

METODOLOGIAS ECONOMÉTRICAS ARMAX E VAR APLICADAS À ARRECADAÇÃO TOTAL DO ESTADO DE GOIÁS: UMA ANÁLISE DA ACURÁCIA PREDITIVA¹

Flávio Henrique de Sarmiento Seixas

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e mestre em Economia pela mesma instituição Especialista em Mercado de Capitais pela Escola Brasileira de Economia e Finanças – Fundação Getulio Vargas (EPGE-FGV) e em Gestão Pública pela Universidade Estadual de Goiás (UEG). Economista pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor titular e pesquisador da Universidade Paulista (UNIP). Gestor Fazendário (Secretaria de Economia do Estado de Goiás). Professor do mestrado profissional do Centro Universitário Alves Faria (UNIALFA).
E-mail: fhseixas@yahoo.com.br

Cleomar Gomes da Silva

Doutor em Economia pela Fundação Getulio Vargas – Escola de Economia de São Paulo (FGV-EESP) e pós-doutorado na Columbia University. Possui mestrado em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU), graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e graduação tecnológica em Computer Information Systems pelo Quinsigamond Community College (QCC), Worcester EUA. É professor e pesquisador do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, pesquisador associado do CNPq e Visiting Research Scholar da Columbia University, Nova York. E-mail: cleomargomes@gmail.com

1 Este artigo é resultado de pesquisa apoiada pelo Programa de Pesquisa Docente da UNIP. As opiniões expressas neste artigo são de responsabilidade dos autores e não refletem a posição das Instituições a que estão vinculados. Os autores também agradecem os comentários e sugestões de Mário Fernando de Sousa.

Resumo

Este artigo objetiva avaliar se a metodologia econométrica ARMAX oferece acurácia preditiva superior à consagrada metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) para estimar a variável Arrecadação Total Livre de Efeitos Extraordinários do Estado de Goiás. O período analisado é de janeiro de 2003 a dezembro de 2015 e, em ambas as metodologias, os modelos com melhores ajustes identificaram a variável Nível de Empregos Formais como estatisticamente significativa. Os principais indicadores de acurácia preditiva para o ano de 2015, Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE), resultou em 1,70% para o modelo de melhor ajuste da metodologia ARMAX e, em 3,11% para o equivalente VAR, resultados corroborados pelo indicador de Raiz Quadrada dos Erros Quadráticos Médios (RMSE), apontando a metodologia ARMAX com desempenho superior à última sobre este relevante aspecto.

Palavras-chave: Arrecadação total estadual; ARMAX; Vetores Autorregressivos (VAR).

1

INTRODUÇÃO

O tema previsão de receitas ampliou em importância a partir da crise financeira mundial de 2008, quando a arrecadação fiscal se revelou muito abaixo das previsões oficiais. Nos EUA, a previsão oficial da Agência de Orçamento do Congresso para as receitas federais, realizada a partir de janeiro de 2007, registrou erro de previsão de 7,8% em relação ao ano de 2008. Outros países registraram erros de previsão maiores, como foi o caso da Irlanda, cuja arrecadação das receitas ficou 15,4% abaixo do que previu o Departamento de Finanças em junho do ano anterior, cujas razões são de ordem macroeconômica (BUETTNER; KAUDER, 2010). Nos países da OCDE, os erros de previsões também foram significativos.

De forma similar à crise financeira internacional, a economia brasileira sofreu severa recessão iniciada no segundo trimestre de 2014. Foram doze trimestres consecutivos em que a atividade econômica variou negativamente pelo critério com ajuste sazonal (2014-2012 a 2017-2011). O governo federal, diante da “frustração de arrecadação” a partir de 2015, tentou inúmeras saídas para recompô-la, dentre elas a repatriação de recursos não declarados no exterior.

Os governos subnacionais enfrentam essa contingência em situação mais difícil. Sem mecanismos para ampliar o endividamento, veem suas receitas declinarem por duas vias distintas: i) pela arrecadação espontânea de seus principais tributos; ii) no volume de transferências da União. A situação de equilíbrio fiscal se deteriora rapidamente quando as despesas passam a subir proporcionalmente mais que o crescimento das receitas tributárias ou da arrecadação total.

Neste cenário desafiador, o desenvolvimento e a aplicação de modelos econométricos de previsão de arrecadação, adequados às peculiaridades de cada ente federativo, é altamente recomendável. Tais modelos ganharam espaço na agenda de estudos econômicos no Brasil a partir do final dos anos 1990 e, posteriormente, nos anos 2000, a partir da Lei Complementar n. 101, Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF (art. 11) (Brasil, 2000). Ter um método de previsão de arrecadação adequado contribui, inegavelmente, com o resultado fiscal que será obtido ao final do período, permitindo um melhor planejamento e controle das despesas e maior agilidade para contingenciá-las nos momentos que antecedem ciclos recessivos de arrecadação.

As principais técnicas de modelos estatísticos propostos para atender a tal impositivo legal são, majoritariamente, baseadas em duas metodologias científicas: multivariada ou univariada. A primeira busca identificar correlações entre a variável arrecadação e outras variáveis econômicas, modelos do tipo Vetores Autorregressivos e de Correção de Erros (VAR/VEC). A segunda entende que as séries históricas da arrecadação, por si só, guardam memória suficiente para expressar o adequado comportamento futuro da mesma. Encontram-se, nesta última, os modelos baseados na metodologia proposta por Box-Jenkins (2016), mais conhecidos como modelos autorregressivos, das classes ARMA ou ARIMA.

Este artigo propõe identificar um modelo que permita, ao final, realizar previsões para a arrecadação total do estado de Goiás, com base na metodologia ARMAX, também conhecida como modelo univariado híbrido. Esta metodologia tem como característica tratar a variável endógena de acordo com a metodologia univariada de Box-Jenkins (BJ), contudo, incluindo variáveis macroeconômicas exógenas no modelo. Como contraponto, os resultados obtidos serão confrontados com os fornecidos pela metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR).

Para cumprir com seus objetivos, este artigo, além desta breve introdução, está composto pela seção 2, em que é realizada a revisão da literatura internacional e nacional; a seção 3, em que é apresentada a metodologia ARMAX; a

seção 4, em que se apresentam as bases de dados; a seção 5, com os resultados e, finalmente, as conclusões na seção 6.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura internacional sobre o tema previsão de arrecadação de receitas é extensa e muito difundida. Coube a Bretschneider *et. al.* (1989) constatarem que a acurácia das previsões aumentava nos estados americanos em que eram realizadas por agências independentes, sendo ainda mais eficazes quando existia procedimento formal para competição e sendo menos eficazes em estados em que eram realizadas por assessores especialistas ou quando havia predominância política ou ideológica.

King (1995) expôs métodos alternativos para previsão e arrecadação utilizados a partir da década de 1950, principalmente no âmbito dos países da OCDE e dos EUA, cujos objetivos eram antecipar aos gestores o provável déficit a ser financiado, desde métodos mais simples, extrapolação linear, até os mais complexos, como metodologia Box-Jenkins ARIMA ou método das elasticidades, quando se supõem as mesmas com comportamento constante.

Os métodos utilizados pelo Tesouro do Reino Unido para preverem as Necessidades de Financiamento do Setor Público (NFSP) foram descritos por Pike e Savage (1998). Afirmam tratar de tarefa extremamente difícil porque as finanças públicas são altamente sensíveis aos ciclos econômicos e também porque as relações entre receitas e variáveis econômicas, como lucro, consumo, taxa de desemprego são muitas vezes complexas e de difícil previsão, elevando as margens de erro. Sugerem que as previsões devem ser usadas e apresentadas com cautela.

Dois fatores foram analisados por Auerbach (1999): a eficiência e os desvios de previsão. Com base nas previsões realizadas por duas agências oficiais americanas, além de uma agência privada, para dados colhidos entre 1986 e 1999, constatou que os desempenhos das agências oficiais não divergiram significativamente dos da agência privada. Outro dado: as séries de previsões pessimistas foram equilibradas por uma sequência ainda maior de previsões otimistas, resultando em considerável erro de previsão e diversas falhas em vários testes estatísticos.

