

**AJUSTE SAZONAL DA PRODUÇÃO  
INDUSTRIAL EM GOIÁS**  
UMA ANÁLISE DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO E SUAS DESAGREGAÇÕES.

ESTUDOS DO IMB

Abril - 2016

**SEGPLAN**

SECRETARIA DE ESTADO DE  
GESTÃO E PLANEJAMENTO

GOVERNO DE  
**GOIÁS**

## **GOVERNO DO ESTADO DE GOIÁS**

Marconi Ferreira Perillo Júnior

## **SECRETARIA DE ESTADO DE GESTÃO E PLANEJAMENTO**

Joaquim Cláudio Figueiredo Mesquita

## **SUPERINTENDÊNCIA EXECUTIVA DE PLANEJAMENTO**

Thiago Camargo Lopes

## **INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS**

Lillian Maria Silva Prado

---

# **IMB - INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS**

---

Unidade vinculada à Secretaria de Planejamento e Gestão do Estado de Goiás, o IMB é responsável pela elaboração de estudos, pesquisas, análises e estatísticas socioeconômicas, fornecendo subsídios na área econômica e social para a formulação das políticas estaduais de desenvolvimento. O órgão também fornece um acervo de dados estatísticos, geográficos e cartográficos do estado de Goiás.

### **Gerência de Estudos Socioeconômicos e Especiais**

Marcos Fernando Arriel

### **Gerência de Contas Regionais e Indicadores**

Dinamar Maria Ferreira Marques

### **Gerência de Sistematização e Disseminação de Informações Socioeconômicas**

Eduíges Romanatto

### **Gerência de Pesquisas Sistemáticas e Especiais**

Marcelo Eurico de Sousa

### **Gerência de Cartografia e Geoprocessamento**

Carlos Antônio Melo Cristóvão

## **SEGPLAN**

**IMB - INSTITUTO MAURO BORGES**  
DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS

## **SEGPLAN**

SECRETARIA DE ESTADO DE  
GESTÃO E PLANEJAMENTO

# **GOVERNO DE GOIÁS**

#### **Instituto Mauro Borges**

Av. República do Líbano nº 1945 - 3º andar  
Setor Oeste – Goiânia – Goiás - CEP 74.125-125  
Telefone: (62) 3201-6695/8481  
Internet: [www.imb.go.gov.br](http://www.imb.go.gov.br), [www.segplan.go.gov.br](http://www.segplan.go.gov.br)  
e-mail: [imb@segplan.go.gov.br](mailto:imb@segplan.go.gov.br)

Abril/2016

---

**AJUSTE SAZONAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL EM GOIÁS: UMA ANÁLISE DA INDÚSTRIA  
DE TRANSFORMAÇÃO E SUAS DESAGREGAÇÕES.**

---

ALEX FELIPE RODRIGUES LIMA<sup>1</sup>  
SÉRGIO BORGES FONSECA JÚNIOR<sup>2</sup>  
DINAMAR MARIA FERREIRA MARQUES<sup>3</sup>

---

1 Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos, alex-frl@segplan.go.gov.br

2 Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos, sergio-bfj@segplan.go.gov.br

3 Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos, dinamar-mfm@segplan.go.gov.br

**Resumo**

O objetivo deste artigo é realizar o ajuste sazonal e obter o melhor modelo de ajuste para a indústria de transformação e em suas desagregações (indústria alimentícia, de minerais não-metálicos e de metalurgia) no estado de Goiás. O ajuste sazonal é importante, pois permite a comparação entre meses subsequentes, o que é imprescindível, para o melhor acompanhamento da evolução dos indicadores da indústria, sobretudo, em anos que ocorrem profundas mudanças na atividade econômica. Os resultados foram obtidos através do *software R* em conjunto com o X-13-ARIMA-SEATS. Verificou-se que as variáveis relacionadas ao calendário (carnaval, anos com maior número de dias trabalhados) e *outliers* exercem influência significativa para o melhor ajuste do modelo.

**Palavras-chave:**

Ajuste sazonal; Indústria de Transformação; Efeito calendário; X-13-ARIMA-SEATS; Estado de Goiás.

**Abstract**

The purpose of this article is to perform the seasonal adjustment and get the best fit model for the manufacturing industry and its breakdowns (food industry , non-metallic minerals and metallurgy )in the state of Goiás . The seasonal adjustment is important because it allows comparison between subsequent months, which is essential for the effective monitoring of the evolution of the industry indicators, particularly in years that there are profound changes in economic activity. The results were obtained using the R software in conjunction with the X-13-ARIMA-SEATS . It was found that the variables related to the calendar (Carnival, years with higher numbers of days worked) and outliers exert significant influence for the best model fit .

**Keywords:**

Seasonal adjustment; manufacturing industry; calendar effect; X-13-ARIMA-SEATS; State of Goias.

