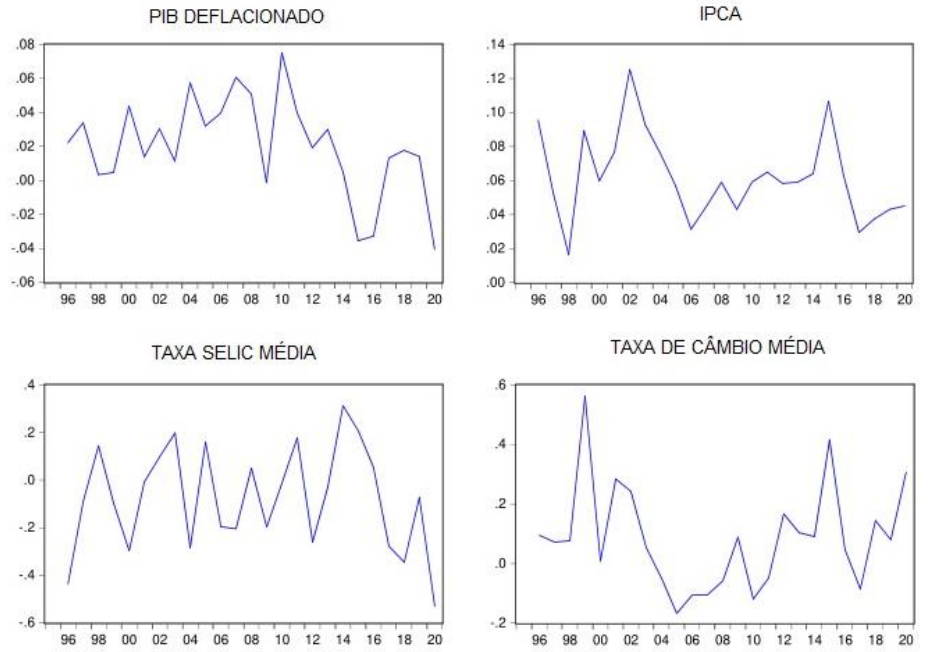
Fonte: Elaboração própria.

Figura A-3 – Série histórica das variáveis macroeconômicos nacionais (n = 26).



Fonte: Elaboração própria.

Figura A-4 – Série histórica do crescimento das variáveis macroeconômicas selecionadas (n = 25).



Fonte: Elaboração própria.

Tabela A-1 – Série histórica do crescimento da arrecadação do ICMS bruto dos estados nordestinos (n = 25).

ANO	AL	BA	CE	MA	PB	PE	PI	RN	SE
1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	0,27	0,21	0,25	0,31	0,27	0,24	0,28	0,27	0,16
1997	0,04	0,02	0,06	- 0,10	0,10	0,10	0,09	0,21	0,19
1998	0,15	0,05	0,09	0,09	0,12	0,06	0,05	0,11	- 0,02
1999	- 0,01	0,12	0,13	0,07	0,10	0,04	0,06	0,20	0,11
2000	0,29	0,25	0,21	0,38	0,22	0,20	0,26	0,29	0,24
2001	0,10	0,13	0,14	0,28	0,24	0,12	0,09	0,15	0,18
2002	0,14	0,21	0,14	0,14	0,02	0,20	0,16	0,12	0,19
2003	0,19	0,14	0,09	0,08	0,13	0,11	0,13	0,17	0,11
2004	0,20	0,21	0,14	0,20	0,10	0,15	0,24	0,18	0,14
2005	0,14	0,10	0,05	0,23	0,17	0,18	0,18	0,16	0,16
2006	0,16	0,10	0,19	0,25	0,15	0,13	0,18	0,18	0,13
2007	0,10	0,02	0,04	0,10	0,09	0,11	0,10	0,05	0,05
2008	0,15	0,15	0,20	0,17	0,15	0,15	0,19	0,12	0,11
2009	0,05	- 0,02	0,09	0,07	0,09	0,11	0,13	0,07	0,07
2010	0,23	0,20	0,20	0,17	0,20	0,22	0,21	0,18	0,29
2011	0,09	0,09	0,11	0,16	0,12	0,18	0,09	0,12	0,08
2012	0,08	0,08	0,13	0,13	0,15	0,07	0,15	0,16	0,15
2013	0,11	0,16	0,14	0,14	0,17	0,10	0,12	0,09	0,11
2014	0,07	0,06	0,07	0,07	0,14	0,07	0,06	0,07	0,03
2015	0,07	0,05	0,04	0,06	- 0,13	0,01	0,13	0,02	0,06
2016	0,18	0,05	0,06	0,19	0,25	0,05	0,07	0,08	0,02
2017	0,04	0,10	0,08	0,06	0,07	0,06	0,11	0,06	0,08
2018	0,11	0,11	0,06	0,10	0,08	0,10	0,18	0,12	0,13
2019	0,05	0,03	0,07	0,09	0,05	0,08	- 0,03	0,01	0,01
2020	0,04	0,03	0,04	0,09	0,06	0,02	0,09	0,02	- 0,00

