

## Artigo técnico

## Análise da série de vendas do varejo restrito no Estado de São Paulo: uma aplicação do Método X12-ARIMA

*Analysis of the restricted retail sales series in the State of São Paulo: an application of Method X12-ARIMA*

Mario Antonio Margarido<sup>a,\*</sup>

<sup>a</sup> Dr. Economia Aplicada.  
Pesquisador Científico

E-mail: margaridoma@gmail.com

## Resumo

Este artigo apresenta uma análise detalhada da série de vendas do varejo restrito para o Estado de São Paulo da Pesquisa Mensal do Comércio Restrito do IBGE para o período de janeiro de 2003 a março de 2019. O método utilizado foi o Método X12-ARIMA. Os resultados mostram que apesar da estabilidade dos coeficientes sazonais, os coeficientes de amplitude sazonal estão se alterando ao longo do tempo, refletindo, possivelmente, mudanças no comportamento do consumidor em razão do próprio ambiente econômico dos últimos anos.

## Palavras-chave:

sazonalidade; método X12; série temporal; venda varejo.

## Keywords:

Keywords: seasonality; X12 method; time serie; retail sale

## Abstract

*This article presents a detailed analysis of the retail sales series for the State of São Paulo from the IBGE Monthly Survey of Restricted Commerce for the period from January 2003 to March 2019. The method used was the X12-ARIMA Method. The results show that, despite the stability of the seasonal coefficients, seasonal amplitude coefficients are changing over time, possibly reflecting changes in consumer behavior due to the economic environment of recent years.*

## 1 Introdução

A principal preocupação ao se trabalhar com modelos de séries temporais consiste em determinar o respectivo processo gerador de cada série.

Diversas séries econômicas se caracterizam por apresentarem padrões sazonais<sup>1</sup>. A sazonalidade faz parte do processo gerador destas séries e não pode simplesmente ser ignorada pelo pesquisador, pois pode-se obter resultados viesados, seja no âmbito da análise do relacionamento estrutural entre variáveis, como, também, quanto na elaboração de modelos de previsões. Por outro lado, a presença da sazonalidade torna a modelagem do processo gerador destas séries mais complexas<sup>2</sup>.

Entre as diversas séries econômicas que apresentam comportamento sazonal, destacam-se a produção industrial, vendas no varejo, consumo de energia elétrica, produção agrícola, Produto Interno Bruto (PIB), etc.

Sendo assim, torna-se de suma relevância conhecer aspectos relacionados à sazonalidade das séries econômicas, além de conhecer como trabalhar com séries sazonais.

Em decorrência do acentuado processo de industrialização, e, conseqüentemente, de urbanização do Brasil a partir da década de 50, verifica-se que o setor de comércio na economia brasileira passou a ter cada vez mais relevância.

Basicamente, o setor de comércio pode ser dividido em dois segmentos. O comércio atacadista e o varejista.

Mais especificamente, conforme Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018) as "empresas atacadistas funcionam como distribuidoras ou intermediárias no processo produtivo, revendendo a

---

<sup>1</sup> É necessário realçar que a presença de sazonalidade em séries temporais não é prerrogativa exclusiva de séries econômicas.

<sup>2</sup> Como exemplo, a necessidade de realização de teste de raiz unitária sazonal, conforme desenvolvido por Dickey, Hazsa e Fuller (1994) ao invés dos convencionais testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme Dickey e Fuller (1979,1981) e Phillips-Perron (PP). Segundo Phillips e Perron (1988), a determinação da ordem de integração de séries sazonais com a utilização de testes de raiz unitária convencionais produzem resultados viesados.

varejistas, estabelecimentos agropecuários, cooperativas e agentes produtores em geral (empresariais e institucionais). Este tipo de comércio caracteriza-se como empresas de grande porte, em relação à mão de obra e à geração de receita, pois contam com elevado volume de vendas, cujas operações podem influenciar a formação de preços na economia". Portanto, dadas estas características, poucas e grandes<sup>3</sup> empresas, atuando neste segmento, sua estrutura se aproxima do modelo de oligopólio quando comparada a estrutura do varejo, sendo assim, na maioria das vezes, são formadoras de preços.

Em relação ao comércio varejista, observa-se grande número de pequenos estabelecimentos, intensivo em mão-de-obra, e, cuja finalidade, é atender a demanda das famílias. Sendo assim, o comércio varejista se aproxima da estrutura de concorrência perfeita, e, como tal, é tomadora de preço relativamente ao segmento atacadista. No entanto, é necessário realçar, especialmente no segmento de supermercados, onde ocorreu expressiva concentração nos últimos anos, resultando em redes de supermercados capazes de impor preços ao atacado (indústrias), ainda assim, predomina grande quantidade de pequenos estabelecimentos neste segmento.

Em termos macroeconômicos, conforme observado por Silva (2018), o "setor de comércio ganhou importância econômica nas últimas duas décadas, uma vez que sua participação no Produto Interno Bruto (PIB), que se manteve relativamente estável e em torno de 8% entre 1996 e 2002, subiu continuamente até atingir 13,6% em 2014, número em torno do qual permaneceu no triênio seguinte".

Dada a relevância do setor de comércio na econômica brasileira, torna-se de suma importância o desenvolvimento de estudos que analisem este segmento.

## 2 Objetivo

O objetivo deste estudo consiste em realizar uma análise detalhada do comportamento da série do varejo restrito do Estado de São Paulo, explorando toda potencialidade oferecida pelo Método X12-ARIMA.

## 3 Método

De acordo com Fredo e Margarido (2008, p.372), em relação ao campo das séries de tempo, a "tendência capta elementos de longo prazo relacionados com a série de tempo; pode ser determinística, ou seja, pode ser uma função matemática, ou então estocástica, isto é, resultado de um processo aleatório". Neste caso, a tendência estocástica, em economia, mostra alterações no nível da série de tempo, as quais podem ser resultados de mudanças sociais, tecnológicas, condições de mercado, meio ambiente, entre outros.