## 1. INTRODUÇÃO

A análise de dados em séries temporais é um campo de vastas técnicas estatísticas. Uma das formas mais corriqueiras de se trabalhar com séries temporais é a sua decomposição em quatro componentes: tendência, ciclo, sazonalidade e resíduo. Esta decomposição permite verificar com clareza quais componentes são responsáveis por determinado comportamento de uma série temporal.

As técnicas de decomposição de uma série temporal vêm se aperfeiçoando ao longo dos anos, permitindo a obtenção de informações cada vez mais fidedignas por meio de *softwares* estatísticos.

Neste artigo vamos analisar a série temporal da produção industrial do estado de Goiás, para isto serão utilizados dados da Pesquisa Industrial Mensal elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (PIM/IBGE), no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014.

De modo geral, sabe-se que, ao analisar-se uma série temporal de dados de produção industrial, em qualquer recorte geográfico (municipal, estadual, nacional, dentre outros) há forte presença do componente sazonal – a sazonalidade diz respeito a características que tendem sempre a ocorrer em uma periodicidade definida ao longo da série temporal, ou seja, há uma notória delineação dos dados em comportamentos de alta, baixa ou de estabilidade em determinado período (podendo ser mês, trimestre, etc.).

Devido a presença do componente sazonal as comparações realizadas utilizando-se dados de produção industrial quando realizadas entre meses subsequentes tendem a gerar uma análise errônea. Para mitigar este problema, temos uma primeira via mais simples, que consiste em estabelecer comparações de determinado período de um ano (mês, trimestre, etc.) com o mesmo do ano anterior.

Entretanto, por vezes, estamos interessados em uma comparação dentro do mesmo ano, principalmente em momentos em que ocorrem profundas mudanças na atividade econômica, ou mesmo quando estamos interessados em verificar a evolução da economia ao longo de um ano.

Assim, uma segunda via para realizar comparações de maneira eficaz é o procedimento de ajuste sazonal (também conhecido como dessazonalização da série) que consiste na remoção do efeito da sazonalidade de uma série temporal, o que permite a comparação de diversos períodos de uma mesma série temporal, inclusive de meses subsequentes.

O ajuste sazonal é amplamente utilizado por diversos órgãos de estatística, tais como: IBGE, *United States Bureau (U.S. Bureau)*, *Eurostat*, entre outros. Em referência as técnicas de ajuste sazonal merecem destaque o trabalho seminal de Shiskin et. al. (1967), onde o autor apresenta uma das primeiras incorporações entre as técnicas de dessazonalização e interface de um *software*, que foi responsável pelo surgimento da nomeada técnica X-11, amplamente utilizada no mundo inteiro. Dando sequência a estes estudos merecem destaque também Zellner (1979) e Plosser (1979), ambos autores aprofundaram na aderência entre *softwares* à técnicas de dessazonalização.

É no âmbito das discussões relativas ao ajuste sazonal que este artigo se insere. Assim, o objetivo deste artigo é realizar o ajuste sazonal e obter o melhor modelo de ajuste para a indústria de transformação e em suas desagregações (indústria alimentícia, de minerais não-metálicos e de metalurgia) no estado de Goiás.

Para isto, este artigo está dividido em quatro seções, a primeira compreende esta introdução, seguido por uma seção de metodologia cujo o objetivo principal é apresentar de forma objetiva quais critérios e testes foram utilizados para se realizar o ajuste sazonal mais eficiente. Posteriormente a apresentação metodológica serão analisados os resultados dessazonalizados, por fim as considerações finais, onde serão discutidos os pontos mais importantes do trabalho.

## 2. METODOLOGIA

Os dados utilizados para a realização deste trabalho são da Pesquisa Industrial Mensal Produção Física – (PIM-PF) elaborada pelo IBGE, a variável em análise é o Índice de base fixa sem ajuste sazonal da produção física industrial.

São analisados os dados para o estado de Goiás da indústria de transformação agregada e as suas desagregações relativas à fabricação de produtos alimentícios, metalurgia e minerais não-metálicos, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014.

Estes dados, em periodicidade mensal, formam as séries temporais de interesse. É importante destacar que na decomposição de séries há dois modelos mais utilizados, o multiplicativo e o aditivo, este é para séries cujas oscilações do componente sazonal e dos resíduos (componente aleatório) apresentam amplitudes praticamente fixas, e aquele para as séries que apresentem, para estes dois componentes, diferentes amplitudes (AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS, 2008). Matematicamente esta decomposição é dada pelas seguintes equações:

$$\hat{Y}a_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t + \hat{C}_t + \hat{I}_t \quad (1)$$

$$\hat{Y}m_t = \hat{T}_t * \hat{S}_t * \hat{C}_t * \hat{I}_t \quad (2)$$

Em que:  $\hat{Y}a_t$  é a série de tempo classificada como aditiva;  $\hat{Y}m_t$  é a série do tempo classificada como multiplicativa;  $\hat{T}_t$  é a tendência;  $\hat{S}_t$  é a sazonalidade;  $\hat{C}_t$  é o Ciclo e,  $\hat{I}_t$  é o componente aleatório. A tendência associa-se ao comportamento médio da série ao longo do tempo. Por meio do componente cíclico (ciclo) verifica-se se há características que se manifestam no longo prazo. Por fim, o componente aleatório diz respeito a fatores imprevisíveis que ocorrem ao longo da série sem nenhuma relação com o período de tempo da série (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Neste estudo, nos concentramos no componente sazonal, para a sua identificação é realizado inicialmente uma análise gráfica das séries, com o intuito de verificar se há a manifestação de comportamentos periódicos em determinados meses. Posteriormente, são realizados os testes de Friedman, Kruskal-Wallis e F que permitem

detectar com maior precisão a presença do comportamento sazonal. Daremos ênfase ao teste de Friedman (1937), por ser o mais utilizado neste tipo de estudo (FERREIRA, et. al., 2015).

