

## **PREVENDO A ARRECADAÇÃO DE ICMS COM MODELOS MACROECONÔMICOS MULTIVARIADOS: UMA APLICAÇÃO PARA O RIO GRANDE DO SUL**

**Liderau dos Santos Marques Junior**

Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão, Brasil

E-mail: [liderau-junior@spgg.rs.gov.br](mailto:liderau-junior@spgg.rs.gov.br)

**Cristiano Aguiar de Oliveira**

Universidade Federal do Rio Grande, Brasil

E-mail: [cristiano.oliveira@furg.br](mailto:cristiano.oliveira@furg.br)

**Resumo:** O objetivo do presente trabalho é propor uma metodologia de previsão para a arrecadação mensal nominal da principal fonte de receita tributária do Estado do Rio Grande do Sul, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Para esse fim, modelos econométricos multivariados — Vetor Autorregressivo (VAR) e Vetor de Correção de Erros (VECM) — são considerados, pois relacionam a arrecadação do tributo com as séries macroeconômicas. Os resultados indicam que as séries macroeconômicas, tais como a inflação, medida pelo Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M), e a atividade econômica, medida pelo Índice de Atividade Econômica Regional do Rio Grande do Sul (IBCR-RS), impactam positivamente e contribuem significativamente para a acurácia da previsão da arrecadação nominal do ICMS estadual. O artigo conclui que modelos macroeconômicos multivariados apresentam uma boa capacidade de previsão mesmo quando as séries estão sujeitas a choques tais como os que ocorreram ao longo da pandemia de Covid-19.

**Palavras-chave:** Previsão. ICMS. Vetor de Correção de Erros. Rio Grande do Sul.

## **Predicting ICMS Revenue Using Multivariate Macroeconomic Models: An Application to Rio Grande do Sul**

**Liderau dos Santos Marques Junior**

Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão, Brasil

E-mail: [liderau-junior@spgg.rs.gov.br](mailto:liderau-junior@spgg.rs.gov.br)

**Cristiano Aguiar de Oliveira**

Universidade Federal do Rio Grande, Brasil

E-mail: [cristiano.oliveira@furg.br](mailto:cristiano.oliveira@furg.br)

**Abstract:** The objective of the present article is to propose a forecasting methodology for the nominal monthly collection of the main source of tax revenue in the State of Rio Grande do Sul, the ICMS. The results indicated that the series, inflation, measured by the IGP-M, and economic activity, measured by the IBCR-RS, have a positive impact, and contribute to the accuracy of the ICMS collection forecast. The article concludes that multivariate models have a good predictive capacity even when the series are subject to shocks such as those of the Covid-19 pandemic.

**Keywords:** Forecast. ICMS. Vector Error Correction. Rio Grande do Sul.

## INTRODUÇÃO

O processo de elaboração do orçamento público passa por pelo menos duas etapas: (a) a previsão das receitas públicas, mais especificamente das receitas tributárias; e (b) a alocação das receitas estimadas para as despesas públicas. Logo, embora haja incerteza nas duas etapas, a construção do orçamento público contém necessariamente um problema de previsão, qual seja, a precisão da previsão referente às receitas tributárias. Isto porque o nível da receita prevista sinaliza a postura e a sustentabilidade da política fiscal, pois, ao mesmo tempo, estabelece o nível e quais as despesas que são viáveis economicamente (SABAJ; KAHVECI, 2018). Assim, uma política fiscal crível pressupõe previsões realistas de receitas.

Todavia, segundo Leal *et al.* (2008), as previsões de receitas feitas por governos sem preocupação com as propostas orçamentárias são criticadas por serem, sistematicamente, tendenciosas e politicamente motivadas, e acabam gerando o estabelecimento de metas não realistas de arrecadação de tributos, conforme Strauch *et al.* (2004) e Moulin e Wiertz (2006). Como Auerbach (1999) argumenta, se os custos dos erros de previsão forem simétricos (ou seja, se os erros positivos forem tão ruins quanto os erros negativos), as previsões não devem apresentar viés sistemático (ou seja, em média, o erro de previsão não deve diferir significativamente de zero). Há, entretanto, razões para acreditar que as funções de perda dos governos não sejam simétricas. Por exemplo, um governo tenderia a superestimar um déficit quando a perda de uma subestimação fosse maior. Assim, um governo conservador em termos fiscais poderia ter interesse em apresentar uma previsão pessimista de receitas tributárias para construir uma margem de segurança que lhes permita cumprir as metas orçamentárias, mesmo que ocorram erros de previsão tanto nas receitas quanto nas despesas, segundo Keereman (1999) e Jonung *et al.* (2006).

Embora existam boas razões para se acreditar que os governos tenham motivações políticas para cometer os erros de previsão de receitas, a verdade é que estabelecer uma previsão precisa da receita tributária é uma tarefa difícil, e a literatura acadêmica a respeito do tema é escassa e não apresenta muitas alternativas. Segundo Jenkins, Kuo e Shukla (2000), os principais métodos usados para prever as receitas tributárias, utilizadas por várias autoridades responsáveis pela elaboração de orçamentos públicos seriam: (a) o método de extrapolação da receita fiscal; (b) o método da elasticidade; e (c) os modelos de regressão com séries macroeconômicas.

O método de extrapolação da receita tributária seria aquele que utiliza modelos autorregressivos do tipo ARIMA (com ou sem sazonalidade) para estimar a evolução da receita tributária. Esses modelos certamente são muito úteis para entender como

choques exógenos de um período afetam os resultados futuros da arrecadação. Entretanto, conforme será visto mais adiante, essa metodologia pode ser falha por descon siderar as relações existentes entre a receita e as séries macroeconômicas, e tal omissão gera um viés de estimação que resulta em previsões pouco acuradas. Nessa linha de modelos univariados, podem-se incluir os modelos de suavização exponencial (ou Exponential Smoothing, ETS), cuja ideia é produzir previsões a partir de médias ponderadas de observações passadas, dando-se maior peso para as observações mais recentes.

Por sua vez, o método da elasticidade, provavelmente o mais utilizado pelas autoridades governamentais responsáveis pela elaboração do orçamento público, é uma projeção condicional, em que a receita tributária futura é calculada com base em um ponto de partida, combinada com uma estimativa da proporção da mudança nas receitas tributárias e a mudança na série macroeconômica apropriada. Em outras palavras, o modelo utiliza uma elasticidade-receita estimada, tal como em Wolswijk (2007) e Marques Jr. e Oliveira (2015), combinada com a projeção de uma variável macroeconômica, tal como o Valor Adicionado Bruto ou o Produto Interno Bruto (PIB).

