

USO DE SÉRIES TEMPORAIS NA ANÁLISE DA RECEITA DO ICMS PRINCIPAL DO ESTADO DE MINAS GERAIS

USE OF TEMPORARY SERIES IN THE ANALYSIS OF THE REVENUE OF THE SALES TAX OF THE STATE OF MINAS GERAIS

MACHADO, Luiz Elpídio de Melo
GOMES, Marcos Vinícius
SILVA, Valdilene Gonçalves Machado

RESUMO

Este trabalho teve como principal objetivo analisar o comportamento da série da receita do ICMS Principal do estado de Minas Gerais, empregando análise de séries temporais e estudando o efeito da sazonalidade, tendência e intervenção. Para a análise, foram considerados modelos de séries temporais com e sem a presença de intervenção. Os dados referem-se ao recolhimento de ICMS do estado de Minas Gerais, receita mensal no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2016, num total de 228 observações. Essa pesquisa tem relevância no contexto empresarial, por permitir orientar outras análises futuras de outras séries temporais, inclusive, do ano de 2018 e também de contextos específicos, como do setor de Siderurgia e Fundação da cidade de Claudio. A série aqui analisada se ajusta melhor, utilizando as intervenções, mas para fazer previsões desprezar as intervenções torna o modelo mais confiável.

Palavras-chave: Análise de intervenção, modelo SARIMA, ICMS.

Termos para indexação: Análise de intervenção, modelo SARIMA, ICMS.

ABSTRACT

The main objective of this work was to analyze the behavior of the Sales Tax revenue series from the state of Minas Gerais, using time series analysis and studying the effect of seasonality, trend and intervention. For the analysis, time series models with and without the presence of intervention were considered. The data refer to the collection of the state Sales Tax, monthly revenue from

January 1998 to December 2016, for a total of 228 observations. The series fits better using the interventions, but to make predictions disregarding interventions makes the model more reliable.

Keywords: Intervention analysis, SARIMA model, Sales Tax (ICMS).

INDEX TERMS: Intervention analysis, SARIMA model, Sales Tax (ICMS).

INTRODUÇÃO

Inúmeras pesquisas, em diversas áreas do saber como Administração, Economia, Ciências Contábeis, Ciências Biológicas, Ciências Ambientais, Ciências Exatas entre outras, têm se valido das Técnicas de Análise de Séries Temporais. Esse estudo tem a finalidade de analisar o comportamento da série da receita do ICMS Principal do estado de Minas Gerais empregando análise de séries temporais e estudando o efeito da sazonalidade, tendência e intervenção. Uma série temporal pode ser ajustada por modelos distintos, no estudo da série de ICMS Principal optou-se, inicialmente, pelo Autorregressivo-Integrado-Médias Móveis (ARIMA).

Antes de efetuar a análise do comportamento do ICMS, é importante elucidar algumas questões sobre o objeto que se elegeu para o estudo. O Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadoria e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS) é um dos mais importantes impostos do Sistema Tributário Brasileiro, por ele ser uma relevante fonte de receita estadual e municipal. Segundo a Constituição Federal de 1988 (BRASIL, 2018), compete aos Estados e ao Distrito Federal instituir impostos sobre: “operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, ainda que as operações e as prestações se iniciem no exterior”. O Distrito Federal e as Unidades da Federação têm legislação própria que são regulamentadas pelo Código Tributário Nacional.

O demonstrativo da Fazenda Evolução Anual de Arrecadação apresenta dois tipos de recolhimento, a saber: o ICMS Principal e o ICMS Outros. O ICMS Principal refere-se ao recolhimento dos tributos das transações ocorridas no mês e o ICMS Outros refere-se à receita decorrente do pagamento de multas, juros de mora e dívida ativa do próprio ICMS e estão disponíveis no Relatório Mensal de Arrecadação (RMA-DIEF/SEF-MG) elaborado pela Divisão de Gestão da Informação (DGI/DIEF/SAIF/SEF-MG).

Segundo o IBGE (BRASIL, 2018), a economia do Estado de Minas Gerais possui o terceiro maior montante de arrecadação de ICMS do país, por esta relevância, no cenário nacional, realizou-se a análise dessa série de ICMS do Estado de Minas Gerais, de janeiro de 1998 a dezembro de 2016, com um número de 228 observações (N=228). Para a realização dessa análise, foram considerados modelos de séries temporais com e sem a presença de intervenção. As intervenções destacadas foram efetuadas pelo governo estadual ou pela conjuntura política a partir das seguintes ações ou fatos:

- Decreto nº 39.836, de 24 de agosto de 1998 (MG de 25 e retificado no MG de 29/08). Altera o Regulamento do ICMS, aprovado pelo Decreto nº 38.104, de 28 de junho de 1996, e dá outras providências.
- Resolução nº 3.022, de 10 de novembro de 1999. Dispõe sobre a cobrança e compensação de valores relativos ao imposto devido nos períodos de referência de janeiro a março de 1999, pelas empresas de pequeno porte reclassificadas automaticamente neste exercício.
- Regulamento do Imposto Sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (RICMS/02).
- Orientação Tributária DOLT/SUTRI nº 001/2008. ST/MVA ajustada. Vigência: 01/01/2009.
- Decreto nº 45.504, de 24 de novembro de 2010. (MG de 25/11/2010 e retificado no MG de 16/12/2010 e 18/02/2011). Altera o Regulamento

do ICMS (RICMS), aprovado pelo Decreto nº 43.080, de 13 de dezembro de 2002.