O teste de Friedman (1937) é uma alternativa à análise de variância (ANOVA) quando não é possível assumir que os dados provem de uma população com distribuição normal. Em síntese o objetivo deste teste é verificar se existem diferenças entre blocos para os diversos tratamentos de uma amostra. Em nosso contexto de séries temporais, os meses são considerados os “tratamentos” e os “blocos” são considerados os anos. Logo, se houver sazonalidade na série temporal, há evidências de que em pelo menos em dois meses existe diferença significativa em suas médias ao longo dos anos.

A hipótese desse teste é:

$$\begin{cases} H_0: T_1 = T_2 = \dots = T_k \\ H_1: T_1, T_2, \dots, T_k \\ \text{não são todos iguais} \end{cases}$$

Além disso, a estatística do teste de Friedman, que leva em consideração o *rank* (postos) para cada bloco de observações, é dada por:

$$T_{Friedman} = \frac{12}{bk(k+1)} \sum_{j=1}^k R_j^2 - 3b(k+1) \quad (3)$$

onde  $b$  é o número de blocos (ou anos),  $k$  é o número de tratamentos e  $R_j^2$  é a soma dos postos do  $j$ -ésimo tratamento (ou mês). Sob  $H_0$ , para  $n$  suficientemente grande,  $T_{Friedman}$  aproxima-se de uma variável  $\chi^2$ , com  $k - 1$ , graus de liberdade. Logo se rejeitamos a hipótese nula, existe evidência de que há sazonalidade na série temporal.<sup>4</sup>

Após a detecção do componente sazonal, será definido o modelo que melhor se ajusta aos dados. Dentre os modelos discutidos por Box & Jenkins (1976), os modelos da família ARIMA são freqüentemente os mais utilizados em séries temporais sazonais. Por exemplo, o modelo ARIMA sazonal multiplicativo para uma série temporal  $\{z_t\}$  pode ser descrito da seguinte maneira:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D z_t \theta(B)\Theta(B^s) a_t, \quad (4)$$

sendo  $B$  é o operador *backshift* ( $Bz_t = z_{t-1}$ ),  $s$  é o período sazonal,  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$  é o operador não-sazonal autorregressivo (AR),  $\Phi(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_q B^{qs})$  é o operador sazonal MA (médias moveis) e  $a_t$ 's são variáveis aleatórias

<sup>4</sup> O teste de Kruskal-Wallis converte os dados em postos e estabelece que a hipótese nula seja de que todas as populações possuem funções de distribuição iguais contra a hipótese alternativa de que ao menos duas das populações possuem funções de distribuição diferentes. O teste F para detectar sazonalidade estável, é o mesmo teste de hipótese utilizado para comparar variâncias em modelos estatísticos. Para mais informações ver: LOTHIAN e MORRY (1978).

independentes e identicamente distribuídos com média 0 (zero) e variância  $\sigma^2$  (ruído branco). A expressão  $(1 - B)^d(1 - B^s)^D$  indica a diferença não sazonal de ordem  $d$  e a diferença sazonal de ordem  $D$ .

Uma possibilidade de extensão dos modelos de séries temporais é a forma de modelos de regressão linear (assumindo o modelo ARIMA de (4)), com a função variando no tempo:

$$y_t = \sum_i \beta_i x_{it} + z_t, \quad (5)$$

com  $y_t$  a série temporal (variável dependente),  $x_{it}$  são as variáveis regressivas observadas ao mesmo tempo que  $y_t$ , os  $\beta_i$  são parâmetros da regressão, e  $z_t = y_t - \sum_i \beta_i x_{it}$  é a série temporal dos erros da regressão.

Combinando (4) e (5) obtemos um modelo geral definido como *regARIMA* e pode ser escrito da seguinte forma:

$$(1 - B)^d(1 - B^s)^D y_t = \sum_i \beta_i (1 - B)^d(1 - B^s)^D x_{it} + w_t \quad (6)$$

onde  $w_t$  é o modelo estacionário ARMA,  $x_{it}$  enfatiza as variáveis do modelo de regressão *regARIMA*, bem como a série  $y_t$  são diferenciadas pelo modelo de diferenciação do operador ARIMA.