Os modelos de regressão com séries macroeconômicas estimam as relações funcionais entre conjuntos de séries macroeconômicas e a receita tributária em questão. Esses modelos multivariados certamente são mais consistentes com a Teoria Econômica, uma vez que as séries fiscais endógenas são determinadas simultaneamente com as demais séries macroeconômicas endógenas, e costumam gerar previsões mais acuradas do que modelos univariados — Lütkepohl (1993), Lütkepohl (2006) e Sims (1980).

Os trabalhos de Barbosa (1987), Hernández (1998) e Portugal e Portugal (2001) discutem os efeitos da inflação e de variações do produto sobre a arrecadação de tributos e as despesas em termos reais. Os estudos apresentam resultados que corroboram a hipótese de que a arrecadação real de impostos no Brasil é indexada em relação ao nível de preços e encontram evidências de que a arrecadação real é sensível à defasagem entre o fato gerador e a coleta de um tributo — em períodos de elevação (diminuição) da taxa de inflação a arrecadação real diminui (aumenta). Tal situação também é corroborada por evidências de outros países. Por exemplo, o Fundo Monetário Internacional (International Monetary Fund, 2016), ao estimar a receita fiscal da Albânia, observa que, para cada imposto, a receita fiscal do ano corrente é aumentada pelo crescimento real do PIB e pela variação do deflator do PIB.

O presente trabalho tem como pano de fundo os estudos referidos, pois considera que tanto a inflação como a atividade econômica afetam a arrecadação nominal do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) do Estado do Rio Grande do Sul. A inflação afeta a arrecadação de ICMS porque se trata de um imposto do tipo *ad valorem*, portanto, elevações dos preços finais de bens e serviços estão associadas ao aumento da receita tributária nominal. O mesmo acontece com a atividade econômica, a elevação do nível de atividade tem como contrapartida a elevação da demanda

de bens e serviços e, por conseguinte, quanto maior a venda em termos quantitativos maior é a arrecadação nominal.

Alguns estudos estão voltados para os entes subnacionais. Corvalão, Samoryl e Brasil (2010) adotam a metodologia de Engle e Granger (1987) para obter a previsão da arrecadação mensal de ICMS do Estado de Santa Catarina em relação ao ano de 2001. Black (2022a, 2022b) utiliza, respectivamente, a modelagem SARIMA e os modelos estruturais em espaço-estado para a previsão da arrecadação mensal de ICMS do Estado do Rio Grande do Sul.

O principal objetivo da análise é o de propor uma metodologia baseada em fundamentos macroeconômicos para realizar previsões mensais da arrecadação de ICMS nominal. Para tanto, utilizam-se modelos multivariados, o Vetor Autorregressivo (VAR) e o Vetor de Correção de Erros (VECM), que permitem, além de realizar previsões, fazer análises da função resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão. Para cumprir esse objetivo, são utilizadas informações mensais em um intervalo amostral que é dividido em dois períodos. O primeiro, de janeiro de 2003 a dezembro de 2020, é utilizado para o ajustamento (treinamento) do modelo. O segundo, de janeiro a dezembro de 2021, é utilizado para testar a capacidade do modelo de realizar previsões fora da amostra para três, seis e 12 meses.

Em suma, considerando o modelo com maior acurácia nas previsões, este artigo traz evidências de que a inflação, medida pelo Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M), e a atividade econômica, medida pelo Índice de Atividade Econômica Regional do Rio Grande do Sul (IBCR-RS), impactam positivamente a arrecadação de ICMS nominal no Estado. Contudo, a principal contribuição do artigo é oferecer um modelo capaz de gerar previsões acuradas da arrecadação do tributo. O modelo com melhor desempenho subestima a arrecadação do tributo, em seis e 12 meses acumulados de 2021, em 0,19% e 4,27% respectivamente. Esses resultados permitem concluir que modelos macroeconômicos multivariados apresentam uma boa capacidade de previsão, mesmo quando as séries estão sujeitas a choques tais como os que ocorreram ao longo da pandemia.

O artigo está assim dividido: na segunda seção, discute-se o referencial teórico. Na terceira seção, apresentam-se os dados e os resultados econométricos. Na quarta e última seção, tecem-se as considerações finais.

## REFERENCIAL TEÓRICO

O imposto do tipo *ad valorem* é um percentual (ou alíquota) que recai sobre o preço de uma mercadoria, serviço ou produto. Se for calculado “por fora”, o preço de venda é assim expresso:  $p^v = p(1+\tau)$ , em que  $p$  é o preço sem imposto,  $\tau$  é o percentual sobre o preço do produto sem imposto e  $p^v$  é o preço de venda (ou o preço final). Se for calculado “por dentro”, o preço

de venda é dado por:  $p^v = p/(1-\tau)$ . No primeiro cálculo, a alíquota efetiva é igual à alíquota nominal, no segundo, como a alíquota nominal recai sobre o preço de venda, a alíquota efetiva é superior a nominal.

O ICMS é um tipo de imposto *ad valorem* cujo valor é calculado “por dentro”, ou seja, a alíquota nominal recai sobre o preço de venda. Assim, para uma alíquota nominal de 18%, por exemplo, corresponde a alíquota efetiva de 21,95%. Quanto maior a quantidade vendida, mantida a alíquota nominal fixa, maior é o valor da nota, e, por conseguinte, mais elevado é o valor de ICMS a ser recolhido. Portanto, mudanças de quantidade vendida e do preço de venda exercem impacto sobre a arrecadação de ICMS.

Em termos macroeconômicos, a partir de Hernández (1998), supõe-se a seguinte função para descrever o comportamento da arrecadação de ICMS:

$$T_t = F(Y_t, \pi_t) = A_t Y_t^\alpha \pi_t^\beta \quad (1),$$

em que  $T_t$  é a arrecadação nominal de ICMS em  $t$ ;  $\pi_t$  é a taxa de inflação em  $t$ ;  $A$  é uma constante qualquer;  $Y_t$  é o produto real em  $t$ ;  $\alpha$  é a elasticidade da arrecadação em relação ao produto real; e  $\beta$  a elasticidade da arrecadação em relação à taxa de inflação. Como se está considerando a arrecadação nominal, espera-se uma relação positiva entre o ICMS e o produto e entre o ICMS e a inflação.<sup>1</sup>

Aplicando-se logaritmo na função (1), tem-se a relação de equilíbrio de longo prazo:

$$\log(T_t) = \log(A_t) + \alpha \log(Y_t) + \beta \log(\pi_t) \quad (2),$$

com as respectivas elasticidades sendo:  $\frac{\partial \log(T_t)}{\partial \log(Y_t)} = \alpha > 0$  e  $\frac{\partial \log(T_t)}{\partial \log(\pi_t)} = \beta > 0$ .