---

<sup>3</sup> Quando comparado relativamente ao segmento do varejo

Por sua vez, o componente sazonal capta os padrões regulares da série de tempo, por exemplo: mudanças de temperatura, índice pluviométrico, safra ou entressafra de produtos agropecuários, vendas da indústria, vendas do varejo, entre outros.

Finalmente, os ciclos são caracterizados por longas ondas, regulares, em torno de uma linha de tendência. O interesse pelos ciclos está relacionado com seus pontos de mudanças, também denominados de pontos de inflexão<sup>4</sup>, duração, frequência, etc.

Conforme apresentado na literatura sobre séries temporais, uma série temporal pode ser decomposta em cinco componentes. Dois são os tipos de modelos, aditivo e multiplicativo.

Abaixo, são apresentados matematicamente os modelos aditivo e multiplicativo, respectivamente:

$$O_t = C_t + S_t + I_t + P_t + D_t$$

$$O_t = C_t * S_t * I_t * P_t * D_t$$

Onde:  $O_t$  corresponde a série original,  $C_t$  é o componente tendência-ciclo,  $S_t$  é o componente sazonal,  $I_t$  é o componente irregular (ou resíduo),  $P_t$  é o componente de fatores mensais anteriores e  $D_t$  é o componente denominado *trading-day*.

O componente *trading-day* pode ser dividido em:

$$D_t = D_{r,t} * D_{tr,t'}$$

Onde:  $D_{tr,t}$  são os fatores de *trading-day* derivados de pesos diários anteriores e  $D_{r,t}$  corresponde aos resíduos dos fatores *trading-day* estimados a partir da regressão de *trading-day*.

Resumidamente, o Procedimento X12 é uma adaptação do *U.S. Bureau of the Census X-12 ARIMA Seasonal Adjustment Program (U.S. Bureau of the Census 2010)*. O programa X-12 ARIMA foi desenvolvido pelo *Time Series Staff of the Statistical Research Division, U.S. Census Bureau*. O programa de ajuste sazonal X-12 ARIMA contém componentes desenvolvidos pelo *Statistics Canada X-11 ARIMA*. O X-12 ARIMA é um método automático de modelagem com base nos trabalhos de Gómez and Maravall (1997a b).

O programa X-12 ARIMA combina as capacidades do programa X-11 (SHISKIN, YOUNG and MUSGRAVE, 1967) e o programa X-11 ARIMA/88 (DAGUM, 1988), e, além disso, insere novos aspectos (FINDLEY et al. (1998)). Um dos principais avanços envolve a utilização do modelo regARIMA, o qual, consiste em um modelo de regressão com erros ARIMA (Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis). O programa X-12 contém métodos desenvolvidos pelo *U.S. Census Bureau and Statistics Canada*.

<sup>4</sup> Em economia, o interesse em conhecer adequadamente este componente da série de tempo está relacionado com os ciclos econômicos, visando determinar períodos de prosperidade, recessão, entre outros.

Além disso, a rotina para modelagem automática X-12, tem como base a rotina TRAMO (*Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Values and Outliers*), método este desenvolvido por Gómez and Maravall (1997 a b). Os quatro principais componentes do programa X-12 são: modelagem regARIMA, diagnóstico da modelagem, ajustamento sazonal, o qual, utiliza avanços no método X-11 e diagnósticos pós ajustes. O método X-11<sup>5</sup> do Statistics Canada ajusta um modelo ARIMA com base na série original, e, então, utiliza modelos de previsão para estender a série original. Esta série estendida é então ajustada sazonalmente pelo método padrão de ajuste sazonal do X-11. A extensão das séries melhora as estimações de fatores sazonais e reduz a necessidade de revisões da série sazonalmente ajustada quando novas informações estão disponíveis.

## 4 Dados

Para exemplificar os resultados produzidos pelo método X12, foi utilizada a série da Pesquisa Mensal do Comércio (PMC) do Estado de São Paulo (PMCSPP), cuja periodicidade é mensal. Esta série é um índice com Base 2014=100 e representa o Volume de Vendas do Varejo Restrito. No cálculo do índice de varejo restrito não são incluídas as vendas de automóveis, motocicletas, peças para veículos e material de construção. O período abrangido se inicia em Janeiro de 2003 e termina em Março de 2019. A fonte destes dados é o Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cujo endereço eletrônico é <https://sidra.ibge.gov.br/home/pmc/sao-paulo>.

## 5 Análise de resultados

A Tabela 1 apresenta os resultados da escolha automática pelo procedimento X12 para os cinco melhores modelos em ordem decrescente. É utilizado para ordenar os modelos o Critério de Informação Bayesiano de Schwartz (BIC). O menor valor do Critério de Informação indica qual o melhor modelo. O menor valor para o Critério BIC é igual a - 4,82271, o qual corresponde ao modelo ARIMA (1,1,0)(0,1,1)<sup>6</sup>. Este modelo contém uma diferença regular de ordem um, um parâmetro auto regressivo de ordem um, além da necessidade de uma diferença sazonal de ordem 1, com extensão da sazonalidade igual a 12 e um parâmetro de média móvel sazonal de ordem um com extensão 12.

---

<sup>5</sup> Referências sobre detalhes do Método X11 – ARIMA podem ser encontrados em Dagum (1980, 1982a, 1982b, 1983, 1988); Laniel (1985), Lothian and Morry (1978); Huot, Chui, Higgson and Gait (1986).

<sup>6</sup> Detalhes sobre como escrever os elementos regulares e sazonais do Modelo ARIMA podem ser encontrados em BOX; Jenkins and Reinsel (1994) e Margarido (1998).

Tabela 1 - Escolha Automática dos Cinco Melhores Modelos, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2017.