Na etapa de especificação do modelo, para a obtenção do melhor ajuste deve-se verificar nos dados utilizados nas séries temporais se houveram eventos atípicos que podem ter influenciado nos componentes da série, principalmente no componente sazonal e, conseqüentemente, na qualidade do ajuste.

Dessa forma, serão verificados os efeitos calendário e de *outliers*, o primeiro diz respeito a efeitos relacionados a determinado dia ou número de dias, que impactam diretamente nos resultados verificados, o segundo, refere-se a mudanças abruptas nas séries temporais.

Neste trabalho o efeito calendário é composto pelas variáveis que designam os dias trabalhados, carnaval, páscoa e ano bissexto, a primeira variável consiste na verificação de meses com distintos números de dias uteis tendem a impactar de alguma maneira no componente sazonal; as demais variáveis permitem verificar se estas datas influenciam no ajuste.

Em relação ao efeito dos *outliers* neste trabalho houve a manifestação de dois tipos, o *additive outlier – outlier aditivo (AO) – level shift outlier – outlier de mudança de nível*. Aquele afeta apenas uma observação e este provoca uma mudança no nível da série temporal (MARAVALL, et. al., 2014; FERREIRA, et. al., 2015).

A partir dos destes supracitados que detectaram a presença de sazonalidade e com base nos efeitos atípicos mencionados, o modelo *regARIMA* utilizado neste trabalho pode ser definido da seguinte forma:

$$Y(t) = \sum_{i=1}^{n_{out}} w_i \lambda_i(B) d_i(t) + \sum_{i=1}^{n_c} \alpha_i cal_i(t) + \sum_{i=1}^{n_{reg}} \beta_i reg_i(t) + X(t), \quad (7)$$

onde  $d_i(t)$  é a posição do  $i$ -ésimo *outlier*,  $\lambda_i(B)$  é o polinômio em  $B$  que reflete o padrão dinâmico do *outlier*,  $cal_i(t)$  é a variável do tipo de calendário,  $reg_i(t)$  é a variável de intervenção,  $X(t)$  é o ARIMA da série de interesse,  $w_i$  é o instante do efeitos do  $i$ -ésimo *outlier*,  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  são os coeficientes do calendário e da variável de intervenção, respectivamente e, por final,  $n_{out}$ ,  $n_c$  e  $n_{reg}$  é o número total de variáveis inseridas em cada somatório. Vale ressaltar, que o método utilizado para a estimação do modelo foi por máxima verossimilhança.

Para estimação do modelo foi utilizado o *software* R em conjunto com X-13-ARIMA-SEATS, desenvolvido pelo *U.S Census Bureau* com apoio do *Bank of Spain*, que possibilita incorporar na série temporal os efeitos atípicos destacados acima e, principalmente, informa a qualidade do ajuste do modelo por meio dos critérios Bayesiano de Schwarz (BIC) e de Akaike corrigido (AICc).

Para verificar a qualidade do ajuste sazonal obtido por este modelo, inicialmente realizam-se testes para verificar a normalidade (Shapiro) e a não presença de autocorrelação nos resíduos (Box-Ljung).

Posteriormente, para as séries obtidas, são realizados dois testes para verificar se o método utilizado foi satisfatório na retirada da sazonalidade das séries. Inicialmente, é realizado um diagnóstico QS com objetivo de detectar a presença de sazonalidade nos dados, segundo Ferreira et. al. (2015, p.16) este teste “é aplicado aos dados originais, aos dados corrigidos por valores extremos, aos dados dessazonalizados, aos resíduos do modelo ARIMA na fase do pré-ajuste e à componente irregular”.

Em seguida realiza-se uma análise gráfica comparando-se o comportamento da série do componente sazonal com a série agregada dos componentes irregulares e sazonais (identificada como *SI ratio*). Desta forma, em caso de ajuste de qualidade, espera-se que o *SI ratios* acompanhem os fatores sazonais nas diversas séries temporais trabalhadas.

Por fim, a partir da constatação de um ajuste sazonal de qualidade, serão realizadas análises gráficas dos resultados das séries ajustadas *vis-à-vis* as originais, em índice e taxa entre meses subsequentes.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

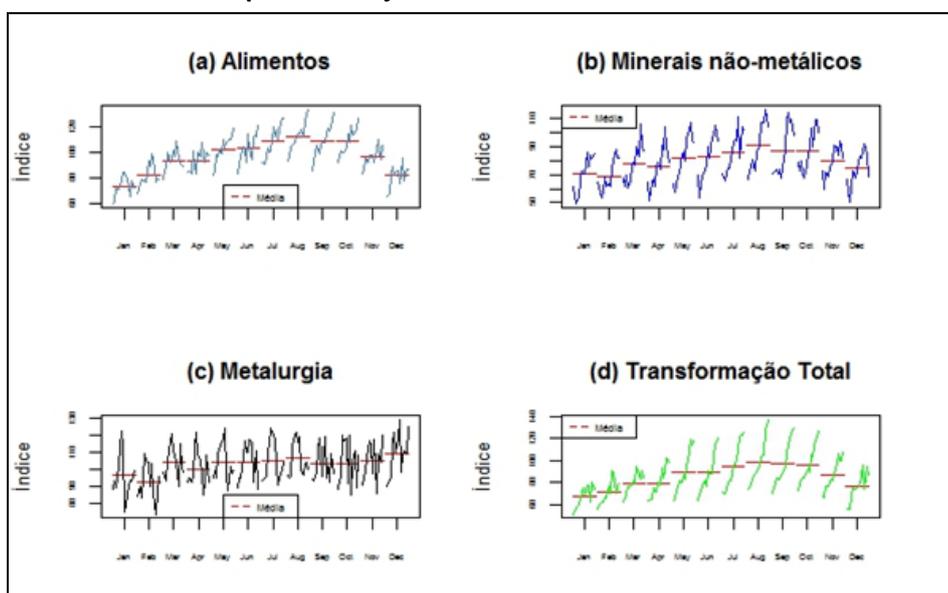
#### 3.1. Identificação da presença do componente sazonal