Uma limitação da equação (2) é postular que há uma relação unilateral entre a arrecadação de ICMS, variável dependente, e as demais variáveis independentes, nível de produto e taxa de inflação.<sup>2</sup> O mais razoável é supor que as variáveis são interdependentes, ou seja, cada variável é explicada por si própria e pelo nível das demais, levando-se em conta tanto os resultados presentes como os passados. Nesse caso, assume-se que todas as variáveis consideradas são endógenas. Ademais, é razoável supor que as três variáveis guardam uma relação de longo prazo, ou seja, mesmo que as séries não sejam estacionárias, existe uma tendência estocástica comum entre elas. No curto prazo, pode haver desvios da tendência estocástica comum, porém são temporários, de tal sorte que as variáveis retornam para os seus níveis de equilíbrio de longo prazo.

Um modelo que leva em conta a interdependência de variáveis endógenas e os efeitos de choques aleatórios sobre as mesmas é o modelo de vetores autorregressivos, que, na sua forma básica, consiste em um conjunto de  $K$  variáveis endógenas  $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{jt}, \dots, X_{Kt})$  para  $j = 1, \dots, K$ . Segundo Bueno (2011), o VAR(p) é assim expresso:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + C_d t + u_t \quad (3),$$

<sup>1</sup> Barbosa (1987), Hernández (1998) e Portugal e Portugal (2001) trabalham com a variável da receita do governo em termos deflacionados.

<sup>2</sup> Tal como foi feito por Corvalão, Samoryl e Brasil (2010), para estimar a arrecadação de ICMS para o Estado de Santa Catarina, a partir de um modelo de correção de erros.

em que cada  $X_t$  é um vetor  $K \times 1$  de variáveis endógenas;  $\Phi_i$  é uma matriz de coeficientes de ordem  $(K \times K)$  para  $i = 1, \dots, p$ ;  $d$  é um vetor com variáveis determinísticas;  $C$  é uma matriz de coeficientes, cuja dimensão corresponde a  $d$ ; e  $u_t$  é um processo  $K$ -dimensional com  $E(u_t) = 0$  e matriz de covariância  $\Sigma_u$  (ruído branco).

Um modelo que leva em conta as relações de longo e curto prazo entre as variáveis é o modelo VAR (p) reescrito na forma do modelo Vetor de Correção de Erros:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + C d_t + e_t \quad (4),$$

em que  $\Delta X_t$  é a primeira diferença das variáveis no vetor  $X_t$ ;  $\Phi$  é a matriz de coeficientes das relações de cointegração;  $\Lambda_i$  é a matriz de coeficientes correspondente ao vetor  $X_t$  em primeira diferença defasado, sendo que  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$ ,  $i = 1, 2, \dots, p-1$ ;  $d$  é um vetor com variáveis determinísticas;  $C$  é a matriz de coeficientes correspondente; e  $e_t$  é o termo de erro com média zero e matriz de variância-covariância  $\Sigma_e$ .

A diferença do modelo VECM para o VAR é a presença do termo de correção de erro,  $\Phi X_{t-1}$ , que captura o efeito sobre  $\Delta X_t$ , caso uma das variáveis endógenas se desvie do equilíbrio de longo prazo, considerando que haja cointegração. A matriz de coeficientes,  $\Phi$ , é dada por um produto de matrizes,  $\Phi = \alpha\beta'$ . A matriz cointegração,  $\beta$ , contém informação sobre as relações de equilíbrio entre as variáveis em nível. O vetor  $\beta' X_{t-1}$  pode ser interpretado como a distância das variáveis de seus valores de equilíbrio. A matriz  $\alpha$  descreve a velocidade na qual uma variável retorna para o seu valor de equilíbrio. Salienta-se que  $\Phi$  é uma matriz de posto reduzido, o que significa que  $\alpha$  é uma matriz  $K \times r$ , e  $\beta'$  é uma matriz  $r \times K$ , em que  $r$  é o posto de  $\Phi$ . Se  $r = 0$ , não existe cointegração entre as variáveis, assim a matriz  $\Phi = 0$ ; e, se  $0 < r < n$ , então existem  $r$  vetores de cointegração. Por exemplo, se  $n = 3$ , então  $r$  pode ser 0, 1 ou 2.

Conforme Bueno (2011), para testar a presença de vetores de cointegração, Johansen (1988) propõe dois testes. O primeiro é o teste do traço, que assume como hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$  vetores. Se a hipótese nula é rejeitada, conclui-se que há mais de um vetor de cointegração. O segundo teste é o de máximo autovalor, cuja hipótese nula é a existência de  $r^*$  vetores de cointegração, e a hipótese alternativa é a existência de  $r^* + 1$  vetores de cointegração. Rejeitar a hipótese nula significa que há mais de um vetor de cointegração.

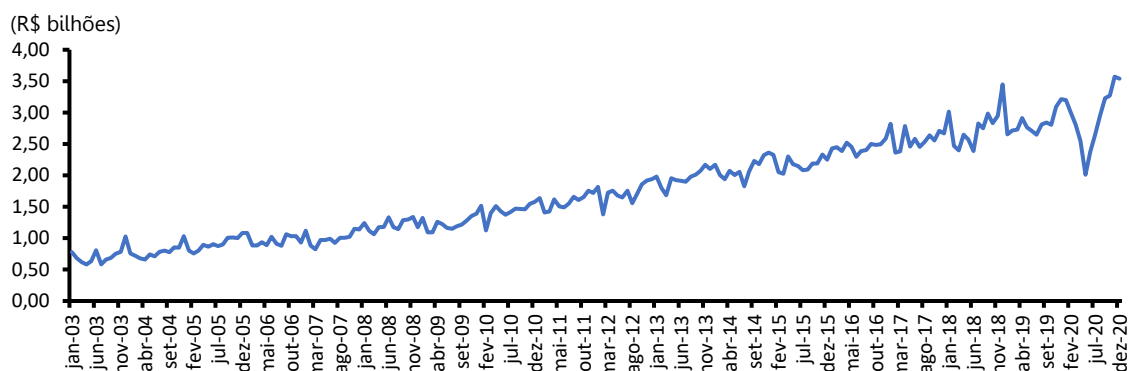
## DADOS E RESULTADOS EMPÍRICOS

As séries utilizadas são as seguintes: a arrecadação nominal de ICMS principal, a taxa de inflação, medida pelo IGP-M, e o IBCR-RS. A periodicidade dos dados é mensal, e o período de análise é dividido em duas partes. A primeira, de janeiro de 2003 a dezembro de 2020, é utilizada para ajustamento (treinamento) do modelo. A segunda, de janeiro a dezembro de 2021, é utilizada para testar a capacidade do modelo de realizar previsões fora da amostra para 3, 6 e 12 meses.