Ordem de Escolha	Modelo Estimado (p,d,q) (P,D,Q)	BIC
1	(0,1,1) (0,1,1)	-4.74376*
2	(1,1,0) (0,1,1)	-4.74057
3	(1,1,1) (0,1,1)	-4.72432
4	(0,1,0) (0,1,1)	-4.59066
5	(0,1,1) (0,1,0)	-4.53864

\*Menor valor do BIC.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

A seguir, o Método X12 compara o modelo escolhido automaticamente, o qual consta da Tabela 1, com o denominado Modelo padrão, o qual é representado pelo seguinte Modelo ARIMA (0,1,1)(0,1,1). Neste caso, após comparar os dois modelos, o Método X12 indica que o modelo mais adequado é o Modelo Padrão. Sendo assim, a análise a seguir terá como base os resultados dos parâmetros estimados para o Modelo Padrão.v

A Tabela 2 apresenta os parâmetros estimados para o melhor modelo Auto regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA). Os resultados mostram que tanto o parâmetro regular de Média Móvel de Ordem Um, quanto o parâmetro sazonal de Média Móvel de Ordem 1, com extensão sazonal igual a 12, são estatisticamente significativos, uma vez que os respectivos p-valores se encontram próximo de zero.

Tabela 2.- Estimativas dos Parâmetros do Modelo ARIMA, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Parâmetro	Defasagem	Estimativa do Parâmetro	Erro Padrão da Estimativa	Valor do Teste t	Pr >  t
Média Móvel (MA) de ordem 1	1	0.42205	0.06910	6.11	<.0001
Média Móvel Sazonal (SMA) de ordem um	12	0.55183	0.06612	8.35	<.0001

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Matematicamente, este modelo ARIMA pode ser escrito da seguinte forma:

$$\nabla^d \nabla_{s=12}^d \text{LPMCSPT}_t = 0,42205B * 0,55183B^{s=12} \alpha_t$$

Onde:  $\nabla^d$  = diferença regular de ordem um;  $\nabla_{s=12}^d$  = diferença sazonal com extensão da sazonalidade igual a 12; LPMCSPT representa o logaritmo<sup>7</sup> do Índice de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo no período  $t$ ; 0,42205 é a média móvel de ordem um; 0,55183 corresponde a média móvel sazonal e  $\alpha_t$  é o resíduo. A média móvel de ordem um indica que, desequilíbrios nas Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo no período  $t$ , na média, são corrigidos em 42,20% a cada mês. O parâmetro de média móvel sazonal mostra que desequilíbrios na produção industrial no tempo  $t$ , na média, são corrigidos em 55,18% a cada 12 meses.

A Tabela 3 apresenta os resultados para testar a presença de Trading Day. Dado que é um teste conjunto, é utilizada a distribuição  $\chi^2$ . A hipótese nula afirma que todos os dias da semana tem o mesmo efeito sobre comportamento das vendas do varejo restrito. O resultado mostra que a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, ou seja, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira está abaixo do nível de significância de 1%, logo, pode-se rejeitar a hipótese nula e conclui-se que determinados dias da semana têm impactos mais relevantes sobre o comportamento das vendas do varejo do que outros. Estatisticamente, isto indica que o efeito calendário deve ser eliminado, dado que seu efeito não é estocástico, para posteriormente estimar o modelo ARIMA.

Tabela 3 - Teste  $\chi^2$  sobre o grupo de regressores, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Efeito da Regressão	Graus de Liberdade	$\chi^2$	P-Valor $\chi^2$
<i>Trading Day</i>	6	35.4232	<.0001

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Dado que determinados dias da semana têm impactos relevantes sobre as vendas do varejo paulista, foi estimado um modelo de regressão para captar o efeito *trading day*. Os resultados mostram que, em termos estatísticos o melhor dia do varejo em termos de vendas ocorre aos sábados. Além deste parâmetro ter sinal positivo é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5% (Tabela 3A). Aparentemente, este resultado é coerente, pois, uma parcela expressiva dos consumidores não trabalham aos sábados, e, utilizam este dia da semana para realizarem as compras que necessitam.

<sup>3</sup> O operador logaritmo foi utilizado para comprimir a variância da série e facilitar sua estimação.

Tabela 3A – Estimativas do Modelo de Regressão, Variável PMCS, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Tipo	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Valor <i>t</i>	P-valor
<i>Trading Day</i>	Segunda	-0.00415	0.00264	-1.57	0.1180
	Terça	-0.00396	0.00273	-1.45	0.1484
	Quarta	-0.00048	0.00269	-0.18	0.8573
	Quinta	0.00287	0.00263	1.09	0.2767
	Sexta	0.00052	0.00266	0.19	0.8462
	Sábado	0.00618	0.00269	2.29	0.0230
	Domingo	-0.00097	0.00267	-0.37	0.7155

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

O método X12 também identificou a necessidade da inclusão de uma variável de intervenção *dummy* do tipo *additive outlier* para o mês de março de 2017. Além de ser estatisticamente significativa, seu sinal é negativo, ou seja, houve uma redução de 7,91% no nível da série a partir de março de 2017. Possivelmente, este resultado esteja captando os efeitos da mudança metodológica realizada pelo IBGE na série da PMC, conforme apresentado em Indicadores IBGE (2017).

Tabela 4 - Estimativas do Modelo de Regressão *Trading Day*, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2017

Tipo de variável	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da Estimativa	Valor do Teste	P-valor do Teste <i>t</i>
<i>Dummy</i>	AO MAR2017	-0.07913	0.01657	-4.78	<.0001

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Basicamente, o modelo ARIMA envolve quatro etapas, identificação, estimação, verificação e previsão.