- Final do mandato do governador Antônio Augusto Junho Anastasia e do segundo mandato do presidente Luiz Inácio Lula da Silva
- Início do mandato do governador Fernando Da Mata Pimentel e da presidente Dilma Vana Rousseff.

Essa pesquisa tem relevância no contexto empresarial, por permitir orientar outras análises futuras de outras séries temporais, inclusive, do ano de 2018 e também de contextos específicos, como do setor de Fundação da cidade de Claudio, MG.

MATERIAL E MÉTODOS

Proposto para análise nesse estudo, o ICMS Principal do estado de Minas Gerais foi observado em um período de janeiro de 1998 a dezembro de 2016, totalizando 228 observações, correspondentes às arrecadações mensais desse período.

Comumente, sendo $\{Y_t, t = 1, \dots, N\}$ uma série temporal, um modelo de Y_t pode ser escrito como uma soma de três componentes não-observáveis $Y_t = T_t + S_t + e_t$, onde T_t e S_t representam a tendência e a sazonalidade, respectivamente, e e_t é a componente aleatória de média zero e variância constante.

Utilizou-se nessa análise a metodologia de Box e Jenkins (1970) que consiste em ajustar modelos autorregressivos integrados de médias móveis, ARIMA (p, d, q) , a um conjunto de dados. Segundo Morettin (2006), a construção do modelo baseia-se nos próprios dados em um ciclo iterativo, cujos estágios são:

- (a) "uma classe geral de modelos é considerada para a análise (especificação)";

- (b) há *identificação* de um modelo, com base na análise de autocorrelações, autocorrelações parciais e outros critérios;
- (c) a seguir vem a fase de estimação, na qual os parâmetros do modelo identificado são estimados;
- (d) finalmente, há a *verificação* ou *diagnóstico* do modelo ajustado, através de uma análise de resíduos, para se saber se este é adequado para os fins em vista (previsão, por exemplo).

Para ajustar a tendência, os métodos mais utilizados são, a saber:

- ajustar uma função polinomial ou exponencial;
- suavizar os valores da série ao redor de um ponto, para estimar a tendência no ponto;
- tomar diferenças na série.

Seja Δ o operador diferença, então a diferença na série será denotada por $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, onde $\Delta = 1 - B$ o, onde B é o operador translação para o passado.

Um modelo ARIMA sazonal, SARIMA de ordem $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ pode ser representado pelo modelo

$$\begin{aligned} & \left(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24} - \dots - \Phi_p B^{12p}\right) \left(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p\right) \left(1 - B^{12}\right)^D \left(1 - B\right)^d Y_t = \\ & \left(1 - \Theta_1 B^{12} - \Theta_2 B^{24} - \dots - \Theta_Q B^{12Q}\right) \left(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^q\right) e_t \end{aligned}$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1, observa-se o gráfico da série de ICMS Principal, arrecadação no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2016. Nessa figura, percebe-se que

a série não é estacionária, ou seja, não possui média zero e nem variância constante.

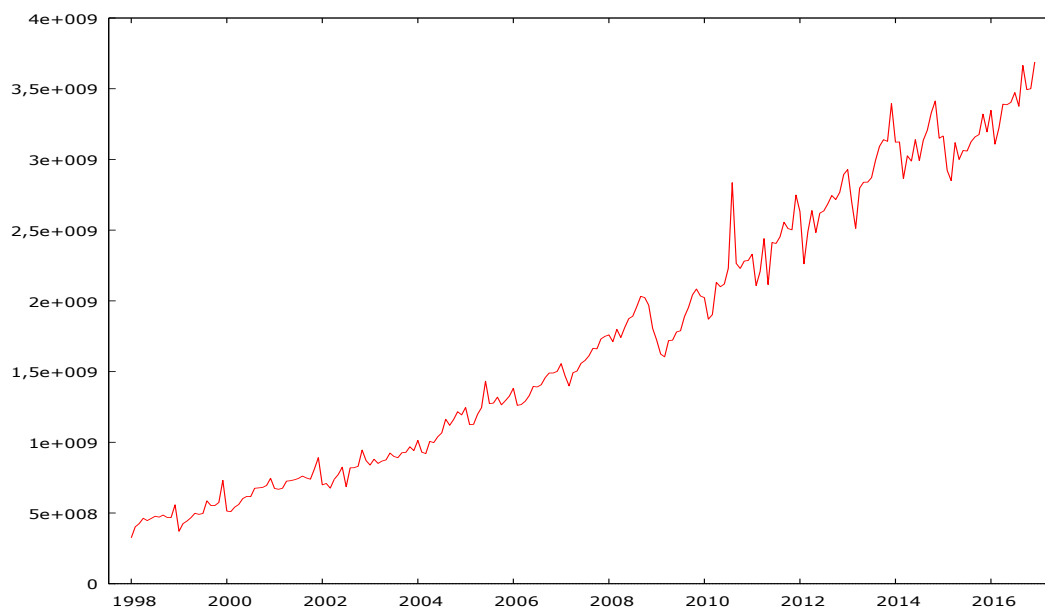


Figura 1: Gráfico da série de ICMS Principal período de jan. 1998 a dez. 2016

O gráfico amplitude versus média – Figura 2 – permite observar se há necessidade de transformação. As estatísticas amplitude-média para ICMS Principal, usando 15 sub-amostras de dimensão 15, geram os seguintes dados:

- inclinação da amplitude versus média = 0,196238
- p-valor para H_0 : inclinação = 0 é 3,45791e-005

Neste caso, a Hipótese nula é rejeitada, ou seja, a inclinação é diferente de zero, isto implica fazer transformação logarítmica.