O Gráfico 1 apresenta a série da arrecadação de ICMS mensal. As estatísticas descritivas da série são: valor mínimo, R\$ 0,58 bilhão, em abril de 2003; mediana, R\$ 1,66 bilhão; média, R\$ 1,74 bilhão; e o valor máximo, R\$ 3,57 bilhões, em novembro de 2020.

Gráfico 1

Desempenho do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) nominal do Rio Grande do Sul — jan./2003-dez./2020



Fonte: Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul.

Nota: Elaborado pelos autores.

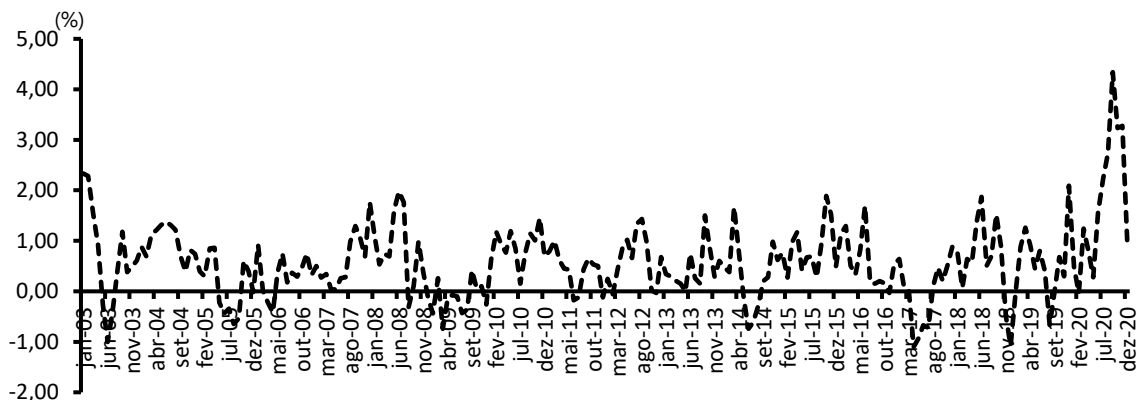
A série temporal da arrecadação de ICMS nominal parece seguir uma tendência estacionária. Como observa Mattos (2021), claramente, “a série parece oscilar aleatoriamente em torno de um padrão de crescimento persistente que se assemelha a uma tendência determinística linear, no caso crescente”. É evidente que houve momentos — como entre abril e junho de 2020, por conta da pandemia de Covid-19 — em que a arrecadação apresentou quedas mais profundas, contudo, passado um intervalo de tempo, logo retornou para o padrão retratado. Dentre os fatores que afetam o desempenho da arrecadação nominal do ICMS, destacam-se os associados a variações na atividade econômica e ao comportamento dos preços finais de produtos, mercadorias e serviços que fazem parte da base tributária do imposto.

O Gráfico 2 apresenta a taxa mensal do IGP-M de janeiro de 2003 a dezembro de 2020. A variação mínima do índice, -1,1%, ocorreu em abril de 2017; a mediana apresenta variação de 0,51%; a variação média é 0,58%; e a taxa máxima, 4,34%, ocorreu em setembro de 2020. A série temporal do IGP-M parece seguir um processo estocástico puramente estacionário, não apresentando qualquer padrão de crescimento ou decréscimo persistente no tempo.



Gráfico 2

Variação mensal do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) no Brasil — jan./2003-dez./2020

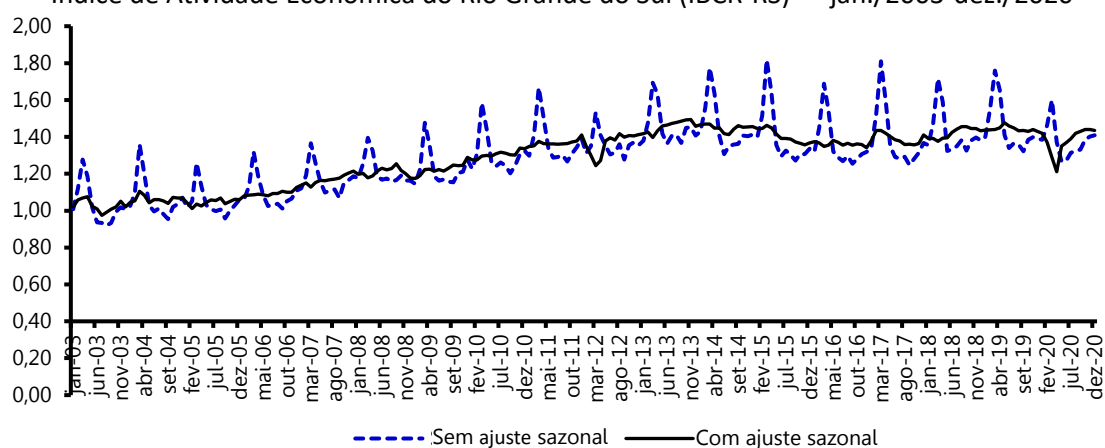


Fonte: IBRE-FGV (apud BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2021).

O Gráfico 3 apresenta a evolução da atividade econômica do Rio Grande do Sul, medida pelo IBCR-RS. A série sem ajuste sazonal (linha tracejada) apresenta um nítido padrão sazonal com picos bem salientes no mês de março de cada ano e vales nos demais meses. A série parece apresentar um padrão de crescimento persistente da média até o final de 2013. A série com ajuste sazonal (linha sólida) também parece apresentar um crescimento persistente da média até o final de 2013, estabilizando-se a partir de janeiro de 2014. O ponto de maior queda do IBCR-RS ocorreu em março de 2020, como reflexo da pandemia de Covid-19. Repare-se a recuperação econômica que ocorre a partir do segundo semestre de 2020.

Gráfico 3

Índice de Atividade Econômica do Rio Grande do Sul (IBCR-RS) — jan./2003-dez./2020



Fonte: BCB-Depec (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2021).