Após a identificação e estimação do modelo ARIMA, é necessário verificar se os respectivos resíduos são ruído branco (*White Noise*), isto é, não apresentam autocorrelação ao longo do tempo. Dois são os métodos utilizados para tal tarefa, o primeiro utiliza o teste *Ljung-Box* sobre a Função de Autocorrelação dos Resíduos, enquanto que, a segunda técnica é visual e a análise recai sobre os correlogramas das Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial.

O teste *Ljung-Box* é um teste conjunto que utiliza a hipótese conjunta de que todas as defasagens da Função de Autocorrelação dos Resíduos estão isentas de autocorrelação, enquanto que, a hipótese alternativa afirma que há pelo menos uma defasagem que apresenta autocorrelação. Conforme pode ser visto na Tabela 5, todos os P-valores se encontram acima do nível de significância de 10%, logo, não se rejeita nenhuma das hipóteses nulas de cada defasagem, e, conseqüentemente, os resíduos são ruído branco.



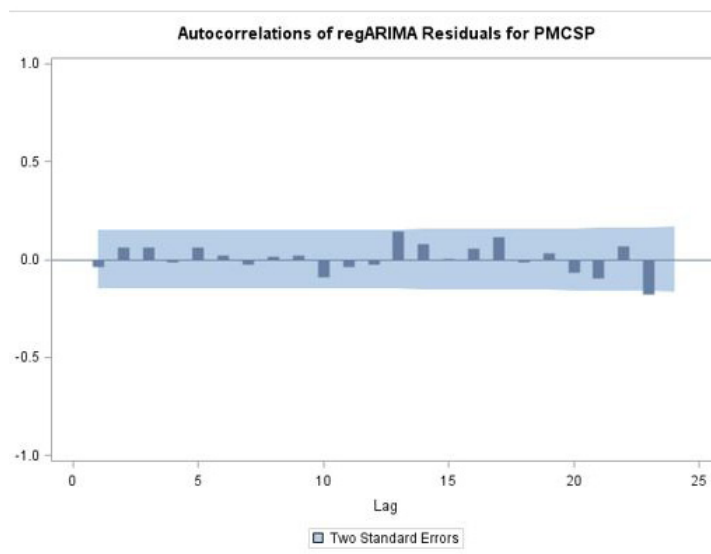
Tabela 5 - Correlograma da Função de Autocorrelação, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Defasagem	Correlação	Erro-Padrão	$\chi^2$	Graus de Liberdade	Pr > $\chi^2$
1	-0.03836	0.07412	0.2722	0	-
2	0.05959	0.07423	0.9328	0	-
3	0.06169	0.07450	1.6447	1	0.1997
4	-0.01609	0.07478	1.6934	2	0.4288
5	0.06419	0.07480	2.4731	3	0.4802
6	0.01858	0.07510	2.5388	4	0.6377
7	-0.02663	0.07512	2.6744	5	0.7500
8	0.01558	0.07517	2.7211	6	0.8429
9	0.01927	0.07519	2.7930	7	0.9035
10	-0.08930	0.07522	4.3457	8	0.8247
11	-0.089305	0.07580	4.5945	9	0.8681
12	-0.02655	0.07589	4.7334	10	0.9083
13	0.14102	0.07594	8.6740	11	0.6520
14	0.08177	0.07737	10.0067	12	0.6154
15	0.00512	0.07784	10.0119	13	0.6930
16	0.05758	0.07784	10.6807	14	0.7109
17	0.11189	0.07808	13.2216	15	0.5852
18	-0.01247	0.07895	13.2534	16	0.6542
19	0.03064	0.07896	13.4463	17	0.7058
20	-0.06793	0.07903	14.4002	18	0.7027
21	-0.09673	0.07935	16.3462	19	0.6341
22	0.06617	0.07999	17.2626	20	0.6359
23	-0.17689	0.08029	23.8525	21	0.3003
24	-0.00476	0.08241	23.8573	22	0.3548

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

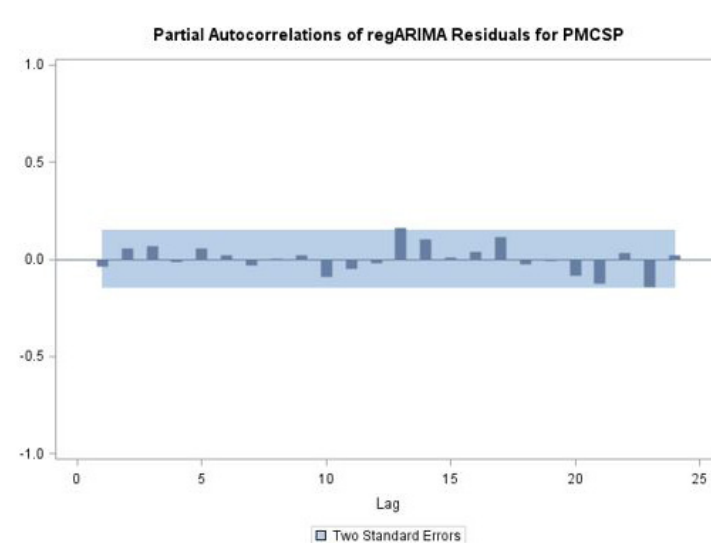
Abaixo, encontram-se os correlogramas da Função de Autocorrelação (Figura 1) e Autocorrelação Parcial (Figura 2). Conforme pode se conferido nos respectivos correlogramas, nenhuma das barras ultrapassa tanto o limite superior quanto o limite inferior. Isto é um indicativo de que os resíduos são ruído branco. Isto indica que o modelo está adequadamente ajustado.

Figura 1 - Correlograma da Função de Autocorrelação dos Resíduos do Modelo regARIMA, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019.



Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Figura 2 - Correlograma da Função de Autocorrelação Parcial dos Resíduos do Modelo regARIMA, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019.



Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Além da questão relacionada com a ausência ou não de autocorrelação ao longo do tempo nos resíduos reside no fato de que os resíduos apresentam ou não distribuição normal. A Tabela 6 mostra que a distribuição dos resíduos é simétrica, pois o Coeficiente de Assimetria Calculado se encontra dentro dos limites inferior e superior. Com relação à presença de curtose nos resíduos, os resultados também mostram que não há presença de curtose. Sendo assim, pode-se inferir que os resíduos têm distribuição Normal (Tabela 6).

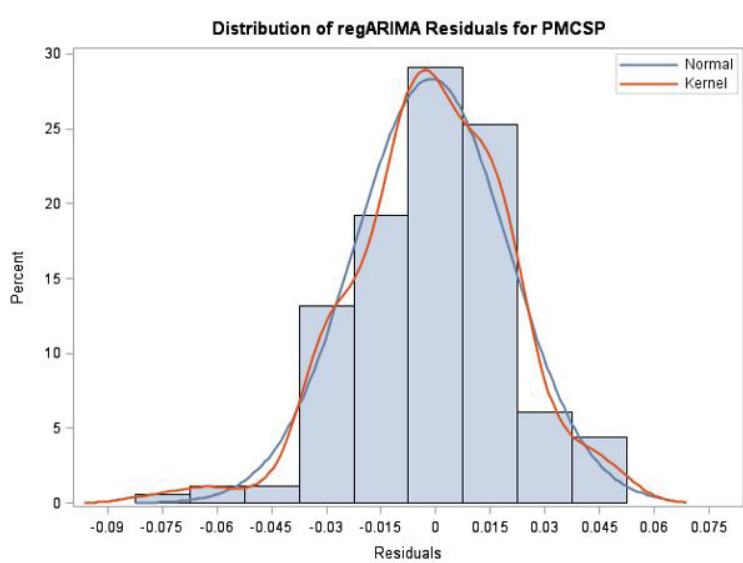
Tabela 6 - Estatísticas de Normalidade para o os Resíduos do Modelo RegARIMA, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Estatística	Valor	Valor Crítico a 1% - Limite Inferior	Valor Crítico a 1% - Limite Superior	Significância
Número de Resíduos	182			
Coeficiente de Assimetria	-0.336	-0.422	0.422	Assimetria não Significativa
Curtose	3.800	2.345	4.029	Curtose Não Significativa
Resultados Combinados				Não indicação de Falta de Normalidade

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Apesar dos testes apresentados na Tabela 6, afirmarem que os resíduos têm distribuição Normal, a Figura 3, mostra que os resíduos não têm distribuição Normal<sup>8</sup>. Este resultado já era esperado, uma vez que, a distribuição de normalidade para determinada variável tem como base a teoria assintótica, ou seja, a amostra deve ser muito grande para que tenha distribuição Normal, e, neste acaso, há somente 195 observações amostrais.

Figura 3 - Distribuição dos Resíduos do Modelo RegARIMA, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019.



Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Visando detectar a presença de sazonalidade na série do índice de vendas do varejo restrito no Estado de São Paulo, foram obtidos os índices sazonais médios para o período analisado. A Tabela denominada D10, fornece Fatores Sazonais Finais. Além dos fatores sazonais mensais, a Tabela D10 apresenta em sua última linha os Índices Sazonais Médios para cada mês do período analisado, enquanto que, a última coluna apresenta os índices médios sazonais para cada ano (Tabela 7).

Em relação à Tabela 7, deve-se destacar que a coluna referente a fevereiro, a qual está marcada com a tonalidade de cinza mais clara, mostra que este mês apresenta o menor valor para o índice médio sazonal mensal para o período analisado, enquanto que, a coluna referente a dezembro apresenta os maiores índices, os quais estão marcados com uma tonalidade de cinza mais escura. Também, é necessário realçar que a identificação dos menores e maiores índices sazonais contribui para o cálculo dos respectivos coeficientes de amplitude sazonal, os quais serão apresentados mais abaixo.

Deve-se destacar que, além de dezembro apresentar os maiores índices sazonais, observa-se que estes índices estão diminuindo ao longo do tempo, enquanto que, verifica-se crescimento dos índices sazonais de novembro, no entanto, dezembro ainda se mantém como o mês com maiores vendas para o comércio varejista. De acordo com o Tobler e Junior Campello (2017), esta alteração está relacionada com a Black Friday, a qual ocorre em novembro. Ainda segundo estes autores, a Black Friday está transferindo vendas de dezembro para novembro, e, além disso, alguns consumidores estariam postergando as compras de outubro, pois os índices sazonais também estão diminuindo, para comprar em novembro, aproveitando as promoções proporcionadas pela Black Friday, sendo que, o mesmo pode ser observado na Tabela 7. No entanto, como será apresentado mais adiante, possivelmente, outros fatores mais relevantes do que a Black Friday podem estar contribuindo para as alterações dos índices sazonais.