Os motivos pelos quais os países em desenvolvimento apresentam previsões de arrecadação das receitas frequentemente bem superiores às efetivamente realizadas foram investigados por Danninger (2005). No trabalho, a ênfase foi dada aos problemas que decorrem da prática de desvios de previsões propositais, principalmente em relação aos custos gerados, pois essa prática impõe contingenciamento nos gastos e prejudica a credibilidade pública da execução orçamentária das despesas.

Para Boylan (2008), as previsões orçamentárias são construídas oficialmente de maneira tendenciosa, principalmente nos anos que antecedem as eleições. Para o ano exatamente seguinte ao da eleição, os orçamentos são muito otimistas, sobretudo se o governante estiver mal na disputa eleitoral. Analisando dados de 50 estados americanos (de 1982 a 2005), o autor concluiu que os déficits orçamentários foram de US\$ 27,00 *per capita* maior em anos eleitorais e de US\$ 26,00 *per capita* maior para os anos imediatamente posteriores às eleições.

Práticas de previsão de receitas em alguns países da OCDE foram analisadas por Buettner e Kauder (2010), entre 1995 e 2009. Constataram que a diferença entre o desempenho dos países está relacionada: i) às incertezas sobre os fundamentos macroeconômicos; ii) à estrutura dos impostos sobre a renda; iii) ao maior grau de independência na formulação das previsões – menor interferência governamental.

No Brasil, estudos que utilizam métodos estatísticos e econométricos para prever a arrecadação total de tributos ocuparam maior espaço nas publicações acadêmicas em fins dos anos 1990 e início da década de 2000. O interesse principal, para os entes federados, recaiu sobre a previsão de arrecadação do principal tributo estadual, o ICMS. Há interesse, também, na arrecadação total e, mais recentemente, na variável Receita Corrente Líquida (RCL), por ser referência nos principais limites impostos pela LRF. A Tabela 1, a seguir, resume os principais estudos, métodos econométricos, variáveis tratadas e resultados obtidos pelos pesquisadores brasileiros.

Tabela 1

Revisão da literatura nacional – Modelos de Previsão de Arrecadação

Autor	País/UF	Período	Técnica Econométrica	Resultados
Peceguini, E.E. (ESAF, monografia premiada, 2001)	SP	1995/1999	Comparação entre quatro metodologias: convencional, linha de tendência, decomposição clássica e modelo autorregressivo.	Decomposição Clássica (DC), linha de tendência e modelo autorregressivo se mostraram adequados, nesta ordem de preferência. DC não apresentou variações de erro acima de 5%.
Guaragna e Mello (2002)	RS e BR	Série de dados 1989/1998 Previsões: 1999/2001	Método próprio, não econométrico. Tratamento dos outliers. Busca de um comportamento o mais regular e homogêneo possível.	Entre 1999, 2000 e 2001, erros médios inferiores à meta de 2% estipulada. Mais eficiente que Rede Neural (3,85%); ARIMA (4,10%); Modelo Estrutural (5,82%).
Liebel, M. Jorge (UFRGS, 2004)	PR	1997/2002 – série maior; 2000/2002 – série menor	Regressão Linear Simples, Suavizações Exponenciais, Holt e Winters, Decomposição, Box-Jenkins (ARIMA e SARIMA).	Modelos de suavização exponencial com maior acurácia: série curta e mais recente, a Suavização de Holt foi a mais eficaz e, para a série completa de 72 meses, a Suavização de Winters aditivo foi a melhor.
Marques, C. A. G. & Uchoa, C. F. A. (2006)	BA	1994/2006	Série de arrecadação de ICMS estacionária com tendência determinística. Modelo univariado ARMA.	Modelo de tendência quadrática e com tendência linear acrescido de uma dummy foram os mais adequados.
Castanho, S. B. J. (UFES, 2011)	ES	2000/2009	Alisamento exponencial de Holt-Winters, Box-Jenkins, com análise de intervenção para detecção de mudança estrutural, modelo econométrico causal com estrutura dinâmica.	Alisamento exponencial de Holt-Winters apresentou melhores resultados no curto prazo (erro médio de 4/5% para 3/6 meses). No médio prazo, 3/12 meses, os modelos Box-Jenkins apresentaram bons resultados, porém inferiores aos de CP.
Clemente, A.; Clemente, L. T. (2011)	PR	2000 a 2011	Metodologia Box-Jenkins para modelar a série temporal do ICMS.	SARIMA (2,1,0)x(0,1,1)12 como o mais adequado para previsão.
Benelli, F. C. (UnB, 2013)	Brasil	2002/2010	Modelos ARIMA e multivariados (VAR e VEC), desagregados em grupos de despesas e de receitas. Funções impulso-resposta e previsões com RMSE, Raiz do Erro Quadrático Médio.	VAR/VEC mais eficiente para previsões na maioria dos grupos. ARIMA e VAR/VEC menores erros de previsão para Bens e Serviços. Total das Receitas, a modelagem multivariada mais eficiente em relação ao Método dos Indicadores.

(continua)

Tabela 1

Revisão da literatura nacional – Modelos de Previsão de Arrecadação (conclusão)

Autor	País/UF	Período	Técnica Econométrica	Resultados
Filho, F. X. S. (UFPR, 2014)	Municípios do estado do PR	2006/2012	Utilização do método estocástico de previsão Holt-Winters Aditivo e Multiplicativo.	Modelo de previsão Holt-Winters Aditivo e/ou Multiplicativo apresentaram melhores resultados. Municípios do Paraná.
Albuquerque et al. (2014)	Indústrias Siderúrgicas	2002/2010	ARMAX com “faturamento” como endógena e taxa de juros, PIB e inflação como variáveis exógenas.	Taxa de juros (SELIC) mostrou-se como a variável exógena de maior significância estatística no modelo, seguida de PIB e da inflação.
Cerqueira (2016)	Estados e DF	2003/2013	Comparação de diversos modelos univariados e multivariados, lineares e não lineares para prever a Receita Corrente Líquida (RCL).	O desempenho dos modelos univariados superou o dos multivariados. Estados que dependem mais de arrecadação própria do ICMS apresentaram melhores resultados.

Fonte: Elaborada pelos autores.

3

O MODELO ARMAX E O TRATAMENTO PARA SÉRIES TRIBUTÁRIAS

A metodologia a ser aplicada às séries tributárias goianas será baseada nos Modelos ARMAX, tal como desenvolvido em Wichern e Jones (1977), Dekimpe e Hannsens (1995), Bronnenberg e Wathieu (1996). A base do ARMAX, onde X é uma matriz de variáveis exógenas, é a clássica formulação Box-Jenkins (BJ), tecnicamente conhecida como ARIMA e suas extensões. A exigência para uma correta estimação ARIMA é a de que a série seja estacionária. A não estacionariedade pode ter duas origens: tendência determinística, também conhecida como Processo de Tendência Estacionária (PTE) ou presença de raiz unitária, conhecida como Processo de Diferença Estacionária (PDE). Inclusive, pode haver a presença de ambas. Identificar qual origem da tendência é fundamental, segundo Enders (2014). Caso a identificação seja de um Processo de Tendência Estacionária (PTE), o modelo a ser estimado será um ARMA, em razão de não ser necessário diferenciá-lo para torná-lo estacionário, mas, sim, remover a tendência determinística por MQO (BUENO, 2012). Um ARMA (p, q) pode ser descrito como:

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

Onde o índice p designa o número de defasagens da variável modelada, que corresponde à parte autorregressiva (AR) do modelo. O número de defasagens do termo de erro é designado pela letra q , sendo ε_t do tipo ruído branco, correspondendo à parte de médias móveis (MA).