Uma primeira forma de identificação da presença do componente sazonal nas séries do índice de produção da indústria de alimentos, minerais não-metálicos, metalurgia e transformação total, é verificar se há manifestação de comportamento similar (de alta, baixa, ou estabilidade) em um mesmo mês em diferentes anos.

A figura 1 mostra a existência de comportamento sazonal nas séries da indústria de alimentos, minerais não-metálicos e na de transformação total, pois ao analisarmos os seus comportamentos mensais, verifica-se que os índices tendem a se situar próximos das suas respectivas médias mensais.

Visualiza-se ainda na figura 1 que o comportamento sazonal da indústria de transformação total se assemelha ao da indústria de alimentos, o que era esperado, pois esta indústria é a que detém maior participação relativa na indústria de transformação.

**Figura 1: Comportamento mensal do índice do volume de produção das indústrias de alimentos, minerais não-metálicos, metalurgia e transformação total no estado de Goiás no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014.**



Fonte: PIM/IBGE (2002-2014, elaboração própria).

Todavia, a identificação da sazonalidade não pode se dar somente por análise gráfica, pois, por um lado, nem sempre a sazonalidade é facilmente identificável em um gráfico. Por outro lado, ainda que o comportamento aparentemente sazonal verificado por meio deste, permite dizer se a série de fato apresenta comportamento sazonal que torne necessário o ajuste sazonal. Sabe-se que “não se deve ajustar sazonalmente uma série que não apresenta sazonalidade identificável. O ajuste inapropriado [...] pode implicar em resultados errôneos.” (FERREIRA, *et. al.*, p.08, 2015).

A tabela 1 mostra as estatísticas dos três testes mais utilizados para a detecção de comportamento sazonal. De modo geral, os testes mostraram a presença de sazonalidade em todas as séries investigadas – todos os testes se mostraram significantes a 1%, a única exceção foi a série de minerais não-metálicos no teste F, que é significante a 5%.

**Tabela 1: Estatísticas dos testes para verificação de sazonalidade**

Série	Teste de Friedman	Teste de Kruskal Wallis	Teste F Sazonalidade
Alimentos	71,924*	129,952*	6,035*
Minerais não-metálicos	23,843*	102,003*	1,866''
Metalurgia	6,510*	50,591*	3,659*
Transformação total	34,583*	124,813*	19,182*

Nível de significância: 0,01 '\*', 0,05 '', 0,1 '' 1

Portanto, ainda que o componente sazonal na série de metalurgia na análise gráfica não seja facilmente detectado, ao nos atentarmos para os testes que captam o efeito da sazonalidade, ficou detectada a sua presença.

### 3.2. Seleção do modelo de melhor ajuste

Inicialmente é necessário incorporar ao modelo de ajuste sazonal os efeitos de eventos atípicos supracitados na parte da metodologia – em resumo, apontou-se a possibilidade da influência dos efeitos do calendário (quantidade de dias úteis, feriados, anos bissextos), *outliers*, – devem ser considerados a fim de se obter um ajuste de boa qualidade.

Neste intuito, a tabela 2 apresenta os melhores modelos para cada série analisada, observa-se que todos os modelos selecionados são da família SARIMA. Houve manifestação de *outliers* do tipo *level shift* (LS) e *additive outliers* (AO), nas séries de indústria de alimentos e transformação. A elevada participação relativa da indústria de alimentos na indústria transformação é responsável pela verificação de *outliers* do tipo LS em janeiro de 2012.

Em relação ao efeito calendário, a tabela 1 mostra, de um lado, que o carnaval e/ou a páscoa tendem a reduzir os resultados de todas as séries investigadas, ou seja, apresenta impacto negativo nos índices. Por outro lado, o efeito dias de semana, tende a aumentar os resultados das séries de indústria de alimentos e transformação investigadas, logo o maior número de dias trabalhados influencia o índice positivamente, como era esperado. As demais variáveis que compõem o efeito calendário não foram estatisticamente significativas.