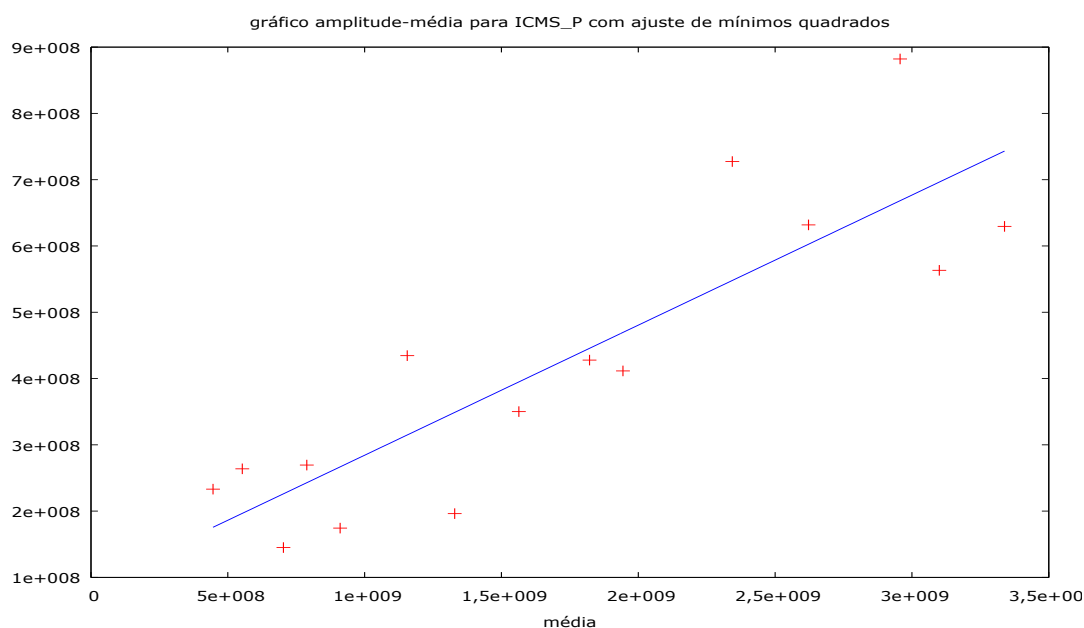


Figura 2: Gráfico amplitude versus média da série de ICMS Principal período de jan. 1998 a dez. 2016

Para realização do teste da raiz unitária, usou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Característica	Resultado	Indica	MODELO
Sem constante	O p-valor de 0,9991	Presença de raiz unitária	
	As três primeiras diferenças são significativas	Que três diferenças são suficientes para tirar a tendência estocástica	
Com constante	O p-valor de 0,9968	Presença de raiz unitária	ARIMA sem constante
	Constante não significativa		
Com constante e tendência	O p-valor de 0,5053	Presença de raiz unitária	ARIMA considerando time com
	Variável time significativa	Presença de tendência	

	Constante não significativa		variável regressora
--	-----------------------------	--	---------------------

Tabela 1: Teste de Dickey-Fuller Aumentado sem constante, com constante e com constante e tendência da série.

Analisando as variâncias das séries – Tabela 2 –, conclui-se que a primeira diferença é suficiente para eliminar a tendência da série, pois existe variância menor que a série inicial e que a série da segunda diferença.

Variância (na mesma ordem de grandeza)	
Série	$9,3250 \times 10^{17}$
Primeira diferença	$0,13698 \times 10^{17}$
Segunda diferença	$3,6408 \times 10^{17}$

Tabela 2: Variância da série e da primeira e segunda diferença.

A partir do Teste da raiz unitária na série diferenciada uma vez usando o Teste de Dickey-Fuller Aumentado, obtêm-se os dados da Tabela 3.

Característica	Resultado	Indica	MODELO
Sem constante	O p-valor de 0,06352	Presença de raiz unitária	
	A primeira diferença não é significativa	Que não é necessária outra diferenciação	
Com constante	O p-valor de 0,005561	Presença de raiz unitária	ARIMA sem constante
	Constante significativa		
Com constante e tendência	O p-valor de 0,04651	Presença de raiz unitária	ARIMA considerando time com variável regressora
	Variável time não significativa	Presença de tendência	
	Constante não significativa		

Tabela 3: Teste de Dickey-Fuller Aumentado sem constante, com constante e com constante e tendência, da primeira diferença da série.

Pela tabela de distribuição F, para nível de significância de $\alpha = 0,05$ é possível ter- $F(11,216,0,05)=1,83318$, portanto se rejeitou a hipótese nula da série não possuir sazonalidade determinística.