Bratina e Faganel (2008) explicam que o ARMAX é um modelo univariado híbrido que inclui variáveis exógenas em um modelo ARMA, assumindo que essas variáveis não podem ser dependentes de variáveis endógenas, como ocorre nos modelos VAR. Para os autores, a grande vantagem do ARMAX é evitar as análises de séries temporais a partir dos complexos modelos multivariados das classes Vetores Autorregressivos de Médias Móveis (VARMA). Franses (1991) define o ARMAX como um modelo autorregressivo de médias móveis (ARMA) para uma variável dependente endógena com variáveis explanatórias exógenas (X), representando a possibilidade de todas as variáveis serem consideradas simultaneamente.

Bierens (1987), em um dos clássicos artigos sobre a metodologia ARMAX, a especificou como:

$$\left(1 - \sum_{s=1}^p \alpha_s L^s\right) y_t = \mu + \sum_{s=1}^q \beta'_s L^s x_t + \left(1 + \sum_{s=1}^r \gamma_s L^s\right) e_t \quad (2)$$

Nessa equação (2), L é o usual operador de diferenças, então $L^s y_t = y_{t-s}$ e $L^s x_t = x_{t-s}$ etc.; y_t é a variável a ser explicada (endógena) e x_t é um vetor k -dimensional das variáveis explanatórias e e_t são os distúrbios (ruído branco). A expressão do lado esquerdo da equação (2) é o componente AR do modelo. O segundo termo do lado direito representa a parte X do modelo (as variáveis exógenas) e a terceira expressão é o componente MA. A grande vantagem do modelo ARMAX, de acordo com Bierens (1987), é que ele pode permitir uma infinita estrutura de defasagens com uma parametrização parcimoniosa. Isso é possível se o *lag polynomial* em frente do e_t for invertível, o que o torna adequado para modelagens de séries temporais vetoriais sem impor, *a priori*, restrições prescritas pela teoria macroeconômica, modelos advogados e aplicados por Sims (1980, 1981) e Doan, Litterman e Sims (1983).

Cuidados devem ser tomados com as possibilidades em que os pacotes econométricos rodam o modelo ARMAX (p, q, X), onde o X é uma matriz de variáveis exógenas. Geralmente há duas especificações diferentes para representar processos com média diferente de zero, (3) e (4):

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^k \beta_k X_{t-1} \quad (3)$$

Ou,

$$y_t - m_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i (y_{t-i} - m_{t-1}) + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:

$$m_t = C + \sum_{i=1}^k \beta_k X_{t-1} \quad (5)$$

Em (3) há a vantagem de β_k poder ser imediatamente interpretado como o vetor de efeitos marginais das variáveis X_t sobre a média condicional de y_t . Sua estimação é realizada por meio do método da máxima verossimilhança condicional, diferentemente de (4) que é estimada pelo método da máxima verossimilhança exata. Pelo fato de apenas uma variável exógena ter sido identificada como significativa para o modelo, o que não implica supor independência entre mais de uma variável exógena, o método descrito em (4) é o utilizado na estimação do modelo proposto neste artigo.

4

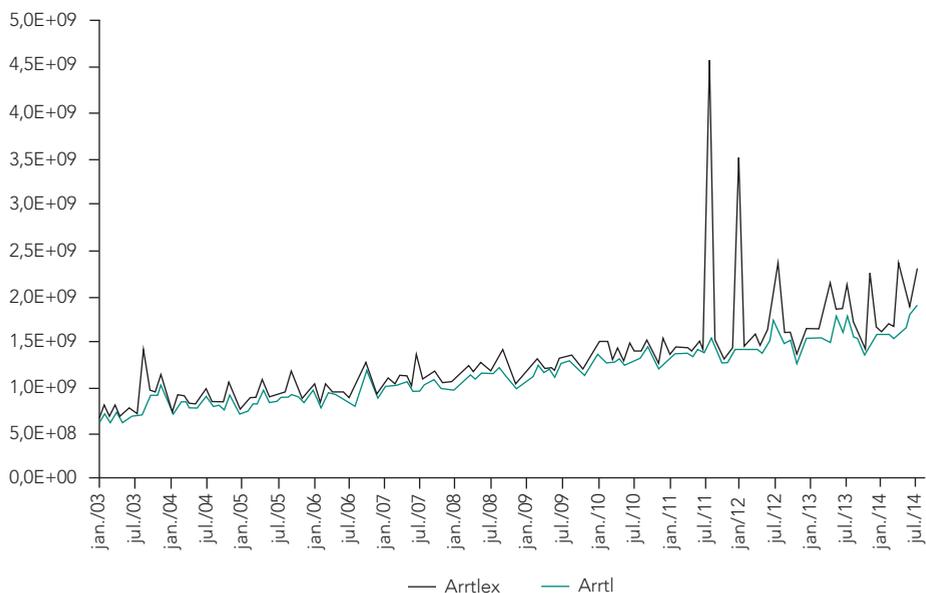
BASES DE DADOS

A variável objeto de previsão final é a Arrecadação Total Livre de Efeitos Extraordinários do Estado de Goiás (ARRTLEX), com a finalidade de criar condições para se prever a arrecadação total estadual, incluindo as transferências recebidas da União (ARRTL). O período de apuração dos dados compreende janeiro de 2003 a dezembro de 2014, em valores nominais. Primeiramente, para prever a arrecadação total livre dos efeitos extraordinários modificativos (aumentativos ou diminutivos), é necessário identificar os fatos que a desviaram de seu curso regular. Os principais fatos modificativos da ARRTL foram: receitas extras advindas dos contratos da dívida pública estadual interna e externa; frequentes Programas de Recuperação de Crédito; renegociações da folha de pagamentos e da administração das contas da administração pública; venda de ativos (CELG); restituições de pagamentos indevidos; receitas acumuladas e atrasadas de fundos constitucionais; restituições de pagamentos indevidos; outras contribuições econômicas; anistias; remunerações de depósitos de recursos não vinculados; ICMS espontâneo da CELG, entre outras. Dado isso, foi construída a série da variável Arrecadação Total Livre de Efeitos Extraordinários (ARRTLEX), que será a variável endógena do modelo ARMAX.

Conceitualmente, a arrecadação total (ARRTL) é o somatório da Receita Gerencial (ICMS, IPVA, ITCD e Outros Tributos), nas condições de pagamento *Espontâneo, Dívida Ativa e Ação Fiscal*, adicionada a “Outras Receitas”, onde constam, por exemplo, receitas de empréstimos, transferências da União, alienação de bens, juros e dividendos, além do Fundo de Proteção Social do Estado de Goiás (PROTEGE).

Figura 1

ARRTL e ARRTLEX deflacionadas pelo IGP-DI
(2003-2014 – R\$ Bilhões)



Fonte: SEFAZ/GO. Elaborada pelos autores.

A Figura 1 demonstra a necessidade de tratar a arrecadação total (ARRTL) em busca de uma faixa regular de arrecadação – associada às condições da atividade econômica – muito mais agravadas a partir de 2011. A inspeção visual demonstra que a série teve comportamentos distintos. No período compreendido entre o mês de janeiro de 2003 e fins de 2011, a arrecadação total goiana saiu da casa do R\$ 0,34 bilhão para R\$ 1,23 bilhão, em valores nominais, com crescimento gradual. A partir de então, uma série de eventos fez com que a arrecadação total do mês de dezembro de 2011 alcançasse a expressiva cifra de R\$ 3,88 bilhões. Dentre esses eventos podem ser citados: recebimento de Dívida Ativa da Energia Elétrica (R\$ 422 milhões) e de venda de ativos da CELG, adicionados à negociação da folha de pagamentos junto à Caixa Econômica Federal (CEF) (R\$ 1,74 bilhão). Nos meses seguintes, outros eventos fizeram com que a arrecadação total goiana apresentasse picos, distanciando-a de certa regularidade condizente com condições normais da atividade econômica. Neste caso, os principais eventos foram: i) programas de

recuperação de créditos de março a junho de 2010, de fevereiro a maio de 2011, de outubro a dezembro de 2012 e para o mesmo período para 2013; e, ainda, entre maio e dezembro de 2014; ii) além da captação de empréstimos internos (BNDES, linhas PROINVESTE e PSI) e externo (Banco do Brasil).