Na sequência de passos proposta por Pfaff (2008), o próximo é realizar o teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) sobre as séries, propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981). Os resultados dos testes encontram-se no Quadro 1.<sup>3</sup>

Quadro 1  
Teste Dickey-Fuller aumentado (ADF)

VARIÁVEIS	TERMOS DETERMINÍSTICOS	DEFASAGENS	VALOR DA ESTATÍSTICA-TESTE	VALORES CRÍTICOS		
				1%	5%	10%
ICMS	constante, tendência	13	-2,45	-3,99	-3,43	-3,13
$\Delta$ ICMS	constante	10	-10,47	-3,46	-2,88	-2,57
IGP-M	constante	11	-4,65	-3,46	-2,88	-2,57
IBCR-RS sem ajuste sazonal	constante	12	-1,80	-3,46	-2,88	-2,57
$\Delta$ IBCR-RS sem ajuste sazonal	constante	11	-4,73	-3,46	-2,88	-2,57

Nota: Elaborado pelos autores.

Portanto, as séries arrecadação de ICMS e IBCR-RS sem ajuste são processos não estacionários de ordem I (1). A série do IGP-M é um processo estacionário.<sup>4</sup> Bueno (2011) lembra que é possível admitir a mistura de variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR desde que haja cointegração entre as séries não estacionárias.

Assim, diante de séries integradas em ordens diferentes, o próximo passo é realizar os testes propostos por Johansen (1988) para verificar a existência, ou não, de cointegração entre as séries integradas de ordem um e, posteriormente, entre todas as séries.<sup>5</sup> Para os dois testes, do traço e de máximo autovalor, estima-se o VECM referente ao caso de um VAR com duas defasagens, sem intercepto e sem tendência linear no vetor de cointegração, além das variáveis *dummy* sazonais.<sup>6</sup>

O resultado do teste do traço (Quadro 2) não rejeita a hipótese nula de existência de pelo menos um vetor de cointegração para as séries aos três níveis de significância.

Quadro 2  
Teste do traço

	ESTATÍSTICA DE TESTE	VALORES CRÍTICOS		
		10%	5%	1%
$r \leq 2$	0,01	6,50	8,18	11,65
$r \leq 1$	8,35	15,66	17,95	23,52
$r = 0$	61,66	28,71	31,51	37,22

Nota: Elaborado pelos autores.

<sup>3</sup> Para mais detalhes, ver Pfaff (2006).

<sup>4</sup> Utilizou-se a fórmula de Schwert (1989), mencionada por Bueno (2011), para o cálculo do  $p_{\max} = 15$ . O critério utilizado para a escolha da defasagem é o Akaike. Os testes ADF realizados consideraram a amostra de 216 observações, de jan./03 a dez./2020.

<sup>5</sup> No Apêndice, são apresentados os testes de cointegração para as duas séries não estacionárias, ICMS e IBCR-RS.

<sup>6</sup> Para mais detalhes sobre os procedimentos, ver Pfaff (2006, 2008).

O resultado do teste de máximo autovalor (Quadro 3) também não rejeita a hipótese nula de existência de pelo menos um vetor de cointegração para as séries aos três níveis de significância.

Quadro 3  
Teste do máximo autovalor

	ESTATÍSTICA DE TESTE	VALORES CRÍTICOS		
		10%	5%	1%
$r \leq 2$	0,01	6,50	8,18	11,65
$r \leq 1$	8,34	12,91	14,90	19,19
$r = 0$	53,31	18,90	21,07	25,75

Nota: Elaborado pelos autores.

Os Quadros 4, 5 e 6 apresentam os resultados da estimação para cada equação do VEC (1) com um vetor de cointegração ( $r = 1$ ). Para a estimação do VEC (1), utilizou-se a amostra de janeiro de 2003 a dezembro de 2020.

Quadro 4  
Resultados da estimação do VEC (1) para a equação do  $\Delta$ ICMS

VARIÁVEIS	ESTIMAÇÃO	ERRO-PA- DRÃO	t VALOR	Pr(> t )	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA
tce1	-0,007	0,004	-1,875	0,062	.
constante	-0,015	0,018	-0,864	0,389	
Jan.	-0,043	0,042	-1,035	0,302	
Fev.	-0,250	0,043	-5,850	0,000	***
Mar.	-0,280	0,049	-5,671	0,000	***
Abr.	-0,265	0,065	-4,057	0,000	***
Mai.	0,099	0,056	1,758	0,080	.
Jun.	0,198	0,064	3,102	0,002	**
Jul.	0,019	0,044	0,428	0,669	
Ago.	-0,019	0,042	-0,451	0,652	
Set.	0,054	0,042	1,295	0,197	
Out.	0,030	0,044	0,691	0,491	
Nov.	-0,035	0,042	-0,826	0,410	
$\Delta$ ICMSt-1	-0,367	0,061	-6,055	0,000	***
$\Delta$ IGP-Mt-1	-0,012	0,016	-0,726	0,469	
$\Delta$ IBCR-RSt-1	1,483	0,250	5,929	0,000	***

Nota: 1. Níveis de significância: \*\*\* corresponde a 0,1%; \*\* corresponde a 1%; e . corresponde a 10%.

2. Elaborado pelos autores.

Quadro 5

Resultados da estimação do VEC (1) para a equação do  $\Delta$ IGP-M

VARIÁVEIS	ESTIMAÇÃO	ERRO-PADRÃO	t VALOR	Pr(> t )	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA
tce1	0,114	0,016310	6,974	0,000	***
constante	0,489	0,081007	6,039	0,000	***
Jan.	0,161	0,189483	0,847	0,398	
Fev.	0,009	0,192633	0,049	0,961	
Mar.	0,351	0,223128	1,575	0,117	
Abr.	-0,044	0,295451	-0,149	0,882	
Mai.	0,210	0,253686	0,828	0,408	
Jun.	0,431	0,288945	1,491	0,138	
Jul.	-0,031	0,199457	-0,157	0,875	
Ago.	0,131	0,188339	0,696	0,487	
Set.	0,502	0,187780	2,671	0,008	**
Out.	0,092	0,196668	0,470	0,639	
Nov.	0,096	0,191655	0,500	0,618	
$\Delta$ ICMSt-1	0,404	0,273368	1,476	0,141	
$\Delta$ IGP-Mt-1	0,111	0,072155	1,538	0,126	
$\Delta$ IBCR-RSt-1	0,810	1,129594	0,717	0,474	

Nota: 1. Níveis de significância: \*\*\* corresponde a 0,1%; e \*\* corresponde a 1%.