Ao se efetuar a análise da Função de Autocorrelação e Função Autocorrelação Parcial – Figura 3 – observou-se que estão fora do intervalo de confiança o primeiro lag da FAC e dois primeiros lags da função FACP, indicando assim o modelo ARIMA com as seguintes combinações $p = 1, 2$; $d = 1$ e $q = 1$.

Função de autocorrelação para Primeira Diferença ICMS Princi
***, **, * indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%
usando erro padrão $1/T^{0,5}$

Defas.	FAC		FACP		Estat. Q	[p-valor]
1	-0,3286	***	-0,3286	***	24,8393	[0,000]
2	-0,0790		-0,2096	***	26,2812	[0,000]
3	0,0446		-0,0653		26,7422	[0,000]
4	-0,0173		-0,0460		26,8119	[0,000]
5	0,0116		-0,0074		26,8436	[0,000]
6	-0,1250	*	-0,1498	**	30,5185	[0,000]
7	-0,0918		-0,2334	***	32,5083	[0,000]
8	0,1180	*	-0,0615		35,8134	[0,000]
9	-0,0685		-0,1099	*	36,9309	[0,000]
10	-0,0227		-0,1084		37,0543	[0,000]
11	-0,0572		-0,1938	***	37,8419	[0,000]
12	0,3077	***	0,2077	***	60,7273	[0,000]
13	-0,0176		0,1622	**	60,8023	[0,000]
14	-0,0202		0,1576	**	60,9023	[0,000]
15	-0,1261	*	-0,0959		64,8018	[0,000]
16	0,0530		-0,0636		65,4926	[0,000]
17	0,1011		0,1000		68,0239	[0,000]
18	-0,2305	***	-0,0932		81,2385	[0,000]
19	-0,0521		-0,1089		81,9178	[0,000]
20	0,0712		-0,1020		83,1902	[0,000]
21	-0,0273		-0,0601		83,3785	[0,000]
22	-0,0362		-0,1215	*	83,7109	[0,000]
23	0,0463		0,0197		84,2578	[0,000]
24	0,1560	**	0,0668		90,4909	[0,000]

Figura 3: Função de autocorrelação e autocorrelação parcial da primeira diferença da série.

Na Figura 4, pode-se observar que estão fora do intervalo de confiança o primeiro lag na FAC e os dois primeiros lags na FACP. Na FAC, o décimo segundo lag está fora do intervalo de confiança, indicando neste caso o modelo SARIMA com as seguintes combinações $p=1, 2$; $d=1$; $q=1$; $P=0$; $D=0$ e $Q=1$.

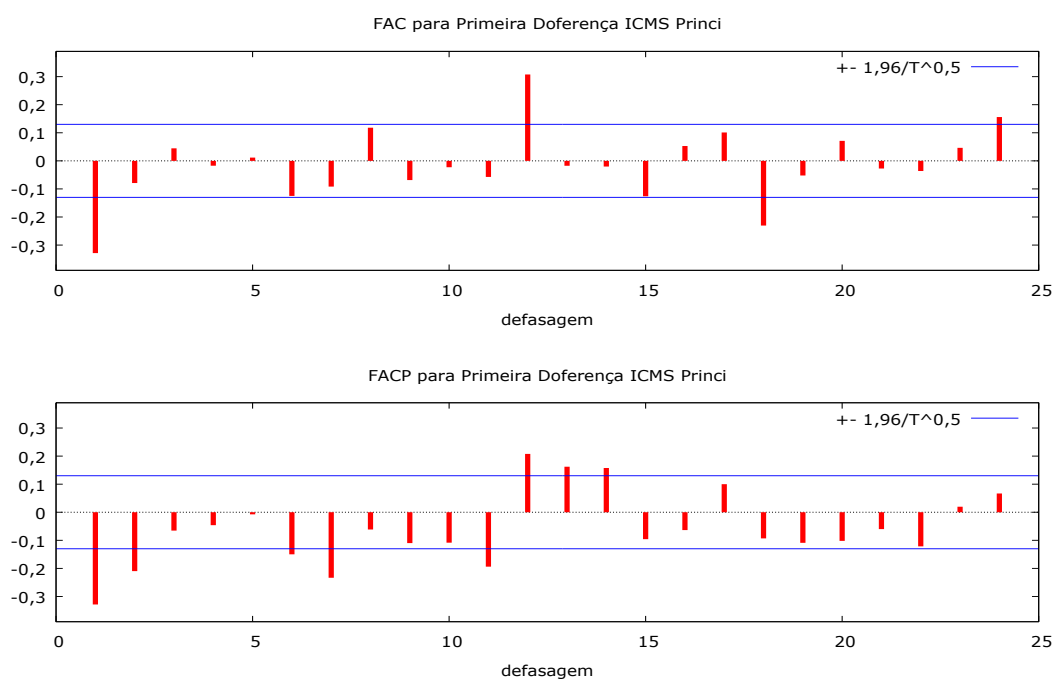


Figura 4: Gráfico da função de autocorrelação e autocorrelação parcial da primeira diferença da série.

Na Tabela 4, encontram-se os modelos ajustados e seus respectivos valores AIC e BIC e p-valor para o teste de Box Pierce.