Para a construção de um modelo que retrate a arrecadação total mais imune a tais dificuldades de recolhimentos, devem ser extraídos da arrecadação total goiana os eventos extraordinários e de frequência imprevisível. Esse procedimento permitirá, *a posteriori*, injetar estimativas de receitas para os meses seguintes e conservará a arrecadação regular, livre dos eventos extraordinários, possibilitando melhores estimações para previsões. A *Arrecadação Total do Estado de Goiás livre de eventos extraordinários* (ARRTLEX) também está demonstrada na Figura 1, sendo possível observar que os picos correspondentes às arrecadações atípicas foram eliminados ou suavizados.

Quanto às variáveis econômicas exógenas,² as escolhidas para serem testadas são as que têm relação com a atividade econômica e podem afetar a arrecadação total. Todas as variáveis em frequência mensal e com ajuste sazonal. E o período compreende o mês de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. Foram as seguintes as variáveis selecionadas:

- i) Logaritmo do Índice de Atividade Econômica do Estado de Goiás (IBC-GO), base 100. Fonte: Banco Central do Brasil.
- ii) Taxa de Juros SELIC. Fonte: Banco Central do Brasil.
- iii) Taxa de Câmbio Livre – Dólar americano (venda). Banco Central do Brasil.
- iv) Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), em taxa percentual. Fonte: Fundação Getulio Vargas (FGV).
- v) Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), em taxa percentual. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- vi) Logaritmo do Nível de Empregos Formais em Goiás. Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED). Fonte: Ministério do Trabalho e Previdência Social.

2 Quando a tendência determinística é modelada junto com o modelo ARMA (p, q), utilizando a tendência temporal como variável, esta também é uma variável exógena do modelo.

5

RESULTADOS DA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Inicialmente, para a correta aplicação da metodologia ARMAX, são realizados os testes ADF e KPSS para identificar a presença ou não de raiz unitária em todas as séries. O teste ADF rejeitou a presença de raiz unitária, até mesmo a 1% de significância, para a variável endógena ARRTLEX. O teste KPSS validou os resultados ao não rejeitar estacionariedade para o processo em todos os níveis de significância aceitáveis, sinalizando que a série não apresenta raiz unitária. Contudo, há fortes indícios de tendência determinística. Por meio do teste ADF, foi possível verificar que a tendência linear da série ARRTLEX foi significativa a 1%. Os dados estão sintetizados na Tabela 2, que inclui, também, os resultados das variáveis exógenas.

Tabela 2

Testes ADF, KPSS e Zivot e Andrews (2002) (ZA) para raiz unitária

Variáveis	Log (Sim/Não)	ADF					KPSS			Zivot & Andrews
		Estat. teste	Defasagem	Rejeita H_0 ?	Tend. Linear Significativa?		Estat. teste	Defasagem	Rejeita H_0 ?	Rejeita H_0 ?
					5%	1%				
ARRTLEX	Sim	-7,89	1	Sim	Sim	Sim	0,087	3	Não	-
IGP-DI	Não	-5,14	2	Sim	Não	Não	0,049	6	Não	-
IPCA	Não	-4,71	8	Sim	Não	Não	0,170	5	Sim	-
SELIC	Não	-2,03	12	Não	Sim	Sim	0,209	9	Sim	Não
Tx. Câmbio	Não	-1,54	0	Não	Não	Não	0,346	9	Sim	Não
IBC br GO	Sim	-3,40	0	Não	Sim	Sim	0,191	8	Sim	Não
Emprego	Sim	0,15	1	Não	Não	Não	0,159	9	Sim	Não

Valores críticos a 5% de significância: ADF = 3,44 e KPSS = 0,148. Para o Teste ADF, rejeitar H_0 significa rejeitar raiz unitária; para o Teste KPSS, rejeitar H_0 significa rejeitar estacionariedade. A escolha do *lag* foi a que gerou o menor AIC para o teste ADF. Para o teste KPSS, a seleção foi automática pelo *software* Eviews.

Fonte: Elaborada pelos autores.

No entanto, sabe-se que o teste ADF possui baixo poder quando há quebra estrutural, o que quer dizer que o teste tem dificuldade em rejeitar a hipótese nula mesmo quando ela é falsa. A fim de corroborar os resultados obtidos nos testes de raiz unitária tradicionais, ADF e KPSS, realizou-se também o teste de Zivot e Andrews (ZA), por meio do *software* R, o qual possui como hipótese nula a presença de raiz unitária e, como hipótese alternativa, estacionariedade com quebra ou no nível ou no intercepto ou em ambas, a depender da especificação escolhida. O teste foi realizado apenas para as séries em que não rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária do teste ADF, sendo elas: CÂMBIO, EMPREGO, IBC-GO e SELIC.

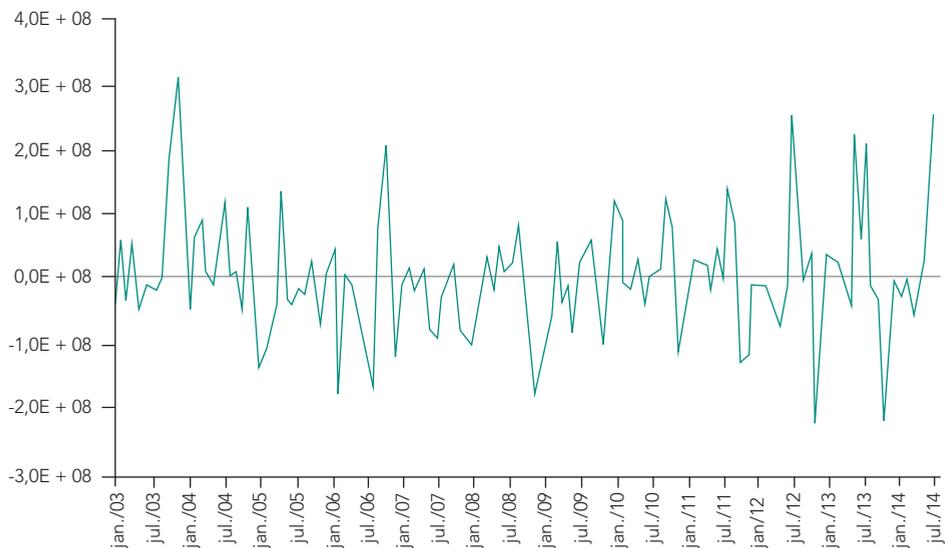
Para a variável EMPREGO a especificação mais adequada foi a que considera quebra apenas no intercepto. Já para a variável CÂMBIO, o teste foi estimado utilizando especificação que considera tanto quebra estrutural no nível quanto no intercepto. Em ambas as situações os testes não rejeitaram a hipótese nula ao nível de 10% de significância, corroborando as conclusões obtidas via teste ADF e, também, pelo teste KPSS. Para as variáveis IBC-GO e SELIC, estimou-se, respectivamente, os testes com quebra no intercepto e intercepto e nível. Nesses dois casos, o teste não rejeita a hipótese nula ao nível de 1% de significância. Nota-se, então, convergência entre os resultados encontrados via teste ZA, utilizando nível de significância mais rigoroso, com os obtidos via teste ADF e KPSS.

Para confirmar se a série ARRTLEX apresenta tendência determinística, foi realizada estimação, por meio de um MQO, conforme indicado em Bueno (2012), utilizando a tendência linear como uma das regressoras. O resultado confirmou que a tendência é estatisticamente significativa (1%), reforçando a hipótese de que a série ARRTLEX siga um Processo de Tendência Estacionária (PTE), determinístico, e não um Processo de Diferença Estacionária (PDE), estocástico. O passo seguinte foi a extração dos resíduos da regressão, originando uma série estacionária e sem tendência determinística.