2. Elaborado pelos autores.

Quadro 6

Resultados da estimação do VEC (1) para a equação do  $\Delta$ IBCR-RS

VARIÁVEIS	ESTIMAÇÃO	ERRO-PADRÃO	t VALOR	Pr(> t )	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA
tce1	-0,0003	0,001	-0,278	0,781	
constante	0,001	0,005	0,149	0,882	
Jan.	-0,026	0,012	-2,214	0,028	*
Fev.	0,078	0,012	6,424	0,000	***
Mar.	0,197	0,014	14,008	0,000	***
Abr.	-0,157	0,019	-8,434	0,000	***
Mai.	-0,188	0,016	-11,797	0,000	***
Jun.	-0,062	0,018	-3,414	0,001	***
Jul.	-0,005	0,013	-0,377	0,707	
Ago.	-0,014	0,012	-1,179	0,240	
Set.	-0,047	0,012	-3,940	0,000	***
Out.	0,033	0,012	2,639	0,009	**
Nov.	-0,002	0,012	-0,133	0,894	
$\Delta$ ICMSt-1	-0,023	0,017	-1,346	0,180	
$\Delta$ IGP-Mt-1	0,006	0,005	1,230	0,220	
$\Delta$ IBCR-RSt-1	0,007	0,071	0,098	0,922	

Nota: 1. Níveis de significância: \*\*\* corresponde a 0,1%; \*\* corresponde a 1%; \* corresponde a 5%.

2. Elaborado pelos autores.

Portanto, o vetor de cointegração estimado é dado por:  $\beta = (1, -3,600, -3,198)$ . Note-se que não se considerou uma constante no vetor de cointegração. Os parâmetros de ajustamento são dados por:  $\alpha = (-0,007, 0,114, -0,0003)$ . A função resposta ao impulso é obtida do modelo VEC (1) transformado na forma VAR (2).<sup>7</sup> A análise da resposta ao impulso permite

<sup>7</sup> Para mais detalhes sobre os procedimentos, ver Pfaff (2006) e Pfaff (2008).

investigar os efeitos dinâmicos de diferentes choques no IGP-M e no IBCR-RS sobre a arrecadação de ICMS.

Os resultados da função resposta ao impulso são mostrados nas Figuras 1 e 2. Na Figura 1, consta a função resposta do ICMS ao impulso no IBCR-RS, e, na Figura 2, a função resposta do ICMS ao impulso no IGP-M. A ordenação das variáveis é a seguinte: ICMS, IGP-M e IBCR-RS.

Figura 1  
Resposta do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) ao Índice de Atividade Econômica do Rio Grande do Sul (IBCR-RS)

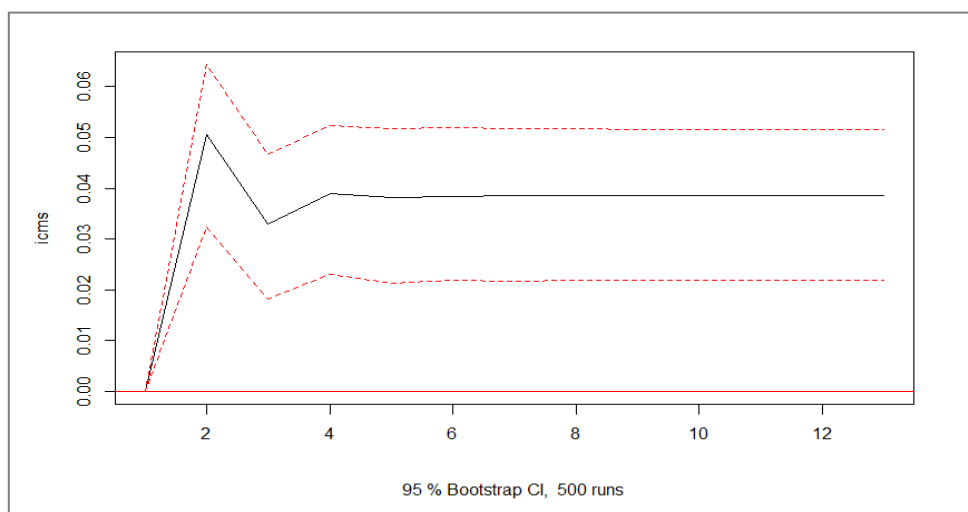
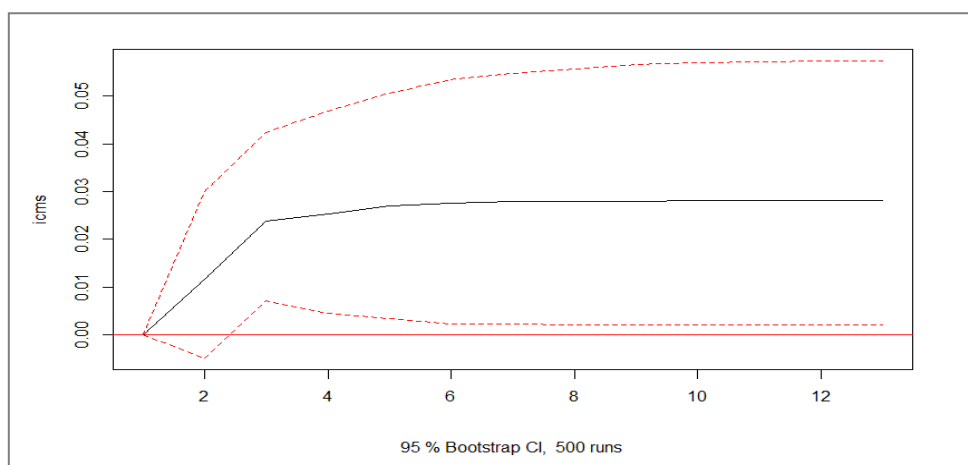


Figura 2  
Resposta do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) ao Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M)



Pode-se perceber que a resposta da arrecadação de ICMS é positiva e permanente tanto em relação à atividade econômica como em relação à inflação. Contudo, a variância da

arrecadação de ICMS é explicada, principalmente, pela própria arrecadação ao longo do tempo. Esse fato é corroborado pela decomposição da variância (Quadro 7).

Note-se que a variância do ICMS é explicada quase totalmente pelo próprio desempenho do ICMS. O nível de atividade econômica ajuda a explicar a variância do ICMS logo nos primeiros meses, porém a parcela estabiliza-se ao longo do tempo. O efeito da taxa de inflação, medida pelo IGP-M, sobre a variância do ICMS é crescente e relativamente pequena.