Modelo SARIMA	AIC	BIC	p-Valor
			Box Pierce
$(1,1,0) \times (0,0,0)$	9062,275	9069,125	$5,562 \times 10^{-8}$
$(2,1,0) \times (0,0,0)$	9056,985	9067,260	$6,863 \times 10^{-8}$
$(0,1,1) \times (0,0,1)$	9027,843	9038,118	0,1432

$(0,1,1) \times (0,0,2)$	9022,385	9036,085	0,3829
--------------------------	----------	----------	--------

Tabela 4: valores AIC e BIC e p-valor para o teste de Box Pierce.

No modelo $(0,1,1) \times (0,0,2)$, o Theta 2 não é significativo, assim o modelo escolhido é o SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$. Na figura 5, estão representadas a série efetiva e o modelo ajustado.

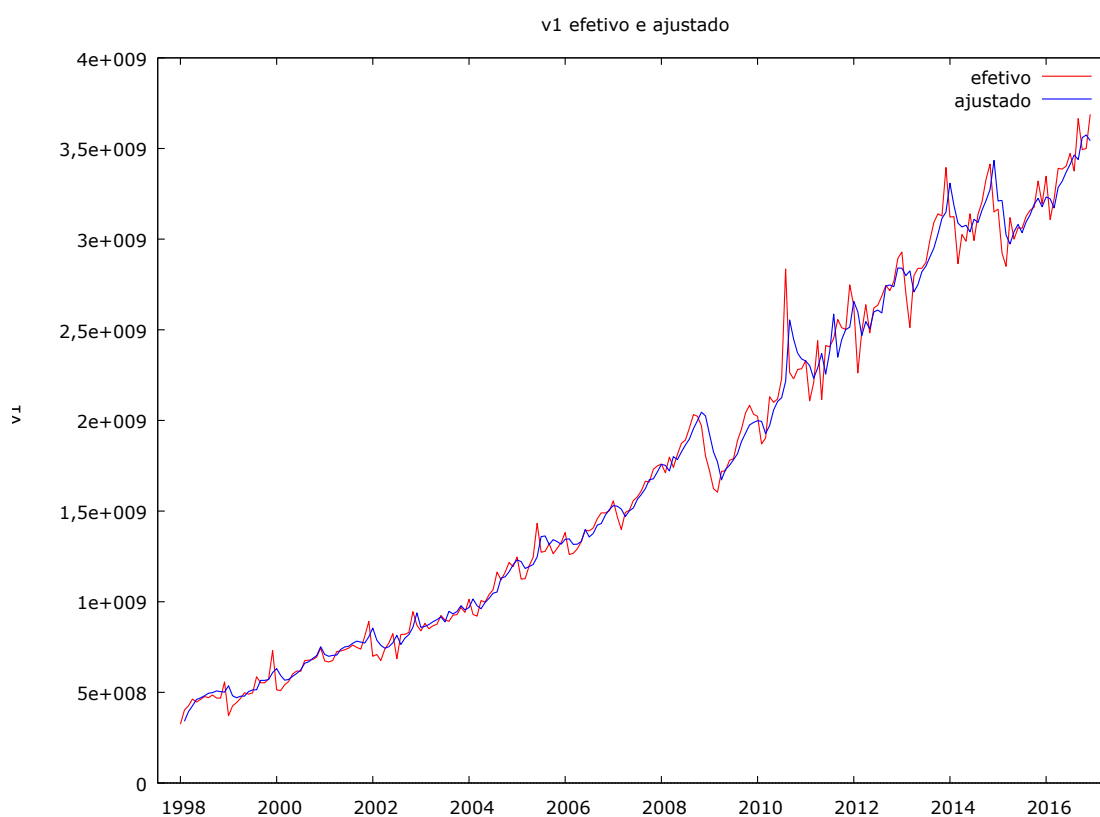


Figura 5: Gráfico série efetiva e o modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$ ajustado sem intervenção.

Para o modelo do gráfico da Figura 5 acima, têm-se os parâmetros na tabela 5.

Parâmetro	Coefficiente
Constante	$1,58421 \times 10^7$
theta 1	- 0,495955
Theta 1	0,311818

Tabela 5: Coeficientes do modelo SARIMA
(0,1,1)×(0,0,1) ajustado sem
intervenção.

Quando analisada, a existência de intervenção na série pelo modelo o SARIMA (0,1,1)×(0,0,1) proposto, identificou-se que foram significativas as intervenções em 2010:08, 2011:05, 2012:02, 2013:03, 2014:12 e 2015:02. Na figura 6, apresenta-se o modelo ajustado.