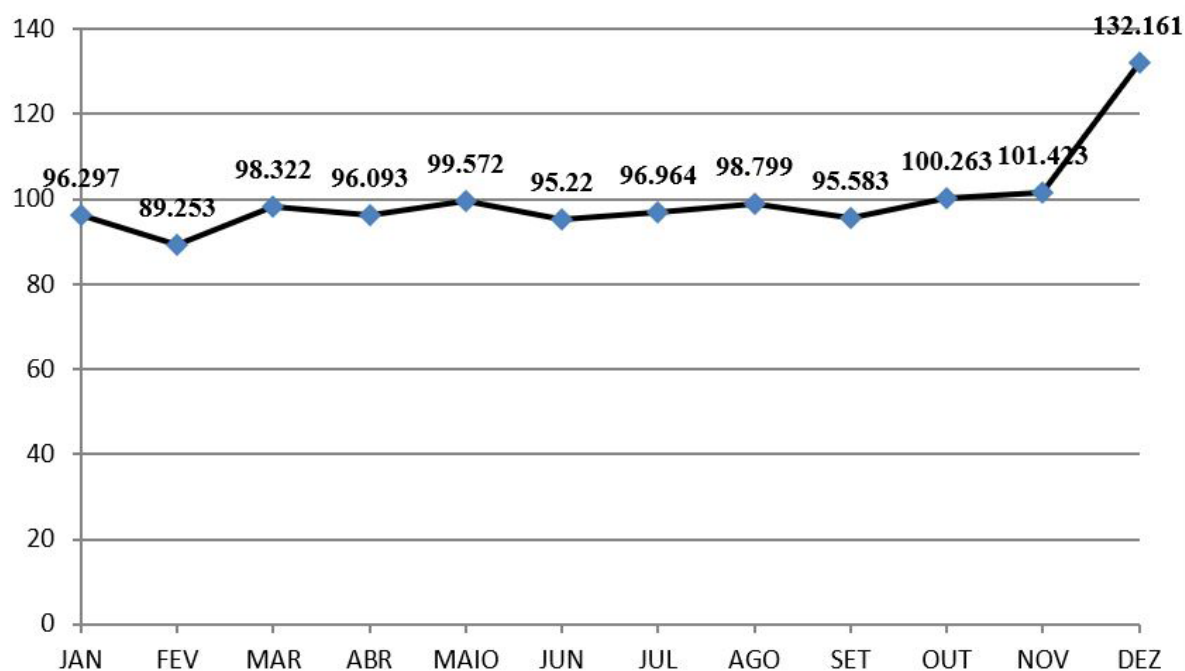
Tabela 7 - Fatores Sazonais Finais (Tabela D10), Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

ANO	JAN	FEV	MAR	ABR	MAIO	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ	Média
2003	93.819	88.151	98.273	96.615	100.188	95.086	97.76	98.788	95.467	100.571	100.123	135.076	99.991
2004	93.921	88.137	98.248	96.707	100.283	95.071	97.611	98.733	95.557	100.493	100.096	134.97	99.984
2005	94.132	88.088	98.214	96.763	100.451	95.154	97.35	98.833	95.78	100.371	99.926	134.83	99.974
2006	94.404	88.082	98.202	96.818	100.598	95.304	97.064	98.806	95.973	100.22	99.74	134.554	99.964
2007	94.673	88.262	98.204	96.827	100.659	95.545	96.706	98.821	96.179	100.191	99.804	133.991	99.955
2008	94.934	88.541	98.223	96.841	100.576	95.848	96.522	98.874	96.192	100.132	99.88	133.213	99.948
2009	95.297	88.853	98.363	96.689	100.383	96.068	96.508	98.711	96.143	100.17	99.872	132.463	99.96
2010	95.755	89.022	98.529	96.458	100.014	96.094	96.785	98.796	95.948	100.172	100.169	131.879	99.968
2011	96.312	89.2	98.719	96.195	99.601	95.759	96.958	98.926	95.791	100.254	100.834	131.438	99.982
2012	96.886	89.341	98.819	95.99	99.257	95.27	97.02	98.933	95.616	100.346	101.304	131.038	99.985
2013	97.45	89.522	98.965	95.722	98.991	94.764	96.901	98.933	95.416	100.483	102.045	130.76	99.996
2014	97.864	89.741	98.931	95.503	98.71	94.514	96.806	98.871	95.242	100.54	102.763	130.476	99.997
2015	98.121	90.047	98.741	95.326	98.522	94.488	96.697	98.874	95.051	100.44	103.47	130.243	100.002
2016	98.279	90.335	98.385	95.146	98.395	94.66	96.726	98.832	95.013	100.208	104.07	129.991	100.003
2017	98.371	90.542	97.977	95	98.317	94.873	96.886	98.892	94.946	99.939	104.511	129.856	100.009
2018	98.421	90.677	97.538	94.885	98.225	95.05	97.12	98.962	95.02	99.681	104.759	129.797	100.011
2019	98.408	90.755	97.135										95.433
<b>Média</b>	96.297	89.253	98.322	96.093	99.572	95.22	96.964	98.799	95.583	100.263	101.423	132.161	

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

O Gráfico 1 apresenta os Índices Sazonais Médios Mensais, sendo que, destacam-se os meses de dezembro, novembro, outubro e maio como sendo os meses mais relevantes para as vendas no varejo. O mês de maio é importante para o varejo, pois tem o dia das mães, uma data com forte apelo para vendas. No entanto, o melhor período de vendas para o segmento varejista é final do ano, não em decorrência do período de festas de final de ano, mas sim, em função do pagamento do décimo terceiro salário aos consumidores assalariados. Também, é necessário realçar que o menor índice sazonal médio ocorre em fevereiro, sendo que, este resultado se justifica pelo fato de que fevereiro é o mês que tem menos dias úteis, e as vendas do varejo são muito impactadas pelo número de dias úteis no mês. Também, na maioria das vezes, o carnaval acontece em fevereiro ampliando desta forma o impacto negativo sobre o comportamento das vendas no varejo no referido período.

Gráfico 1 - Índices Sazonais Médios Mensais, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2018.