A Figura 2 retrata o comportamento da série gerada dos resíduos de *log* de ARRTLEX. Uma nova aplicação do teste ADF confirmou que se trata de uma série estacionária em torno de uma tendência determinística (PTE).

Figura 2

Resultados da regressão da tendência determinística

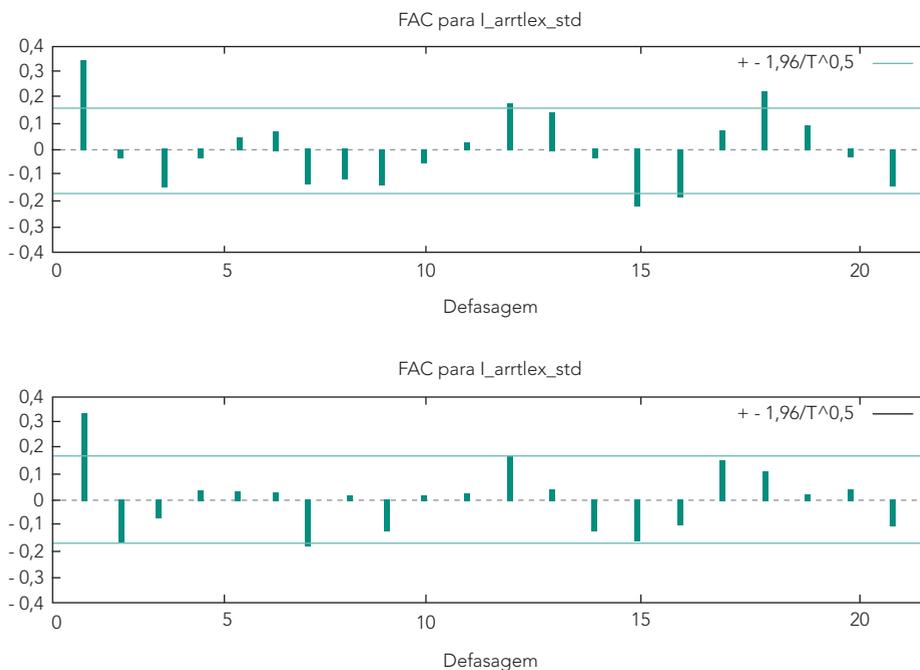


Fonte: SEFAZ-GO. Elaborada pelos autores.

A partir da série estacionária dos resíduos foram gerados os correlogramas com o objetivo de identificar as ordens de defasagens do componente autor-regressivo (p) e do componente de médias móveis (q). Para encontrar as ordens “ p ” e “ q ” do modelo foram observadas a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) da variável ARRTLEX estacionária em logaritmo, apresentadas na Figura 3.

Figura 3

Funções FAC e FACP dos resíduos da regressão da tendência determinística



Fonte: Software Gretl.

A FAC e FACP, para a série em análise, são truncadas na primeira defasagem, indicando, a princípio, que a série possui componentes autorregressivos e de média móvel. Após os testes de ordem para as funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP), os modelos que geraram resíduos “ruído branco” foram da classe ARMA “degenerado” com ordem 7 para o componente autorregressivo p , com um ou dois componentes de média móvel (q igual a 1 ou 2), com a inclusão de *dummies* temporais para modelar a sazonalidade da variável endógena.

Relativamente às variáveis econômicas exógenas, os resultados dos testes ADF e KPSS também estão apresentados na Tabela 2, juntamente com os testes de significância estatística para a variável de tendência linear. O teste KPSS confirmou o teste ADF para as seguintes variáveis: IGP-DI, Taxa de juros SELIC, Taxa de Câmbio, Índice de Atividade Econômica regional (IBC Br GO) e Nível de Empregos Formais. O mesmo teste não confirmou, apenas, para o

Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), sendo, também, inconclusivo para a presença (ou não) de raiz unitária. Quanto à tendência, a série do IPCA também não revela ser determinística para nenhum dos níveis de significância aceitáveis. A série para o IGP-DI não acusou presença de raiz unitária nem de tendência determinística, apresentando-se como série estacionária em nível. A taxa de juros SELIC e o Índice de Atividade Econômica regional (IBC-Br GO) apresentaram resultados semelhantes entre si: presença de raiz unitária associada à tendência determinística linear – processo misto. Para retirar a tendência temporal, foi utilizado um polinômio temporal de ordem 2 (linear e quadrático) para o IBC-Br e, para a taxa SELIC, somente, a tendência linear como regressor do MQO.

Na sequência, foi realizada a diferenciação da série “Atividade Econômica”, porém esta ainda apresentou tendência quadrática significativa. Contudo, ao extrair a tendência determinística linear e quadrática por meio de um MQO, os resíduos se mostraram estacionários. As séries da “Taxa de câmbio” e do “Nível de Empregos Formais” também apresentaram resultados semelhantes entre si: presença de raiz unitária, porém, com ausência de tendência determinística linear.

Foram testadas várias combinações de modelos entre todas as variáveis exógenas, demonstrados na Tabela 3, e os que apresentaram resultados significativos foram os que incluíam, unicamente, a tendência como variável exógena e os modelos que conjugavam as variáveis econômicas exógenas “Nível de Empregos Formais” e “Atividade Econômica” (IBC Br GO) à tendência (linear).

Tabela 3

Resultados comparativos de modelos selecionados

Modelo	Variável Exógena	Critério de Inf. Schwarz	Teste normal. (JB) p valor	Teste ARCH p valor	Estatística teste (Ljung Box) – Autocorrelação
1 – ARMAX [(0,7);2] com <i>time</i> linear	d_log_EMPREGO; log_IBC-GO	318,28	0,84	0,22	7,67
2 – ARMAX [(0,7);1] com <i>time</i> linear	d_log_EMPREGO; log_IBC-GO	-322,27	0,89	0,19	8,93
3 – ARMAX [(0,7);1] com <i>time</i> linear	d_log_EMPREGO	-323,80	0,62	0,32	9,38
4 – ARMAX [(0,7);1] com <i>time</i> linear	Sem Variável exógena*	-319,71	0,63	0,42	6,11

* Nenhuma das variáveis econômicas exógenas.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Observando que o modelo ARMAX é um modelo híbrido, a sazonalidade das variáveis econômicas exógenas foi retirada aplicando o procedimento X12 ARIMA.³ Por outro lado, a sazonalidade da variável endógena ARRTLEX foi tratada com a inclusão de *dummies* sazonais como regressoras do modelo.⁴ Para evitar o problema da regressão espúria, todas as séries foram estacionarizadas, ou pela diferenciação ou pela regressão via MQO.

Os modelos apresentaram ordens 1 ou 2 no componente de média móvel e, no componente autorregressivo, foram utilizadas defasagens específicas de ordens 7 para eliminar resíduos significativos. Modelos com essas características são denominados modelos degenerados.

Após testes de diversos modelos candidatos, aqueles que apresentaram melhores ajustes foram:

- i) ARMAX ([0,7];1) com tendência linear como variável exógena; ii) ARMAX ([0,7];1) com tendência linear e a variável “Nível de Empregos Formais” como variáveis exógenas; iii) ARMAX ([0,7];1) com tendência linear e variáveis “Nível de Empregos Formais” e “Atividade Econômica” como exógenas; e, iv) ARMAX ([0,7];2) com tendência linear e variáveis “Nível de Empregos Formais” e “Atividade Econômica” como exógenas.

Todos os modelos apresentados na Tabela 3 estão aptos a serem testados para a previsão da ARRTLEX e, por decorrência, da arrecadação total estadual. O teste de normalidade dos resíduos (Jarque Bera), apontou que em todos os quatro modelos candidatos os resíduos seguem distribuição aproximadamente normal. O teste ARCH para identificar sinais de heterocedasticidade nos resíduos apontou para a não rejeição da hipótese nula de homocedasticidade dos mesmos, em todos os modelos. O teste *Ljung Box*, para autocorrelação dos resíduos, também não identificou resíduos autocorrelacionados em nenhum deles. Vale registrar que, exceto no modelo 2, em que as variáveis econômicas exógenas foram significativas a 10%, nos modelos 1 e 3, todas as variáveis exógenas econômicas foram significativas a, pelo menos, 5%.