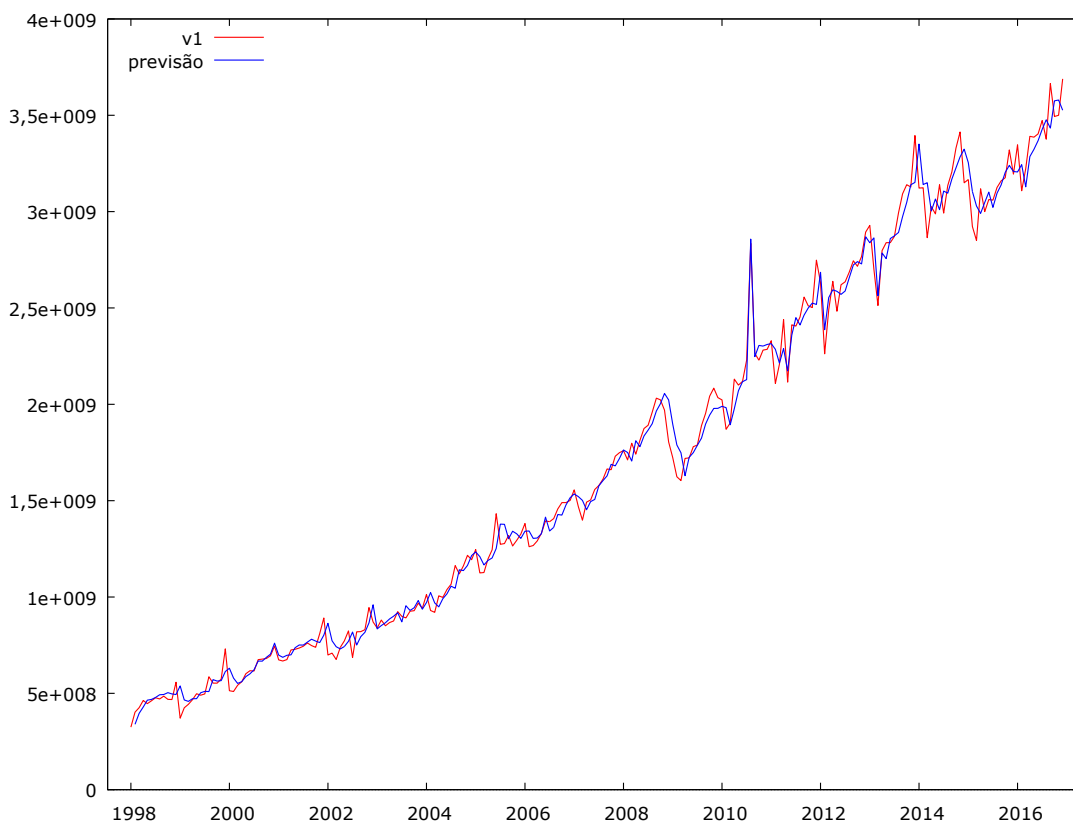


Figura 6: Gráfico da série efetiva e o modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,1) ajustado com intervenção.

Para o modelo do gráfico da Figura 6, têm-se os parâmetros da tabela 6

Parâmetro	Coefficiente
Constante	$1,47917 \times 10^7$
theta 1	- 0,385544
theta 1	0,428753
ago._2010	$6,24316 \times 10^8$
maio_2011	$-2,10730 \times 10^8$
fev._2012	$-2,01535 \times 10^8$
mar._2013	$-2,08475 \times 10^8$
dez._2014	$-1,60513 \times 10^8$
fev._2015	$-1,41218 \times 10^8$

Tabela 6: Coeficientes do modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$ ajustado sem intervenção.

Na Tabela 7, encontram-se os modelos ajustados e seus respectivos valores AIC e BIC.

Modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$	Intervenção	AIC	BIC
	Sem	9020,548	9034,247
	Com	8918,822	8953,071

Tabela 7: AIC e BIC do modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$ sem e com intervenção.

Os dados da tabela permitem concluir que o modelo que melhor se ajusta à série ICMS Principal é o SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,1)$ com intervenção.

Sem a intervenção, o modelo é $(1-B)Y_t = \theta_0 + (1-\Theta_1 B^{12})(1-\theta_1 B)e_t$, substituindo os coeficientes, têm-se

$$(1-B)Y_t = 1,47917 \times 10^7 + (1-0,428753B^{12})(1+0,385544B)e_t$$

$$Y_t = \frac{1,47917 \times 10^7}{(1-B)} + \frac{(1-0,428753B^{12})(1+0,385544B)}{(1-B)} e_t$$

Inserindo as intervenções

$$Y_t = \frac{1,47917 \times 10^7}{(1-B)} + \frac{(1-0,428753B^{12})(1+0,385544B)}{(1-B)} e_t + w_1 I_t^{(152)} + w_2 I_t^{(161)} + w_3 I_t^{(170)} + w_4 I_t^{(183)} + w_5 I_t^{(204)} + w_6 I_t^{(206)}$$

$$Y_t = \frac{1,47917 \times 10^7}{(1-B)} + \frac{(1-0,428753B^{12})(1+0,385544B)}{(1-B)} e_t + w_1 6,24316 \times 10^8 - w_2 2,10730 \times 10^8 - w_3 2,01535 \times 10^8 - w_4 2,08475 \times 10^8 - w_5 1,60513 \times 10^8 - w_6 1,41218 \times 10^8$$

onde $w_1 = \begin{cases} 0, t < 152 \\ 1, t \geq 152 \end{cases}$, $w_2 = \begin{cases} 0, t < 161 \\ 1, t \geq 161 \end{cases}$, $w_3 = \begin{cases} 0, t < 170 \\ 1, t \geq 170 \end{cases}$, $w_4 = \begin{cases} 0, t < 183 \\ 1, t \geq 183 \end{cases}$,
 $w_5 = \begin{cases} 0, t < 204 \\ 1, t \geq 204 \end{cases}$, $w_6 = \begin{cases} 0, t < 206 \\ 1, t \geq 206 \end{cases}$

PREVISÃO

Para verificar a eficiência da previsão do modelo será replicado o método de ajuste da série original a uma nova série, em que os dozes últimos dados são suprimidos. Na tabela 8, verificam-se os valores do AIC, BIC e p-Valor do Box Pierce.