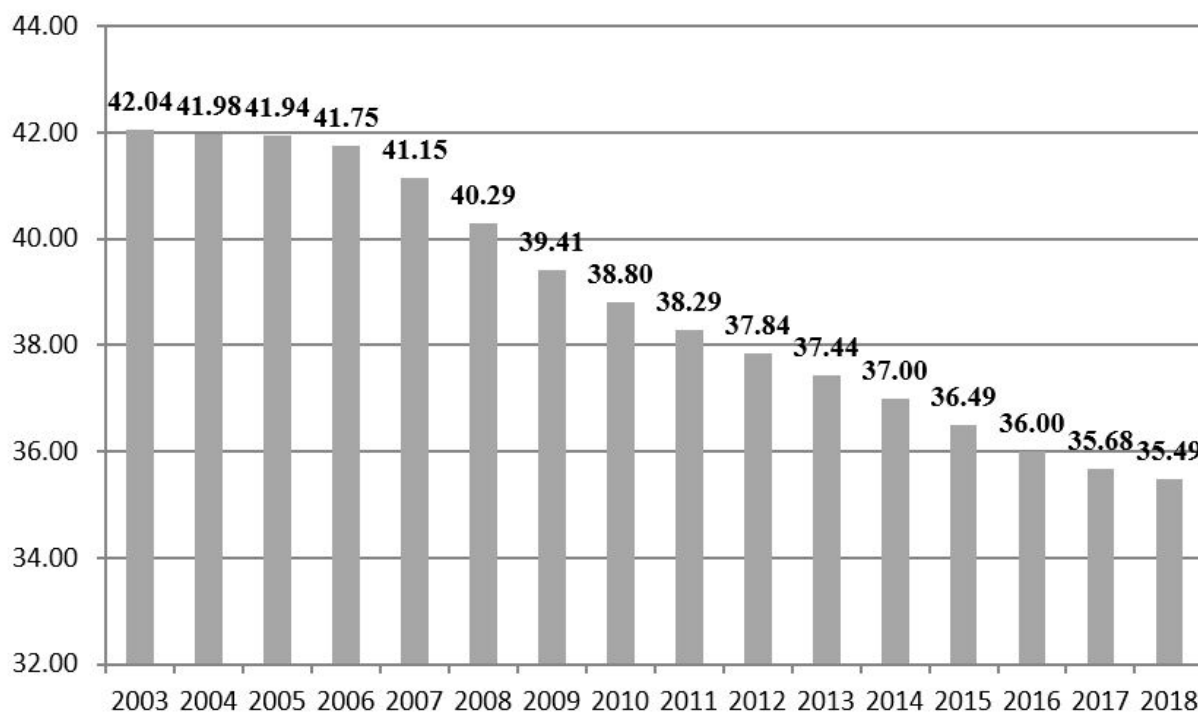


Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE.

Visando determinar a magnitude da sazonalidade na série das vendas do varejo restrito no Estado de São Paulo, foi calculado o Coeficiente de Amplitude Sazonal Médio, conforme apresentado em Freitas et al. (1998). O Coeficiente de Amplitude Sazonal é igual a 38,75%. Isto indica que há expressiva flutuação da série em relação a sua média em decorrência da sazonalidade presente na série.

O Gráfico 2 apresenta a evolução dos coeficientes de amplitude sazonal para cada ano. Com base no Gráfico 2, observa-se que para o período de 2003 até 2007, o coeficiente de amplitude sazonal para cada ano permanece praticamente estável. A partir de 2008, os respectivos coeficientes passam a apresentar trajetória descendente até 2018. Possivelmente, este comportamento está relacionado ao fato de que, o consumidor, o qual recebe a primeira parcela do décimo terceiro salário em novembro, passou a antecipar as compras de final de ano, visando dessa forma, obter descontos, ao invés de comprar em dezembro, onde a demanda é mais acentuada, e, conseqüentemente, os preços são mais elevados e a possibilidade de descontos é menor (Gráfico 2). Também, com base no Gráfico 2, outro possível fator para este comportamento do consumidor, seja em decorrência da menor taxa de crescimento da economia brasileira a partir de 2011, fenômeno esse acentuado em 2016 e 2017 em razão da crise política e econômica enfrentada pela economia brasileira nestes dois anos. Finalmente, deve-se destacar que a Black Friday tem como base o comércio on line, o qual, ainda, representa pequeno percentual em relação ao total de vendas do segmento varejista. Também, as vendas via internet se concentram em produtos eletrônicos, ou seja, sua participação no valor total de vendas do segmento de varejo é reduzida. Em função destes fatores, é pouco provável que somente a Black Friday consiga explicar as alterações nos valores dos coeficientes de amplitude sazonal para o período de 2008 a 2018.

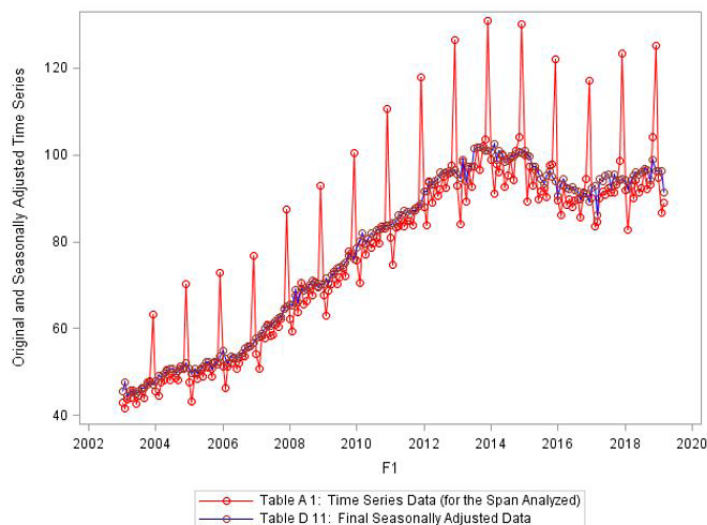
Gráfico 2 - Evolução dos Coeficientes de Amplitude Sazonal Anual, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2018.



Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE.

O Gráfico 3 apresenta a evolução temporal tanto da série do Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo original quanto da mesma série dessazonalizada pelo Método X12. A comparação entre as duas séries mostra que a sazonalidade das vendas do varejo restrito é muito acentuada, com destaque para as vendas em dezembro.

Gráfico 3 - Evolução das Séries Original e Dessazonalizada, do Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2017.



Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE.

Uma vez determinada a presença da sazonalidade, o próximo passo é verificar se a sazonalidade é determinística, isto é, fixa ao longo do tempo, ou se é estocástica, ou seja, se está se alterando ao longo dos anos.