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A-2 – Série histórica do crescimento das variáveis macroeconômicas selecionadas (n = 25).

ANO	PIB	IPCA (var)	SELIC	CÂMBIO
1995	-	-	-	-
1996	0,21	- 0,57	- 0,44	0,10
1997	0,11	- 0,45	- 0,09	0,07
1998	0,05	- 0,68	0,14	0,08
1999	0,09	4,40	- 0,10	0,56
2000	0,10	- 0,33	- 0,30	0,01
2001	0,10	0,28	- 0,01	0,28
2002	0,13	0,63	0,10	0,24
2003	0,15	- 0,26	0,20	0,05
2004	0,14	- 0,18	- 0,28	- 0,05
2005	0,11	- 0,25	0,16	- 0,17

2006	0,11	-	0,45	-	0,20	-	0,11
2007	0,13		0,42	-	0,20	-	0,10
2008	0,14		0,32		0,05	-	0,06
2009	0,07	-	0,27	-	0,20		0,09
2010	0,17		0,37	-	0,01	-	0,12
2011	0,13		0,10		0,18	-	0,05
2012	0,10	-	0,10	-	0,26		0,17
2013	0,11		0,01	-	0,03		0,10
2014	0,08		0,08		0,31		0,09
2015	0,04		0,67		0,21		0,42
2016	0,05	-	0,41		0,05		0,05
2017	0,05	-	0,53	-	0,28	-	0,09
2018	0,06		0,27	-	0,35		0,14
2019	0,06		0,15	-	0,07		0,08
2020	0,01		0,05	-	0,53		0,31

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A-3 – Estatísticas da série de taxa de crescimento de ICMS utilizada.

SÉRIE	MÍNIMO	MÁXIMO	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	ASSIMETRIA	CURTOSE
AL	- 0,01	0,29	0,12	0,08	0,59	0,04
BA	- 0,02	0,25	0,11	0,07	0,32	- 0,74
CE	0,04	0,25	0,11	0,06	0,71	- 0,53
MA	- 0,10	0,38	0,14	0,10	0,30	1,07
PB	- 0,13	0,27	0,12	0,08	- 0,80	2,57
PE	0,01	0,24	0,11	0,06	0,36	- 0,55
PI	- 0,03	0,28	0,13	0,07	0,22	0,06
RN	0,01	0,29	0,13	0,07	0,38	- 0,21
SE	- 0,02	0,29	0,11	0,08	0,31	- 0,03

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A-4 – Estatísticas da série das variáveis macroeconômicas utilizadas.

SÉRIE	MÍNIMO	MÁXIMO	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	ASSIMETRIA	CURTOSE
PIB	0,01	0,21	0,10	0,05	0,20	0,25
IPCA (var)	- 0,68	4,40	0,13	0,97	3,82	17,09
SELIC	- 0,53	0,31	- 0,08	0,22	- 0,18	- 0,75
CÂMBIO	- 0,17	0,56	0,08	0,17	1,01	1,14

Fonte: Elaboração Própria.

Apêndice B: Testes de Raiz Unitária

Tabela B-1 – Testes de Raiz Unitária para a taxa de crescimento do ICMS (gICMS).