Para comparar a acurácia dos modelos selecionados apresentados, foram utilizadas três medidas de erro para as previsões geradas: o erro anual, muito

3 Exceto da série da Atividade Econômica regional (IBC-Br GO), que se utilizou da própria série já ajustada sazonalmente pelo Banco Central do Brasil.

4 Vale ressaltar que, de modo formal, as *dummies* sazonais também são consideradas variáveis exógenas no modelo ARMAX.

utilizado para fins orçamentários, a média dos erros absolutos percentuais (MAPE), medida utilizada em grande parte dos estudos referenciados e a Raiz Quadrada dos Erros Quadráticos Médios (RMSE). De acordo com Melo (2001), quando erros altos de previsão são inaceitáveis, a medida de erro recomendada é a RMSE. Por isso, para confirmar os resultados das previsões fora da amostra (ano de 2015) dos respectivos modelos, os resultados do MAPE foram confrontados aos RMSE. O MAPE anualizado foi calculado segundo a fórmula definida como:

$$e_{anual} = \left(\left(\sum_1^{12} \hat{y}_t - \sum_1^{12} y_t \right) / \sum_1^{12} y_t \right) * 100 \quad (6)$$

E, o RMSE:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum e_t^2}{n}} \quad (7)$$

Tabela 4

Erros de previsão dos modelos ARMAX selecionados – 2013-2015

Modelo	Variável Exógena	Erro anual 2013	MAPE 2013	Erro anual 2014	MAPE 2014	Erro anual 2015	MAPE 2015	RMSE 2015
1 – ARMAX [(0,7);2] com tendência linear	d_log_EMPREGO; log_IBC-GO	-0,231%	0,037%	0,889%	0,038%	-6,537%	6,564%	90.966
2 – ARMAX [(0,7);1] com tendência linear	d_log_EMPREGO; log_IBC-GO	-0,175%	0,038%	0,858%	0,037%	-6,150%	6,172%	88.636
3 – ARMAX [(0,7);1] com tendência linear	d_log_EMPREGO	-0,310%	0,039%	1,802%	0,035%	-1,015%	1,700%	61.612
4 – ARMAX [(0,7);1] com tendência linear	Sem Variável exógena*	0,031%	0,038%	3,355%	0,042%	3,061%	3,071%	73.278

* Nenhuma das variáveis exógenas testadas: SELIC, IBC GO, Taxa de Câmbio, IGP DI e Nível de Empregos Formais.

Fonte: Elaborada pelos autores.

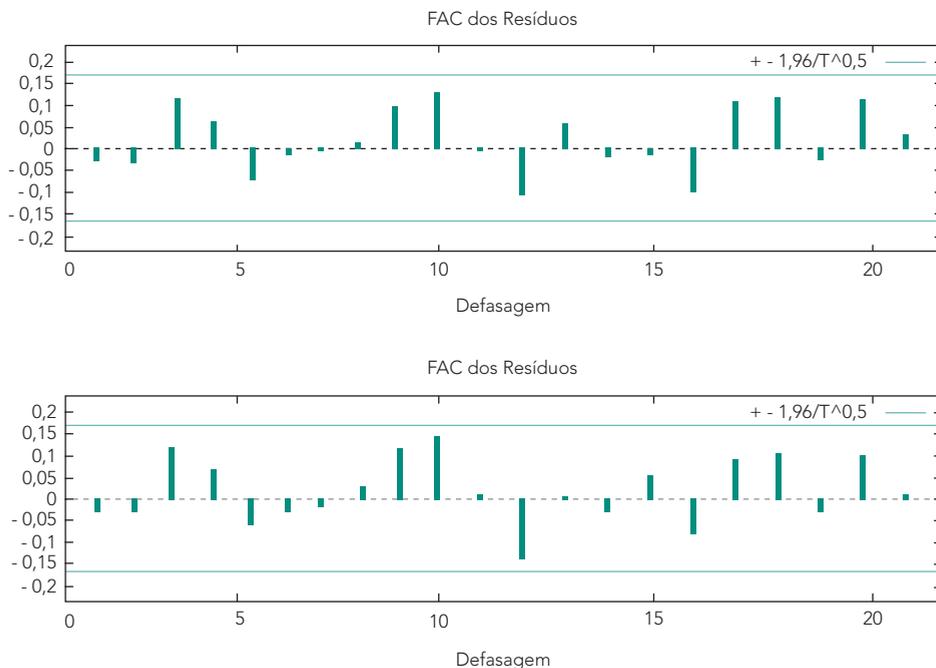
A Tabela 4 apresenta os erros para os respectivos modelos nos anos de 2013 a 2015. Nos dois primeiros anos, a previsão se dá dentro do período da amostra. Em 2015, a previsão é a gerada pelos modelos. Pode-se observar que os erros anuais, em 2013, para os modelos com e sem variável exógena, foram muito baixos, pois variaram no intervalo de -0,310% a 0,031% e, para o ano de 2014, o intervalo registrado foi de 0,858% a 3,35%. Os MAPE foram ainda menores em ambos os anos: a variação entre os modelos nos dois anos, 2013 e 2014, foi mínima. Em 2013, variou do menor valor (0,037%) ao maior (0,039%). No ano de 2014, os MAPE variaram entre 0,035% e 0,042%. Os erros de previsão gerados pelos modelos para o ano fora da amostra (2015) é que foram superiores: os erros anuais variaram entre -1,015% e -6,537% e o MAPE variou entre 1,70% e 6,564%. O modelo ARMAX [(0,7),1] com a variável exógena econômica Nível de Empregos Formais foi o que apresentou os menores erros de previsão, tanto para o período dentro da amostra (2013-2014) como para 2015, que é o de realização das previsões para a arrecadação goiana. O desempenho de ambos os melhores modelos, 3 e 4, foi confrontado com a medida da Raiz Quadrada dos Erros Quadráticos Médios (RMSE), confirmando os melhores desempenhos para ambos, bem como a mesma ordenação de sequência de desempenho para todos os modelos.

Dois aspectos merecem ser mencionados: 1) os modelos com a inclusão de duas variáveis econômicas exógenas (Emprego e IBC GO), modelos 1 e 2, registraram MAPE e RMSE maiores que os outros dois modelos (3 e 4) para o ano de 2015. O modelo 4, por exemplo, sem inclusão de variável econômica exógena foi o segundo melhor em termos de ajuste; 2) o modelo 3, com a inclusão apenas da variável econômica exógena “Nível Formal de Empregos” foi capaz de fornecer excelente previsão em relação à ARRTLEX efetiva, considerando que no ano de 2015 houve forte frustração de arrecadação das receitas estaduais e da redução significativa de muitas rubricas de transferências da União que, conjuntamente, fizeram com que a arrecadação total das receitas estaduais registrasse crescimento real negativo, fato este inédito na série histórica.

A FAC e FACP para os resíduos do modelo com melhor acurácia preditiva se comportaram dentro do intervalo de confiança, indicando que o modelo resultou em resíduos ruído branco, conforme apresentado na Figura 4, a seguir.

Figura 4

Resíduos do modelo com menores erros de previsão



Fonte: Software Gretl.

5.1 PREVISÕES DA MODELAGEM VAR

Com o objetivo de verificação da eficiência dos modelos preditivos gerados pela metodologia ARMAX, foi aplicada a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) às variáveis em estudo. Embora na metodologia ARMAX as variáveis econômicas sejam consideradas como exógenas e no modelo VAR essas mesmas variáveis sejam tratadas como endógenas, sendo seus valores prospectivos gerados a partir do próprio processo recursivo, a comparação entre ambas as metodologias é pertinente, pois o que se busca é oferecer um ferromental que forneça os menores erros de previsão para a arrecadação das receitas estaduais, de forma a atender às exigências do processo orçamentário brasileiro, no caso, aqui tratado para uma específica unidade subnacional, o estado de Goiás. Desse ponto de vista, interessa aos gestores encontrar e utilizar a melhor metodologia, caso a caso.