Tabela 2: Ajuste Sazonal para o índice da Indústria de Transformação do Estado de Goiás

Indústria de Alimentos		Minerais não-metálicos		Metalurgia		Tranformação		
Modelo	ARIMA(1 0 1)(0 1 1)	ARIMA: (1 1 1)(1 0 1)		ARIMA: (0 1 1)(0 1 1)		ARIMA: (0 1 0)(0 1 1)		
	Variável	Estimado	Variável	Estimado	Variável	Estimado	Variável	Estimado
	Carnaval	-4,682**	Carnaval	-5,259**	Carnaval	-5,41903*	Carnaval	-4,659***
	Constante	2,925***	Páscoa[15]	-4,324*	AO2009.Jan	29,3167***	Ano Bissexto	2,578
	Ano Bissexto	2,828	AO2012,Jul	29,621***	AO2010.Jan	-28,273***	Dias trabalhados	0,348***
	Dias Trabalhados	0,307**	AR-Nonseasonal-01	0,548***	MA-Nonseasonal-01	0,540***	Páscoa[8]	-2,684**
	Páscoa[1]	-2,879*	AR-Seasonal-12	0,936***	MA-Seasonal-12	0,833***	AO2011.Aug	12,150***
	AO2010.Jun	18,205***	MA-Nonseasonal-01	0,893***			LS2012.Jan	30,867***
	LS2012.Jan	11,304***	MA-Seasonal-12	0,689***			AO2013.Dec	17,079***
	AR-Nonseasonal-01	0,563***					MA-Seasonal-12	0,487***
	MA-Seasonal-12	0,678***						
<b>Box-Ljung (Autocorrelação)</b>		27,46		21,48		21,81		33,24
<b>Shapiro (Normalidade)</b>		0,994		0,985		0,978		0,983
<b>AICc</b>		908,8		1016,0		997,3		879,1
<b>BIC</b>		936,9		1039,0		1014,0		904,4

Nível de Significância: 0 '\*\*\*' 0,001 '\*\*\*' 0,01 '\*\*' 0,05 '\*' 0,1 ' ' 1

Em relação ao diagnóstico dos modelos, em termos gerais, verificam-se normalidade dos resíduos, ao nível de 5%. Além disso, as elevadas estatísticas no teste de Box-Ljung mostram que não há evidência da presença de autocorrelação.<sup>5</sup>

### 3.3. Verificação da qualidade do ajuste e comparação entre séries

<sup>5</sup> É importante ainda destacar, que o modelo exposto na tabela 1 foi comparado com outros modelos, mas optamos por apresentar apenas o modelo com o melhor ajuste, ou seja, com as menores estatísticas AICc e BIC.

Nesta seção será verificado se os modelos encontrados na subseção precedente foram capazes de produzir, nas séries analisadas, ajustes sazonais de boa de qualidade. Para isto, analisam-se as estatísticas QS, o comportamento gráfico da *SI ratio* e comparam-se as séries originais e ajustadas.

A tabela 3 mostra as estatísticas do teste QS, apenas as séries *qsori* (série original) e *qsorievadj* (série original corrigida por *outliers*) rejeitaram a hipótese da não presença de sazonalidade. Nas demais séries, o p-valor igual a 1 sugere a não presença de sazonalidade. Assim, evidencia-se que o modelo foi efetivo no ajuste sazonal, pois os componentes sazonais encontrados nas séries originais passaram a não existir nas séries ajustadas.

**Tabela 3: Resultados do teste QS**

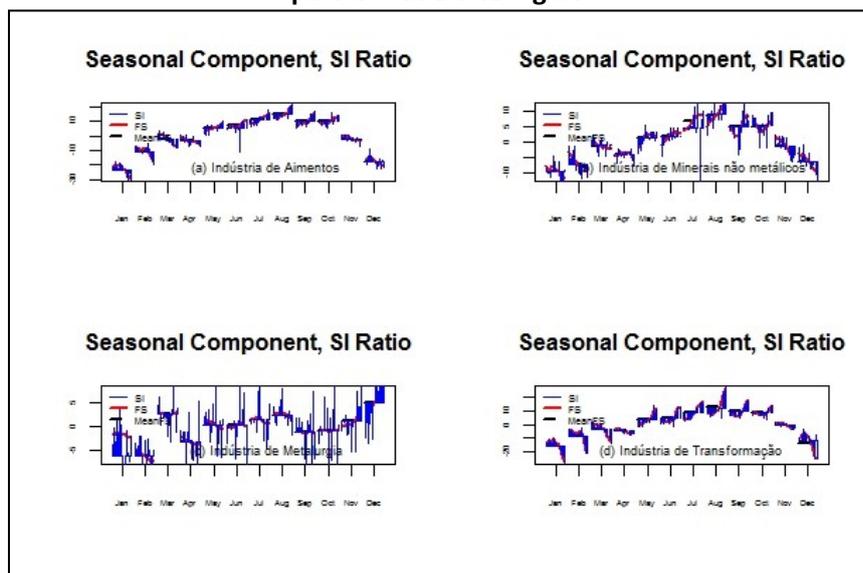
Série	Alimentos		Minerais não-metálicos		Metalurgia		Transformação	
	qs	p-valor	qs	p-valor	qs	p-valor	qs	p-valor
<i>qsori</i>	105,9	0,0	27,7	0,0	13,4	0,0	29,6	0,0
<i>qsorievadj</i>	134,0	0,0	36,9	0,0	12,1	0,0	88,9	0,0
<i>qrsrd</i>	0,0	1,0	0,1	0,9	0,0	1,0	0,0	1,0
<i>qssadj</i>	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
<i>qssadjevadj</i>	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
<i>qsirr</i>	0,0	1,0	0,0	1,0	1,1	0,6	0,0	1,0
<i>qsirrevadj</i>	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0