Modelo SARIMA	AIC	BIC	p-Valor
			Box Pierce
(1,1,0)×(0,0,0)	8574,380	8584,492	1,649 x10 ⁻⁷
(2,1,0)×(0,0,0)	8566,826	8580,309	4,500x10 ⁻⁸
(0,1,1)×(0,0,1)	8542,018	8555,500	0,06148
(0,1,1)×(0,0,2)	8532,066	8548,920	0,23190

Tabela 8: AIC, BIC e p-Valor Box Pierce da série de ICMS Principal sem as 12 últimas observações.

Nessa tabela, o modelo escolhido é o SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$. Na figura 7, estão representadas a série efetiva e o modelo ajustado.

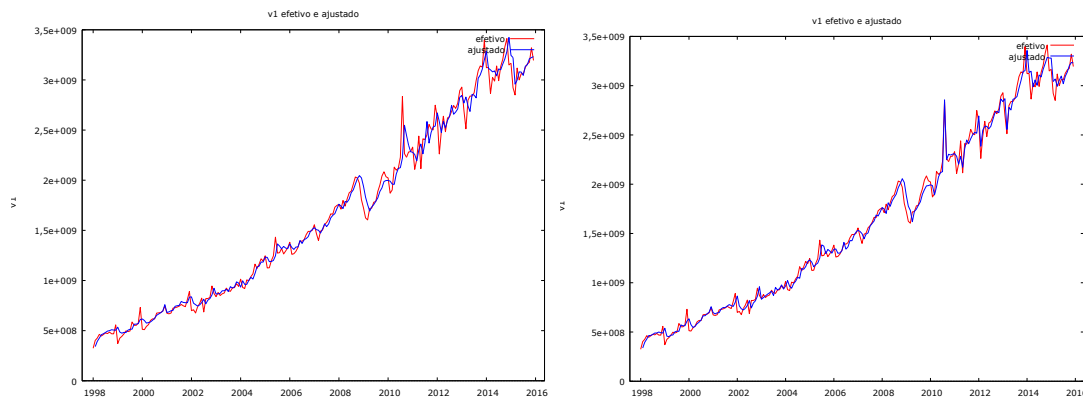


Figura 7: Gráfico da série efetiva e o modelo ajustado, figura (a) sem intervenção figura (b) com intervenção.

Na Tabela 9, encontram-se os modelos ajustados e seus respectivos valores AIC e BIC.

Modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$	Característica	AIC	BIC
	sem intervenção	8532,066	8548,920
com intervenção	8430,158	8463,864	

Tabela 9: AIC e BIC do modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$ sem e com intervenção, da série de ICMS Principal sem as doze últimas observações.

Na figura 8, apresentam-se os gráficos das previsões dos modelos.

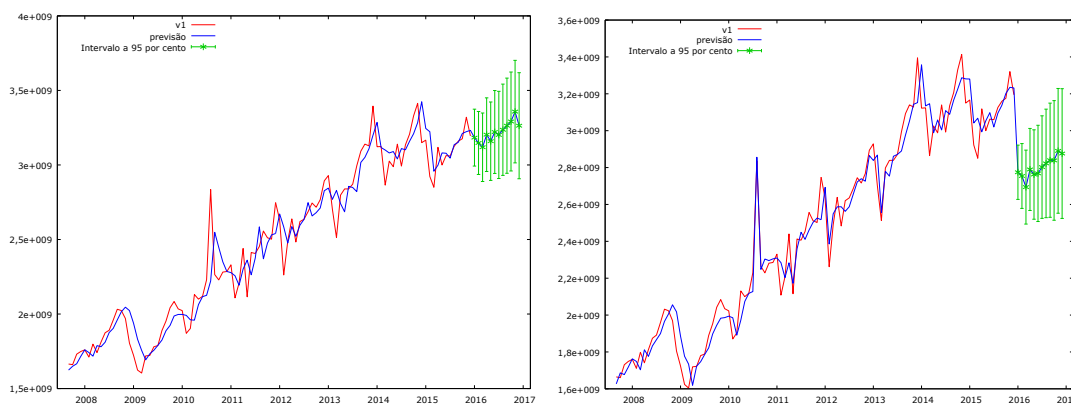


Figura 8: Gráfico da previsão do modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$ (a) sem intervenção e (b) com Intervenção.

Na Tabela 10, observam-se os valores da previsão, no período de janeiro a dezembro de 2016, pelo modelo SARIMA, sem intervenção.