O processo iniciou-se com a seleção das variáveis a serem incluídas no sistema. Além da série de arrecadação que será prevista (ARRTLEX), foram escolhidas mais três variáveis: uma para a atividade econômica, lado da oferta (IBC Br GO); uma variável para a óptica da renda, nível de emprego; e uma para captar a atividade econômica de forma antecipada, a taxa Selic.

Os testes de ordem de integração foram os mesmos realizados para o modelo ARMAX. Conforme demonstrado na Tabela 1, as variáveis SELIC, IBC Br GO e Nível Formal de Empregos são I (1) e a variável ARRTLEX, embora não indique presença de Raiz Unitária, apresenta tendência determinística. Dessa forma, o modelo VAR proposto contempla a variável *tendência* como exógena e as demais como endógenas. Além disso, os testes foram realizados com a inclusão de uma constante.

Os resultados das equações do modelo VAR para o conjunto das variáveis, com uma defasagem, permitiram concluir que as variáveis “taxa SELIC” e “IBC Br GO” não exercem influência nas demais ao nível de 10% de significância. Por outro lado, as variáveis ARRTLEX, EMPREGO e *tendência* foram significativas, ao menos ao nível de 5% de significância, revelando mútua influência entre elas nas diversas equações. Entretanto, esse modelo generalizado revelou indícios de autorrelação nos resíduos quando submetido ao teste *Ljung-Box*. A realização de testes com o aumento do número de defasagens, também revelou perda de significância estatística para as variáveis em questão.

A partir das observações e conclusões sobre o modelo generalizado, foram realizados diversos testes com combinações restritas entre as variáveis acima. Os resultados sugeriram quatro modelos para efeito de comparação da eficiência preditiva com o da modelagem ARMAX.

Tabela 5
Características e Estatísticas dos Modelos VAR Selecionados

Modelo	Variável Endógena	AIC	SWZ	HQ	DW	R ² ajustado	p-valor (teste F)	p-valor (Ljung-Box)
1 – VAR com 1 defasagem	L_ARRTLEX	-2,3728	-2,3107	-2,3476	1,8611	0,9181	9,31E-73	0,452
2 – VAR com 2 defasagens	L_ARRTLEX	-2,3823	-2,2990	-2,3485	1,9675	0,9185	1,39E-69	0,452

(continua)

Tabela 5

Características e Estatísticas dos Modelos VAR Selecionado (conclusão)

Modelo	Variável Endógena	AIC	SWZ	HQ	DW	R ² ajustado	p-valor (teste F)	p-valor (Ljung-Box)
3 – VAR com 1 defasagem	L_ARRTLEX + d_L_EMPREGO	-11,8240	-11,6567	-11,7560	1,9605	0,9213	5E-72	0,111; 0,688
4 – VAR com 2 defasagens**	L_ARRTLEX + d_L_EMPREGO	-11,8835	-11,6326	-11,7816	1,9711	0,9265	6E-73	0,24; 0,689

* A tendência determinística foi modelada como variável exógena nos modelos.

** Teste “Q-quadrado” de razão de verossimilhança rejeitou a hipótese nula para a maior defasagem ser 1.

AIC, SWZ, HQ: testes de critério de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em todas as equações dos sistemas dos modelos testados da Tabela 5, o teste de autocorrelação dos resíduos (*Ljung-Box*) não rejeitou a hipótese nula para resíduos não correlacionados, sinalizando para que estes sejam ruído branco. Com base no resultado dos quatro modelos selecionados, conclui-se que todos eles apresentaram resultados estatisticamente satisfatórios. Dentre eles, é possível apontar o Modelo 4 – que inclui como variáveis endógenas a ARRTLEX e o Nível Formal de Empregos, com duas defasagens – como o modelo de melhor ajuste, distinguindo-se do Modelo 3 pelos melhores resultados nos testes de Durbin-Watson, Coeficiente de Correlação Ajustado (R^2) e em dois dos três critérios de seleção do modelo, Akaike e Hannan-Quinn.

Após gerada a previsão da ARRTLEX, com base nos quatro modelos selecionados, foi possível apurar os Erros Percentuais Absolutos Médios (MAPE) e a Raiz Quadrada dos Erros Quadráticos Médios (RMSE), como indicadores de eficiência na medida de previsão, conforme realizado para o modelo ARMAX. Como pode ser verificado na Tabela 6, o Modelo 4 apresentou os menores MAPE para os anos comparativos dentro da amostra (2013 e 2014) e o menor MAPE e menor RMSE para a previsão realizada para o ano de 2015 (3,113% e 94.549, respectivamente). Comparativamente com o resultado alcançado pelo modelo ARMAX, no entanto, o melhor modelo VAR apresentou eficiência preditiva inferior ao modelo de melhor ajuste ARMAX – Modelo 3 da Tabela 3 – que apresentou MAPE para o ano de 2015 de 1,70% e

RMSE de 61.612. Apresentou, também, resultado ligeiramente menos eficiente que o segundo melhor modelo da classe ARMAX, o Modelo 4 (MAPE de 3,071% e RMSE de 73.278). Vale registrar que, por ambas as metodologias, ARMAX e VAR, os modelos que conjugaram as variáveis ARRTLEX e Nível Formal de Empregos foram os que apresentaram os melhores resultados de testes estatísticos, melhores ajustes e melhores eficiências preditivas.

Tabela 6

Erros de Previsão dos Modelos VAR Selecionados – 2013 a 2015

Modelo	Variável Endógena	Erro anual 2013	MAPE 2013	Erro anual 2014	MAPE 2014	Erro anual 2015	MAPE 2015	RMSE 2015
1 – VAR com 1 defasagem	ARRTLEX	-0,130%	0,049%	2,468%	0,054%	3,306%	5,085%	103.053
2 – VAR com 2 defasagens	ARRTLEX	-0,189%	0,048%	2,988%	0,055%	3,118%	4,852%	102.845
3 – VAR com 1 defasagem	ARRTLEX + EMPREGO	-0,348%	0,048%	1,338%	0,049%	2,278%	4,081%	96.848
4 – VAR com 2 defasagens	ARRTLEX + EMPREGO	-0,789%	0,048%	0,911%	0,047%	1,115%	3,113%	94.549

* A tendência determinística foi modelada como variável exógenas nos modelos. RMSE em milhares.

Fonte: Elaborada pelos autores.

6

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo apresentou uma técnica de previsão da arrecadação total estadual (Goiás), a partir do conceito de prevê-la compensando os efeitos extraordinários que a desvia de seu curso regular. Utilizando a metodologia econométrica denominada ARMAX – modelo autorregressivo de médias móveis (ARMA) para uma variável dependente endógena com variáveis explanatórias exógenas (X) –, foi identificado um modelo, dentre quatro selecionados, cujas medidas de erro anual, Média dos Erros Absolutos Percentuais (MAPE) e Raiz Quadrada dos Erros Quadráticos Médios (RMSE) foram a de menor impacto.

Tal modelo gerou boas previsões para a ARRTLEX – erro de 1,70% (MAPE) para o ano de 2015.

Para efeito de comparação de desempenho entre metodologias univariadas e multivariadas, conforme explorado em Cerqueira (2016), foi realizado procedimento equivalente por meio da metodologia Vetores Autorregressivos (VAR). Para as variáveis aqui testadas, no período compreendido entre 2003 e 2015, os resultados apontaram para maior eficiência preditiva da metodologia ARMAX. O acompanhamento, aprimoramento e a reaplicação dessa técnica, para os próximos anos, proporcionará, gradativamente, melhor conhecimento para prever a arrecadação total do estado de Goiás, além de servir de subsídio para outras unidades da federação que tenham características similares à arrecadação goiana.