**Obs:** *qsori* (série original), *qsorievadj* (série original corrigida por *outliers*), *qrsrd* (resíduos), *qssadj* (série ajustada sazonalmente), *qssadjevadj* (série ajustada sazonalmente corrigida por *outliers*), *qsirr* (série irregular), *qsirrevadj* (série irregular corrigida por *outliers*).

A figura 2 compara o componente sazonal (FS) e agregação dos componentes sazonais e irregulares (*SI ratio*), em todas as séries visualizam-se ampla aderência entre os SI e FS, o que comprova que o componente irregular não afetou o ajuste sazonal das séries analisadas.

A figura 2 mostra também o impacto dos *outliers* nos fatores sazonais, conforme apresentado no modelo ajustado. Por exemplo, nos meses de janeiro e junho para a indústria de alimentos, no mês de julho para a indústria de minerais não-metálicos e de metalurgia, percebe-se que o *SI ratio* destoa abruptamente do fator sazonal. Todavia, o ajuste sazonal mitiga o efeito dos *outliers*.

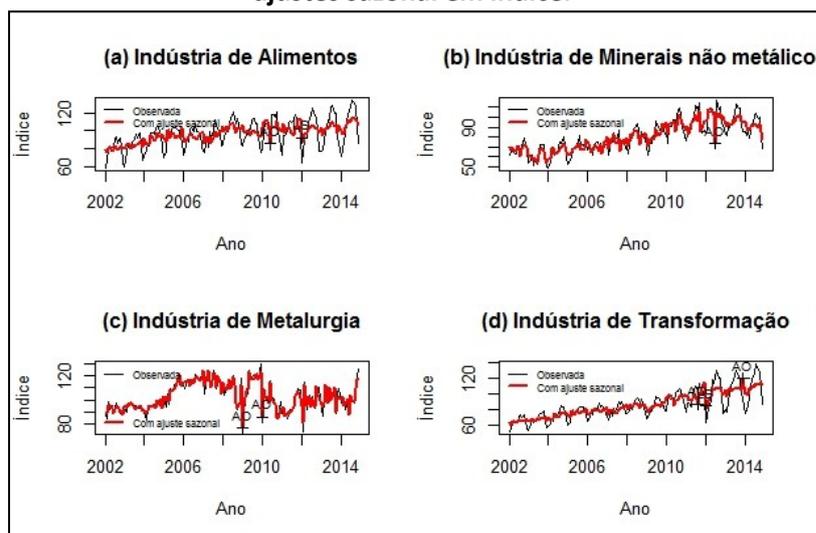
**Figura 2: Comparação dos Componentes Sazonais (FS) e do SI Ratio para o modelo corrigido.**



Fonte: Elaboração própria

A figura 3 mostra que as séries com ajuste sazonal apresentam comportamento menos volátil *vis-à-vis* as séries originais, uma decorrência natural da retirada do efeito da sazonalidade das séries. Além disso, ao analisar-se a evolução da série ajustada fica notório a tendência de crescimento a partir do ano de 2002 das séries da indústria de alimentos, minerais não-metálicos, e conseqüentemente da indústria de transformação. No caso da indústria de metalurgia houve comportamento errático.