Quadro 7  
Decomposição da variância da arrecadação de ICMS

PERÍODOS	ICMS	IGP-M	IBCR-RS
1 mês	1,00	0,00	0,00
2 meses	0,88	0,01	0,12
3 meses	0,86	0,02	0,12
4 meses	0,84	0,03	0,13
5 meses	0,83	0,04	0,13
8 meses	0,80	0,06	0,14
11 meses	0,79	0,06	0,14
12 meses	0,79	0,06	0,14
24 meses	0,78	0,07	0,15
48 meses	0,77	0,08	0,15

Nota: Elaborado pelos autores.

O passo final é prever a arrecadação mensal do ICMS nominal (Quadro 8). Além do modelo VEC (1), têm-se as previsões do modelo VEC (2), de um modelo ETS (M, A, A) e de um modelo SARIMA (2, 1, 0) (2, 0, 0)<sub>12</sub> com constante.<sup>8</sup> O VEC (2) tem as mesmas especificações do VEC(1), e os modelos univariados apresentam o melhor ajuste segundo o critério de informação Akaike.<sup>9</sup> Tanto as previsões como os valores realizados estão em R\$ bilhões. No acumulado em três meses, em termos absolutos, o VEC (2) apresenta a menor diferença entre o realizado, R\$ 10,08 bilhões, e o valor previsto, R\$ 10,25 bilhões, tanto em termos de valores como em percentual. Nos acumulados em seis e 12 meses, também em termos absolutos, o modelo VEC (1) é o que apresenta as menores diferenças entre o previsto e o realizado, tanto em termos de valores como em percentual.

O modelo VEC (1) apresenta o melhor desempenho das previsões considerando as estatísticas, erro médio absoluto (EMA), erro absoluto percentual médio (EAPM) e U de Theil. Nos três períodos acumulados, a estatística U de Theil referente ao modelo VEC (1) é inferior a 1, indicando que a técnica de previsão é superior a um “método ingênuo”.

No acumulado de 12 meses, o valor previsto pelo VEC (1) é inferior ao valor realizado, contudo a subestimação de receita no total de R\$ 1,86 bilhão não representa um problema de maiores consequências para o tomador de decisão conservador em relação ao orçamento

<sup>8</sup> Hyndman *et al.* (2008b) apresentam uma introdução aos modelos ETS e comentam que a notação ETS (.,.,.) ajuda a lembrar a ordem na qual os componentes (erro, tendência e sazonalidade) são especificados. O modelo ETS (M, A, A) tem como componentes: erro multiplicativo, tendência aditiva e sazonalidade aditiva. ETS também pode ser considerado como uma abreviação de ExponentialSmoothing.

<sup>9</sup> Para mais detalhes sobre o procedimento, ver Hyndman e Khandakar (2008a) e Hyndman *et al.* (2008b). Os testes de diagnóstico dos resíduos indicam que os modelos considerados para a previsão não apresentam os ajustes adequados, porém, como o foco é a previsão do ICMS, a ênfase recaiu sobre as medidas de acurácia de cada modelo.

público, pois, conforme se discutiu na Introdução, na fase de elaboração do orçamento, as despesas manter-se-iam em níveis controláveis, e, na fase de execução, haveria reforço do caixa, podendo-se abrir créditos adicionais de modo a contemplar todas as áreas da administração pública estadual.

Quadro 8  
Valores realizados *versus* previstos

DISCRIMINAÇÃO	REALIZADO	VALORES PREVISTOS			
		ETS	SARIMA	VEC (1)	VEC (2)
Meses fora da amostra					
Jan./2021	3,53	3,33	3,31	3,60	3,57
Fev./2021	3,11	3,11	3,30	3,35	3,35
Mar./2021	3,44	3,09	3,25	3,35	3,32
Abr./2021	3,74	3,22	3,26	3,47	3,46
Mai./2021	3,41	3,08	3,08	3,38	3,38
Jun./2021	3,35	3,14	3,15	3,40	3,40
Jul./2021	3,51	3,19	3,20	3,40	3,39
Ago./2021	3,69	3,26	3,34	3,45	3,45
Set./2021	3,94	3,36	3,42	3,54	3,54
Out./2021	3,82	3,33	3,42	3,55	3,54
Nov./2021	4,05	3,45	3,61	3,65	3,64
Dez./2021	4,09	3,49	3,66	3,69	3,69
Acumulado em 3 meses	10,08	9,52	9,85	10,30	10,25
Diferença R\$ bilhões		-0,56	-0,23	0,22	0,17
Diferença em %		-5,54	-2,25	2,14	1,65
U de Theil		0,71	0,52	0,46	0,49
EAM		0,19	0,08	0,14	0,14
EAPM		5,36	1,94	4,16	4,19
Acumulado em 6 meses	20,58	18,95	19,35	20,54	20,48
Diferença R\$ bilhões		-1,63	-1,23	-0,04	-0,10
Diferença em %		-7,91	-5,99	-0,19	-0,48
U de Theil		1,08	0,95	0,54	0,56
EAM		0,27	0,21	0,13	0,13
EAPM		7,70	5,70	3,69	3,71
Acumulado em 12 meses	43,69	39,04	40,00	41,82	41,74
Diferença R\$ bilhões		-4,65	-3,69	-1,86	-1,95
Diferença em %		-10,64	-8,44	-4,27	-4,47
U de Theil		1,69	1,41	0,99	1,01
EAM		0,46	0,37	0,26	0,26
EAPM		11,00	11,00	6,88	6,96

Nota: Elaborado pelos autores.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo examinou a questão da previsão da receita de ICMS, focalizando o Estado do Rio Grande do Sul, sabendo-se do papel relevante que a previsão da receita tributária tem tanto no processo orçamentário como na formulação e na avaliação da política fiscal em nível regional.

Uma vantagem dos modelos de previsão propostos neste artigo é que eles vinculam claramente a arrecadação de ICMS às variáveis macroeconômicas, como a atividade econômica,

representada pelo IBCR-RS, e o nível geral de preços, representado pelo IGP-M. A inclusão dessas variáveis endógenas em um mesmo arcabouço permite que se obtenham previsões mais acuradas do que métodos “ingênuos”, que extrapolam o passado recente, bem como é superior aos modelos univariados como o ARIMA e aos modelos de elasticidade.

A análise de acurácia mostra que os modelos macroeconômicos multivariados apresentaram um desempenho melhor do que as demais previsões, podendo ser utilizados pelos tomadores de decisão na elaboração de suas propostas orçamentárias.