ARMAX AND VAR ECONOMETRIC METHODOLOGIES APPLIED TO TOTAL TAX COLLECTION IN THE STATE OF GOIÁS: A PREDICTIVE ACCURACY ANALYSIS

Abstract

This paper aims to evaluate if the ARMAX econometric methodology offers predictive accuracy superior to the Autoregressive Vectors (VAR) methodology to estimate the Total Revenue free of extraordinary effects of the State of Goiás. The period analyzed is from January 2003 to December 2015 and, in both methodologies, the models with better adjustments identified the variable Formal Employment Level as statistically significant. The main predictive accuracy indicators for the year 2015, the Mean Absolute Percentage Error (MAPE), resulted in 1.70% for the best model of the ARMAX methodology and 3.11% for the correspondent VAR, results corroborated by the indicator of Square Root of Mean Squared Errors (RMSE), pointing to the ARMAX methodology as superior performance to the last one on this important aspect.

Keywords: State total revenue; ARMAX; Autoregressive vectors.

Referências

- ALBUQUERQUE, P. H. M.; COSTA, L. da; MALUF, S. Y. S. Estimação da influência de variáveis macroeconômicas sobre o faturamento de organizações siderúrgicas usando o ARMAX. *Revista Gestão & Produção*, São Carlos, v. 21, n. 3, 2014. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0104-530X33012>. Acesso em: 20 nov. 2017.
- AUERBACH, A. J. On the performance and use of government revenue forecasts. *National Tax Journal*, v. 52, n. 4, p. 765-782, 1999.
- BENELLI, F. C. *Previsão da Receita Federal por base de incidência*. 2013. 126 f. UnB, 2013, Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) – Universidade de Brasília, Brasília, 2013.
- BIERENS, H. J. ARMAX model specification testing, with an application to unemployment in the Netherlands. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 35, n. 1, p. 161-190, 1987. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90086-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90086-8). Acesso em: 10 dez. 2017.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C.; LJUNG, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. 5. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2016. (Wiley Series in Probability and Statistics).
- BOYLAN, R. T. Political distortions in state forecasts. *Public Choice*, n. 136, p. 411-427, 2008.
- BRETSCHNEIDER, S. I.; GORR, W. L.; GRIZZLE, G.; KLAY, E. Political and organizational influences on the accuracy of forecasting state government revenues. *International Journal of Forecasting*, Elsevier, v. 5, n. 3, p. 307-319, 1989. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(89\)90035-6](https://doi.org/10.1016/0169-2070(89)90035-6). Acesso em: 10 dez. 2017.
- BRASIL. *Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000*. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade social na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília. *Diário Oficial da União*, Brasília, 5 maio 2000.
- BRATINA, D.; FAGANEL, A. Forecasting the primary demand for a beer brand using time series analysis. *Organizacija*, v. 41, n. 3, p. 116-124, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.2478/v10051-008-0013-7>. Acesso em: 10 dez. 2017.
- BRONNENBERG, B. J.; WATHIEU, L. Asymmetric promotion effects and brand positioning. *Marketing Science*, INFORMS, v. 15, n. 4, p. 379-394, 1996. Disponível em: <https://doi.org/10.1287/mksc.15.4.379>. Acesso em: 10 dez. 2017.
- BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- BUETTNER, T.; KAUDER, B. *Revenue forecasting practices: differences across countries and consequences for forecasting performance*. Ed. rev. Munique: Institute of Economic Research, 2010.
- CASTANHO, B. J. S. *Modelos para previsão de receitas tributárias: o ICMS do Estado do Espírito Santo*. 2011. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2011.

CERQUEIRA, V. dos S. (coord.). *Modelos de previsão para a Receita Corrente Líquida dos Estados Brasileiros*. Fórum Fiscal dos Estados Brasileiros – FFEF: programa de estudos. Brasília: Esaf, 2016.

CLEMENTE, A.; CLEMENTE, L.T. Aplicação da metodologia Box-Jenkins para previsão do ICMS do estado do Paraná de agosto de 2011 a julho de 2012. *Economia & Tecnologia*, ano 7, v. 27, out./dez. 2011.

DANNINGER, S. *Revenue Forecasts as Performance Target*. Washington, 2005.

DEKIMPE, M. G.; HANNSENS, D. M. The persistence of marketing effects on sales. *Marketing Science*, v. 14, n.1, p. 1-21, 1995.

DOAN, T.; LITTERMAN, R.; SIMS, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric reviews*, Taylor & Francis, v. 3, n. 1, p. 1–100, 1983. Disponível em: <https://doi.org/10.3386/w1202>. Acesso em: 23 dez. 2017.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 4. ed. Nova Jersey: Wiley, 2014. (Wiley Series in Probability and Statistics).

FILHO, F. S. *Previsão da receita corrente líquida dos entes federados: análise da acurácia do modelo governo vs modelo Holt-Winter*. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014. Disponível em: <http://www.ppcgi.ufpr.br/publicacoes/>. Acesso em: 12 out. 2016.

FRANSES, P. H. Primary demand for beer in the Netherlands: an application of ARMAX model specification. *Journal of Marketing Research*, JSTOR, p. 240-245, 1991. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/3172813>. Acesso em: 17 nov. 2017.

GUARAGNA, P.; MELLO, M. *Um modelo de previsão de arrecadação do ICMS*. Divisão de Estudos Tributários: Sefaz/RS, 2002.

KING, J. R. Alternative methods of revenue forecasting and estimating. *Tax Policy Handbook*, International Monetary Fund, p. 254-257, 1995.

LIEBEL, M. J. *Previsão de receitas tributárias – o caso do ICMS no estado do Paraná*. 2004. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004.

MARQUES, C. A. G.; UCHÔA, C. F. A. *Estimação e previsão do ICMS na Bahia*. *Desenbahia*, v. 3, n. 5, p. 195-211, 2006.

MELO, B. S. V. *Modelo de previsão para a arrecadação tributária*. Brasília: Esaf, 97 p. (Monografia vencedora em 1º lugar no VI Prêmio Tesouro Nacional – 2001).

PECEGUINI, E. E. *Análise comparativa de métodos de previsão aplicados à arrecadação do ICMS – Estado de São Paulo*. Brasília: Esaf, 2001, 47p. (Monografia premiada em 2º lugar no VI Prêmio Tesouro Nacional – 2001. Orçamentos e Sistemas de Informação sobre a Administração Financeira Pública). Disponível em: http://www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/conteudo_mono_pr6_tema3.html. Acesso em: 5 fev. 2012.

PIKE, T.; SAVAGE, D. Forecasting the public finances in the treasury. *Fiscal Studies*, Wiley Online Library, v. 19, n. 1, p. 49-62, 1998. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-5890.1998.tb00276.x>. Acesso em: 23 dez. 2017.

SILVA, L.V. *Proposta de um modelo de previsão de arrecadação tributária de ICMS no Estado de Goiás*. 2014. 49 f. Monografia (Conclusão de curso de Economia) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2014.

SILVEIRA, A. L. Q. *Um modelo de previsão da arrecadação do ICMS em Goiás*. Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Administração Pública, 2000, 81 p. (Monografia submetida ao curso de Administração Pública, Goiânia, 2000).

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1-48, 1980. Disponível em: <http://doi.org/10.2307/1912017>. Acesso em: 17 dez. 2017.

SIMS, C. A. An autoregressive index model for the us 1948-1975. *Large-Scale Macro-Econometric Models*, Amsterdam: North-Holland, v. 1981, p. 283-327, 1981.

WICHERN, D. W.; JONES, R. H. Assessing the impact of market disturbances using intervention analysis. *Management Science, INFORMS*, v. 24, n. 3, p. 329-337, 1977. Disponível em: <https://doi.org/10.1287/mnsc.24.3.329>. Acesso em: 10 dez. 2017.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20, n. 1, p. 25-44, 2002.