Estados	ADF	KPSS	PP
AL	-7,3088***	0,4979**	-6,9526***
BA	-2,1811	0,3904*	-4,9843***
CE	-1,8972	0,5141**	-5,7689***
MA	0,1591	0,2340	-5,0345***
PB	-6,6200***	0,4802**	-6,7989***
PE	-3,7137**	0,4529*	-3,7946***
PI	-5,6979***	0,3561*	-5,6119***
RN	-3,1124**	0,8342***	-3,0482**
SE	-4,0191***	0,5107**	-4,0011***

Fonte: Elaboração Própria.
Nota: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. ADF: Dickey-Fuller Augmented; KPSS: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin; PP: Phillips-Perron.

Tabela B-2 – Testes de Raiz Unitária para a taxa de crescimento das variáveis macroeconômicas.

Variável	ADF	KPSS	PP
gPIB	-2,9350*	0,3683*	-2,9350*
IPCA	-3,3286**	0,2161	3,5467**
gSELIC	-4,3568***	0,1111	-4,3569***
gCAMBIO	-3,7738***	0,1424	-3,7574***

Fonte: Elaboração Própria.
Nota: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. ADF: Dickey-Fuller Augmented; KPSS: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin; PP: Phillips-Perron.

Apêndice C: Autocorrelação, Heterocedasticidade, Normalidade dos Resíduos, R^2 ajustado e estatística F

Tabela C-1 – Testes de autocorrelação, heterocedasticidade, normalidade dos resíduos, R^2 ajustado e estatística F para as regressões.

MODELO	LM	BPG	JB	R^2 ajus.	F
AL-G-2016	3,048246**	1,630699	1,205679	0,404467	4,3958**
AL-G-2017	3,367505**	1,509492	1,377174	0,306049	3,3154**
AL-GD-2016	4,257496**	1,340484	0,841581	0,552353	5,9356***
AL-GD-2017	5,446604***	1,247417	0,877507	0,472517	4,7623***
AL-R-2016	3,323815**	1,921718	1,019798	0,407616	5,5873***
AL-R-2017	3,781954**	1,922329	1,417522	0,340397	4,6124**
AL-RD-2016	4,2312**	1,148567	0,886104	0,541959	6,9161***
AL-RD-2017	5,876758***	1,193063	1,160239	0,494366	6,1330***
BA-G-2016	1,281172	1,460193	1,042111	0,458888	5,2402***
BA-G-2017	1,109407	1,316153	1,995241	0,447159	5,2464***
BA-GD-2016	3,131244**	0,763698	3,324993	0,696366	8,6448***
BA-GD-2017	1,876878*	0,697259	5,531395*	0,681731	8,4970***
BA-R-2016	1,281172	1,460193	1,042111	0,458888	5,2402***
BA-R-2017	1,109407	1,316153	1,995241	0,447159	5,2464***
BA-RD-2016	3,131244**	0,763698	3,324993	0,696366	8,6448***
BA-RD-2017	1,876878*	0,697259	5,531395*	0,681731	8,4970***
CE-G-2016	4,726562**	1,979588	1,435148	0,278737	2,9323*
CE-G-2017	5,330807**	1,983933	0,781553	0,281444	3,0563**
CE-GD-2016	2,757943**	1,561983	2,190242	0,34264	3,0849**
CE-GD-2017	3,085279**	1,466623	1,88654	0,359532	3,3577**
CE-R-2016	4,095422**	2,727812	1,488166	0,319531	4,1305**
CE-R-2017	4,06776**	2,863765	0,822195	0,316574	4,2425**
CE-RD-2016	2,417183*	2,099319	2,045333	0,360789	3,8221**
CE-RD-2017	2,494983*	2,186651	1,374859	0,366813	4,0414**
MA-G-2016	0,073061	0,387918	2,328807	0,114987	1,6496
MA-G-2017	0,094815	0,390286	0,720397	0,065875	1,3702
MA-GD-2016	0,27168	0,422763	6,448032**	0,265967	2,4493*
MA-GD-2017	0,561747	0,511788	2,475749	0,197159	2,0314
MA-R-2016	0,072061	0,434696	2,580764	0,1537	2,2108
MA-R-2017	0,125118	0,468615	0,757495	0,117113	1,9285
MA-RD-2016	0,467665	0,482171	7,259808**	0,280782	2,9520*
MA-RD-2017	0,854387	0,599594	2,724533	0,237974	2,6395*
PB-G-2016	1,571107	2,022694	0,44032	-0,068091	1,3653
PB-G-2017	2,838792**	3,246975	0,283063	0,018587	0,9042
PB-GD-2016	1,017395	2,089133	1,17901	0,219049	2,1220
PB-GD-2017	2,499713*	3,410352	0,728166	0,112398	1,5319
PB-R-2016	2,399975*	9,485015***	1,470498	0,012195	1,2469
PB-R-2017	2,795271*	9,747227***	1,165891	0,019402	1,4155