## REFERÊNCIAS

AUERBACH, A. J. On the performance and use of government revenue forecasts. **National Tax Journal**, Washington, DC, v. 52, n. 4, p. 767-782, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **SGS — Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 10 jul. 2021.

BARBOSA, F. H. Inflação, indexação e orçamento do governo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 41, n. 3, p. 251-273, jul.-set., 1987.

BLACK, C. **Modelo SARIMA de previsão para o ICMS no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Fazenda/RS, 2022a. (Textos para Discussão TE/RS, n. 20). Disponível em: [https://tesouro.fazenda.rs.gov.br/upload/1643376115\\_Artigo%20Modelo%20Sarima\\_Texto%20de%20Discussao.pdf](https://tesouro.fazenda.rs.gov.br/upload/1643376115_Artigo%20Modelo%20Sarima_Texto%20de%20Discussao.pdf). Acesso em: 15 maio 2022.

BLACK, C. **Modelo estrutural de previsão para o ICMS no Rio Grande do Sul Modelo SARIMA de previsão para o ICMS no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Fazenda/RS, 2022b. (Textos para Discussão TE/RS, n. 21). Disponível em: [https://tesouro.fazenda.rs.gov.br/upload/1643376139\\_Artigo%20Modelo%20Estrutural\\_Texto%20de%20Discussao.pdf](https://tesouro.fazenda.rs.gov.br/upload/1643376139_Artigo%20Modelo%20Estrutural_Texto%20de%20Discussao.pdf). Acesso em: 30 maio 2022.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CORVALÃO, E. D.; SAMORYL, R. W.; BRASIL, G. H. Forecasting the collection of the state value added tax (ICMS) in Santa Catarina: the general to specific approach in regression analysis. **Brazilian Journal of Operations & Production Management**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 1, p. 105-121, 2010.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

ENGLE, R.; GRANGER C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.



HERNÁNDEZ, B. C. M. **Um modelo econométrico da conta corrente do governo no Brasil — 1951/95**. Rio de Janeiro: [s. l.], 1998. (Texto para Discussão, n. 543).

HYNDMAN, R. KHANDAKAR Y. Automatic time series forecasting: the forecast package for R. **Journal of Statistical Software**, Chicago, v. 26, n. 3, p. 1-22, 2008a. Disponível em: <https://www.jstatsoft.org/article/view/v027i03>. Acesso em: 15 set. 2021.

HYNDMAN, R.; KOEHLER, A. B.; ORD, J. K.; SNYDER, R. D. **Forecasting with exponential smoothing: the state space approach**. Berlim: Springer, 2008b. Disponível em: <https://robjhyndman.com/expsmooth/>. Acesso em: 7 dez. 2021.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Albania**: selected issues. Washington, DC: IMF, 2016. (IMF Staff Country Reports, n. 143). Disponível em: <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2016/143/article-A003-en.xml>. Acesso em: 30 nov.2021.

JENKINS, G.; KUO, C.-Y.; SHUKLA, G. **Tax analysis and revenue forecasting**. [S.l.]: Harvard University, 2000. JDI Executive Programs.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.

JONUNG, L.; LARCH, M.; FAVERO, C. A.; MARTIN, P. Improving fiscal policy in the EU: the case for independent forecasts. **Economic Policy**, Cambridge, v. 21, n. 47, p. 491-534, 2006.

KEEREMAN, F. **The track record of the Commission Forecasts**. [S.l.: s.n], 1999. (Economic Papers, n. 137).

LEAL, T.; PÉREZ, J. J.; TUJULA, M.; VIDAL, J.-P. Fiscal forecasting: lessons from the literature and challenges. **Fiscal Studies**, New Jersey, v. 29, n. 3, p. 347-386, 2008.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. 2nd. ed. New York: Springer, 1993.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2006.

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

MATTOS, R. S. de. **Tendências e raízes unitárias**. Juiz de Fora: Universidade Federal de Juiz de Fora, 2021. Disponível em: [https://www.ufjf.br/rogerio\\_mattos/files/2018/05/Tendencias-e-Raizes-Unitarias.pdf](https://www.ufjf.br/rogerio_mattos/files/2018/05/Tendencias-e-Raizes-Unitarias.pdf). Acesso em: 31 maio 2021.

MOULIN, L.; WIERTS, P. **How credible are multiannual budgetary plans in the EU?** Rochester, NY: Social Science Research Network, 2006. (SSRN Scholarly Paper).

PFAFF, B. **Analysis of integrated and cointegrated time series with R**. New York: Springer-Verlag, 2006. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=urca>. Acesso em: 15 jun. 2021.

PFAFF, B. VAR, SVAR and SVEC models: implementation within R package vars. **Journal of Statistical Software**, Innsbruck, v. 7, n. 4, p. 1–32. 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i04>. Acesso em: 30 jun. 2021.

PORTUGAL, C. O.; PORTUGAL, M. S. Os efeitos da inflação sobre o orçamento do governo: uma análise empírica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 31, n. 2, abr.-jun., 2001.

SABAJ, E.; KAHVECI, M. **Forecasting tax revenues in an emerging economy**: the case of Albania. München: University Library of Munich, 2018. (MPRA Paper).

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, DC, v. 7, n. 2, p. 147-159, 1989.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

STRAUCH, R.; HALLERBERG, M.; HAGEN, J. VON. **Budgetary forecasts in Europe — the track record of stability and convergence programmes**. Frankfurt: European Central Bank, 2004. (Working Papers Series, 307).

WOLSWIJK, G. **Short-run and long-run tax elasticities**: the case of the Netherlands. Frankfurt: European Central Bank, 2007. (Working Papers Series, 763).

## APÊNDICE

### Quadro A.1

Testes de cointegração de Johansen para as séries não estacionárias  
(ICMS e IBCR-RS sem ajuste sazonal)

	ESTATÍSTICA DO TESTE TRAÇO	VALORES CRÍTICOS		
		10%	5%	1%
$r \leq 1$	8,24	10,49	12,25	16,26
$r = 0$	41,76	22,76	25,32	30,45

	ESTATÍSTICA DO TESTE MÁXIMO AU- TOVALOR	VALORES CRÍTICOS		
		10%	5%	1%
$r \leq 1$	8,24	10,49	12,25	16,26
$r = 0$	33,52	16,85	18,96	23,65

Nota: estimou-se o VEC (1) com constante fora do vetor de cointegração e com tendência linear dentro do vetor de cointegração, além das variáveis *dummy* sazonais.