Referência	Valor real	Previsão	Quadrado da diferença
2016:01	$3,34699 \times 10^9$	$3,18340 \times 10^9$	$2,67617 \times 10^{16}$
2016:02	$3,10829 \times 10^9$	$3,14743 \times 10^9$	$0,15319 \times 10^{16}$
2016:03	$3,22294 \times 10^9$	$3,11881 \times 10^9$	$1,08431 \times 10^{16}$
2016:04	$3,39073 \times 10^9$	$3,20325 \times 10^9$	$3,51488 \times 10^{16}$
2016:05	$3,38640 \times 10^9$	$3,15943 \times 10^9$	$5,15154 \times 10^{16}$
2016:06	$3,40357 \times 10^9$	$3,22121 \times 10^9$	$3,32552 \times 10^{16}$
2016:07	$3,47295 \times 10^9$	$3,20154 \times 10^9$	$7,36634 \times 10^{16}$
2016:08	$3,37590 \times 10^9$	$3,23621 \times 10^9$	$1,95133 \times 10^{16}$
2016:09	$3,66483 \times 10^9$	$3,26340 \times 10^9$	$16,11460 \times 10^{16}$
2016:10	$3,49385 \times 10^9$	$3,29158 \times 10^9$	$4,09132 \times 10^{16}$
2016:11	$3,49994 \times 10^9$	$3,35779 \times 10^9$	$2,02066 \times 10^{16}$
2016:12	$3,68901 \times 10^9$	$3,26329 \times 10^9$	$18,12375 \times 10^{16}$
TOTAL			$65,57360 \times 10^{16}$
Erro quadrático médio			$5,4645 \times 10^{16}$

Tabela 10: Erro quadrático médio do modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$ sem intervenção.

Para a realização de uma comparação, a Tabela 11 apresenta os valores da previsão com intervenção.

Referência	Valor real	Previsão	Quadrado da diferença
2016:01	$3,34699 \times 10^9$	$2,77454 \times 10^9$	$3,276990 \times 10^{17}$
2016:02	$3,10829 \times 10^9$	$2,75429 \times 10^9$	$1,253160 \times 10^{17}$
2016:03	$3,22294 \times 10^9$	$2,69405 \times 10^9$	$2,797246 \times 10^{17}$
2016:04	$3,39073 \times 10^9$	$2,78973 \times 10^9$	$3,612010 \times 10^{17}$
2016:05	$3,38640 \times 10^9$	$2,76227 \times 10^9$	$3,895383 \times 10^{17}$
2016:06	$3,40357 \times 10^9$	$2,76842 \times 10^9$	$4,034155 \times 10^{17}$
2016:07	$3,47295 \times 10^9$	$2,80259 \times 10^9$	$4,493825 \times 10^{17}$
2016:08	$3,37590 \times 10^9$	$2,82251 \times 10^9$	$3,062405 \times 10^{17}$
2016:09	$3,66483 \times 10^9$	$2,83981 \times 10^9$	$6,806580 \times 10^{17}$
2016:10	$3,49385 \times 10^9$	$2,83870 \times 10^9$	$4,292215 \times 10^{17}$

2016:11	3,49994 x10 ⁹	2,89061 x10 ⁹	3,712830 x10 ¹⁷
2016:12	3,68901 x10 ⁹	2,87595 x10 ⁹	6,610666 x10 ¹⁷
TOTAL			4,7847466 x10 ¹⁸
Erro quadrático médio			3,98706 x10 ¹⁷

Tabela 11: Erro quadrático médio do modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,2) com intervenção.

A previsão do modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,2) sem intervenção tem Erro Quadrático Médio menor que a previsão do modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,2) com intervenção, portanto é o mais confiável para este fim.

Na Tabela 12, apresentam-se os coeficientes do modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,2) sem intervenção, que permite fazer a previsão da série de ICMS Principal.

Parâmetro	Coefficiente
Constante	1,43620x10 ⁷
theta 1	- 0,482713
theta 1	0,290142
theta 2	0,247942

Tabela 12: Coeficientes do modelo SARIMA (0,1,1)×(0,0,2) sem intervenção.

Portanto, o modelo da série de ICMS Principal é

$$(1 - B) Y_t = \theta_0 + (1 - \Theta_1 B^{12} - \Theta_2 B^{24}) (1 - \theta_1 B) e_t$$

$$(1 - B) Y_t = 1,43620 \times 10^7 + (1 - 0,290142 B^{12} - 0,247942 B^{24}) (1 + 0,482713 B) e_t$$

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo realizado demonstrou que os modelos de séries temporais podem ser úteis para a análise do comportamento do ICMS, nesse estudo específico do ICMS Principal recolhido no estado de Minas Gerais e poderá nortear estudos

específicos do setor empresarial de Cláudio, avaliando o comportamento do ICMS recolhido no município.

Trabalhando e ajustando os modelos com e sem intervenção, percebeu-se que de acordo com o modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,0,2)$ a análise sem intervenção tem Erro Quadrático Médio de Previsão menor e observou-se que esse erro é menor do que o presente na previsão do modelo $(0,1,1) \times (0,0,2)$ com intervenção, sendo esse o mais o confiável para realizar previsão.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Constituição Federal. Disponível em: http://www.senado.leg.br/atividade/const/con1988/con1988_16.04.2015/art_155_.asp. Acessado em: 12/02/2018.

BRASIL. IBGE <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/por-cidade-estado-estatisticas.html>. Acessado em: 25/03/2018.

MINAS GERAIS. Secretaria de Fazenda do Estado de Minas Gerais. Disponível em <<http://www.fazenda.mg.gov.br/empresas/impostos/icms/>>. Acesso em: 8 fev. 2018.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. 2. ed. ver. ampl. São Paulo: Blurche, 2006.

SAFADE, T. Uso de séries temporais na análise de vazão de água na represa de furnas. *Ciênic. agrotec.* 2004, vol. 28, n. 1, p.142-148. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-70542004000100019>>. Acesso em: 15/03/2018;