PB-RD-2016	2,739103*	4,907176***	2,067922	0,054566	1,5772
PB-RD-2017	3,000555*	4,959029***	1,962611	0,066673	1,7501
PE-G-2016	0,129967	2,258715	0,957535	0,654975	10,4917***
PE-G-2017	0,061608	2,399055	0,949838	0,647388	10,6389***
PE-GD-2016	0,169232	2,449793	1,225792	0,779539	12,7865***
PE-GD-2017	0,146095	1,440044	1,493333	0,775218	13,0706***
PE-R-2016	0,168491	0,574758	0,912094	0,636738	12,6856***
PE-R-2017	0,116955	0,485855	1,109574	0,644466	13,6887***
PE-RD-2016	0,199711	0,941221	1,25963	0,794085	16,4255***
PE-RD-2017	0,137786	0,550997	1,416748	0,787815	16,5941***
PI-G-2016	2,65476*	0,33527	0,563241	0,639514	9,8702***
PI-G-2017	1,881692	0,440386	0,504265	0,617252	9,4666***
PI-GD-2016	2,877169**	0,48563	0,962079	0,675081	9,3108***
PI-GD-2017	1,573066	0,63316	0,975569	0,661041	9,1909***
PI-R-2016	2,65476*	0,33527	0,563241	0,639514	9,8702***
PI-R-2017	1,881692	0,440386	0,504265	0,617252	9,4666***
PI-RD-2016	2,877169**	0,48563	0,962079	0,675081	9,3108***
PI-RD-2017	1,573066	0,63316	0,975569	0,661041	9,1909***
RN-G-2016	0,74456	0,523495	1,166498	0,233402	2,5223*
RN-G-2017	0,811597	0,716297	0,541043	0,200363	2,3155*
RN-GD-2016	0,96827	0,336334	1,391702	0,320399	2,8858*
RN-GD-2017	1,342363	0,505859	0,73428	0,30268	2,8231*
RN-R-2016	0,753926	0,744268	1,171385	0,277981	3,5667**
RN-R-2017	1,104037	1,039625	0,591627	0,237674	3,1824**
RN-RD-2016	0,973307	0,450264	1,391171	0,361692	3,8332**
RN-RD-2017	1,555525	0,669399	0,820235	0,335713	3,6532**
SE-G-2016	1,414343	3,088272	0,036131	0,432625	4,8125***
SE-G-2017	1,372139	3,259395	0,051268	0,449497	5,2867***
SE-GD-2016	0,703929	1,015794	0,028036	0,538849	4,8950***
SE-GD-2017	0,846358	1,055796	0,096633	0,554091	5,3491***
SE-R-2016	1,070199	4,355115	0,028049	0,463886	6,7685***
SE-R-2017	1,094627	4,554887***	0,043226	0,477907	7,4076***
SE-RD-2016	0,505661	1,251098	0,027908	0,5641	6,1764***
SE-RD-2017	0,638731	1,254419	0,11763	0,575389	6,6914***

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. LM: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test; BPG: Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedaticy Test; JB: Jarque-Bera; F: F-statistic; R^2 ajus.: R^2 ajustado.