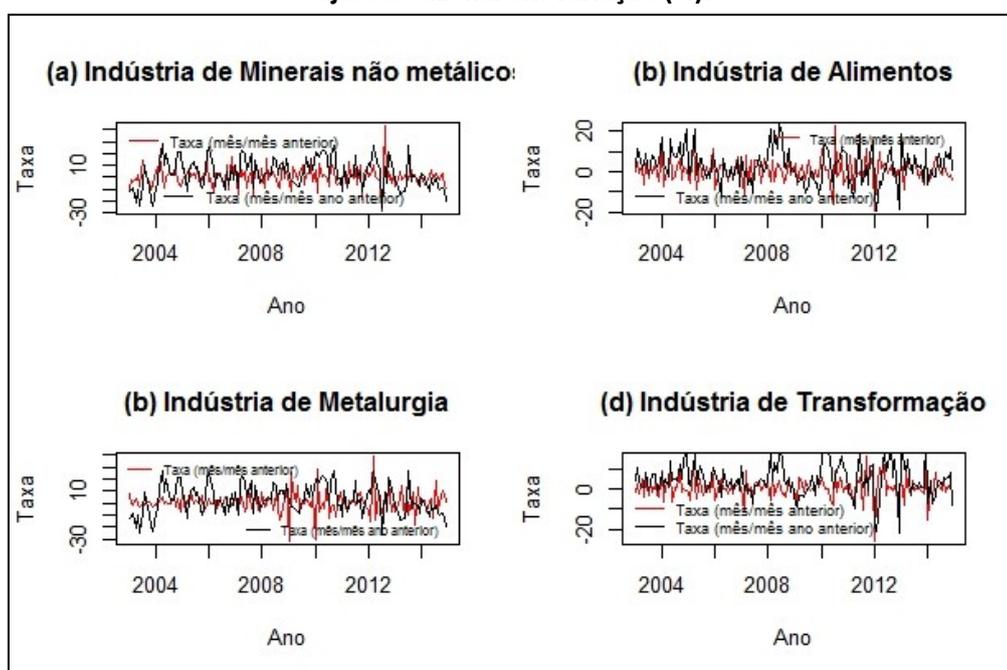
**Figura 3: Comparação das séries originais (observada) com suas respectivas série com ajustes sazonal em índice.**



Fonte: Elaboração própria.

Por fim, ao compararmos a taxa de variação da série ajustada com a série não ajustada em base móvel (mês de um ano com o mesmo mês do ano anterior) na figura 4, fica evidente o comportamento mais estacionário da série ajustada, o que confirma, mais uma vez, que o modelo adotado foi capaz de promover um ajuste sazonal de qualidade.

**Figura 4: Comparação das séries originais (observada) com suas respectivas série com ajustes sazonal em variação (%).**



Fonte: Elaboração própria.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve o objetivo principal de criar condições para estabelecer comparações consistentes, em meses subsequentes, para dados que apresentam sazonalidade. Neste caso analisamos a indústria de transformação, alimentícia, de minerais não-metálicos e de metalurgia, no estado de Goiás. Vimos que esta comparação só é factível a partir do ajuste sazonal.

A comparação de meses subsequentes é importante, principalmente, nos momentos em que ocorrem profundas mudanças na atividade econômica, como, por exemplo, neste ano de 2015, em que a atividade industrial atravessa momento de claro descenso.

Assim, a comparação corriqueira, que consiste no confronto de um determinado mês com o mesmo do ano anterior, se feita no cenário vigente, tem mostrado quedas bastante acentuadas nas atividades industriais, pois no ano anterior as condições macroeconômicas eram amplamente mais favoráveis vis-à-vis este ano.

Dessa forma, em períodos de fortes mudanças econômicas a comparação dentro de um mesmo ano torna-se mais interessante, pois permite ao analista acompanhar o que de fato tem acontecido ao longo de um ano, sem o efeito do carregamento estatístico e sazonal do ano anterior.

Vimos que duas variáveis do efeito calendário impactaram nos resultados, de um lado, o carnaval tende a reduzir os resultados de todas as séries investigadas, de outro lado, o efeito dias de semana, tende a aumentar os resultados das séries de indústria de alimentos e transformação investigadas.

Por fim, é importante destacar, que submetido a vários testes o modelo utilizado foi capaz de produzir um ajuste sazonal de ótima qualidade, tornando assim as séries analisadas passíveis de comparação entre meses subsequentes.

## 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARNOLD, Zellner. Front matter to 'seasonal analysis of economic time series. *The National Bureau of Economic Research*, 1979.
- Box, G., Jenkins, G., Time series analysis, forecasting and control. Holdan Day. Oakland, California, USA, 1976.
- FERREIRA, et. al.. Métodos de ajuste sazonal para séries de Business Tendency: um estudo de caso para a Sondagem da Indústria utilizando o método X13-ARIMASEATS. Fundação Getúlio Vargas, 2015, 43 p.
- FRIEDMAN, M. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association* v.32, p,675-701, 1937.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Produção Industrial Mensal (PIM/PF) 2002-2014. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- LOTHIAN, John; MORRY, Michael. Test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11 program. *Statistics Canada*, Ottawa, v.18, p.15-40, 1978.
- MARAVALL, et. al.. *Reg-arima model identification: empirical evidence*. Bank of Spain, 2014, 37 p.
- MORETTIN, Pedro Alberto; TOLOI, Clelia Maria de Castro. *Análise de séries temporais*. São Paulo: USP, 2006.
- PLOSSER, C.I.. A time series analysis of seasonality in econometric models. *The National Bureau of Economic Research*, 1979.
- SHISKIN, A. H. Young, and J. C. Musgrave. The x-11 variant of the census method ii seasonal adjustment program. *Bureau of the Census*, 1967.
- Time Series Analysis. *Australian Bureau of Statistics*, Sidney, 14 nov.2005. Disponível em:<<http://abs.gov.au/websitedbs/D3310114.nsf/home/Time+Series+Analysis:+The+Basic+s#WHAT%20IS%20A%20TIME%20SERIES%3F>>. Acesso em: 16 de set.2015.