A seguir, foram realizados dois testes estatísticos, os quais objetivam detectar a presença ou não de sazonalidade estável. O primeiro corresponde ao Teste F, o qual pressupõe sazonalidade estável. Nesse caso, a hipótese nula de ausência de sazonalidade estável foi rejeitada, pois há 0,1% de probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira, logo, a probabilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro está abaixo de 1%. Portanto, se rejeita a hipótese nula, e conclui-se que a série apresenta sazonalidade estável, conforme pode ser visto na última linha da Tabela 8.

Tabela 8 – Teste F para presença de sazonalidade pressupondo estabilidade, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

	Soma de Quadrados	Graus de Liberdade	Quadrado Médio	Valor de F	P-Value
Entre Meses	19751.51	11	1795.592	636.4507	0.000
Resíduo	516.2904	183	2.821259		
Total	20267.8	194			

Seasonality present at the 0.1 percent level.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IBGE



A seguir, foi realizado um teste não paramétrico, também objetivando detectar a presença de sazonalidade estável na mesma série temporal. Nesse caso, a hipótese nula também consiste na ausência de sazonalidade estável. Mais uma vez, a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira está abaixo 1%, logo, se rejeita a hipótese nula de ausência de sazonalidade estável, conforme apresentado na última linha da Tabela 9.

Tabela 9 – Teste Não Paramétrico para Presença de Sazonalidade Pressupondo Estabilidade, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Março de 2019

Estatística Kruskal-Wallis	Graus de Liberdade	<i>P-Value</i>
161.8475	11	.00%
Seasonality present at the one percent level.		

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE.

O terceiro teste estatístico consistiu no Teste de Sazonalidade Móvel. Nesse teste, a hipótese nula é que não existem diferenças entre as médias anuais. O resultado do teste mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada, pois a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I está acima do nível de significância de 10% (Tabela 10). Em função desse resultado, pode-se inferir que não há presença de sazonalidade móvel. Isso quer dizer a sazonalidade ao longo dos anos não está se alterando, apesar de ter sido detectada mudança nos coeficientes de amplitude sazonal. No entanto, ainda assim, o mês de dezembro continua a ser o mais representativo em relação às vendas do varejo.

Tabela 10 – Teste de Sazonalidade Móvel, Índice do Volume de Vendas do Varejo Restrito do Estado de São Paulo, Janeiro de 2003 a Dezembro de 2017

	Soma de Quadrados	Graus de Liberdade	Quadrado Médio	Valor de F	<i>P-Value</i>
Entre Anos	27.39366	15	1.826244	0.789613	0.688
Erro	381.6174	165	2.312833		
No evidence of moving seasonality at the five percent level.					

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE.

Portanto, com base nos resultados dos três testes acima, verifica-se a série das vendas do varejo restrito tem sazonalidade e que esta sazonalidade não está se alterando ao longo do tempo.



## 6 Considerações finais

Os resultados mostram que a série de vendas do varejo apresenta sazonalidade, e, além disso, apesar dos coeficientes de amplitude sazonal estar se alterando desde 2007, possivelmente, em função de mudança de hábitos dos consumidores, e, também pelo quadro de baixo crescimento e recessão econômica nos últimos anos, verifica-se que sazonalidade desta série ainda não está se alterando ao longo tempo. Tanto é assim, que dezembro continua a ser o melhor mês para as vendas do segmento varejista.

Outro aspecto relevante, é que o processo de mudança do consumidor vem ocorrendo desde 2007, ou seja, muito antes do surgimento do fenômeno Black Friday, sendo assim, não se pode atribuir unicamente esta mudança de comportamento a Black Friday, como sugerem diversos autores e especialistas de mercado, mas sim, provavelmente, as próprias condições conjunturais da economia brasileira.

## 7 Referências

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. *Time series analysis: forecasting and control*. 3rd. ed., Englewood Cliffs: Prentice Hall. 1994.

CHOLETTE, P. A. *A Comparison and assessment of various adjustment methods of sub-annual series to yearly benchmarks*. StatCan Staff, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Ottawa: Statistics Canada, 1979. Paper STC2119.

DAGUM, E. B. *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Ottawa: Statistics Canada, 1983. Technical Report 12-564E.

DAGUM, E. B. *The X-11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method: Foundations and User's Manual*, Ottawa: Statistics Canada. 1988.

DICKEY, D. A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v.79, p.355-67, 1984.

DICKEY, David A; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Chicago, v.49, p 1057-72, Jul. 1981.

DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v.74, n.366, p.427-31, Jun. 1979.

FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R., OTTO, M. C.; CHEN, B. C. **New capabilities and methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program.** Journal of Business and Economic Statistics, v.16, p.127-176, 1998.

FREDO, C.E.; MARGARIDO, M. A. **Modelando a sazonalidade e o processo gerador da série de tempo do emprego rural no Estado de São Paulo.** Revista de Economia e Agronegócio, v. 6, p. 367-394, 2008.

FREITAS, S.M. de; FERREIRA, C.R.R.P.T.; BARBOSA, M.Z. **Oportunidades e entraves à expansão de dendeicultura brasileira.** Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 45, t.2, p.1-16, abr. 1998.

GOMEZ, V.; MARAVALL, A. **Guide for using the programs TRAMO and SEATS. Beta Version,** Banco de España, 1997a.

GOMEZ, V. ; MARAVALL, A. **Program TRAMO and SEATS: instructions for the user. Beta Version,** Banco de España, 1997b.

HUOT, G. **Quadratic minimization adjustment of monthly or quarterly series to annual totals,** Ottawa: StatCan Staff, Statistics Canada, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, 1975. (Paper STC2104).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Brasil em síntese.** 2018. Disponível em: <https://brasilemsintese.ibge.gov.br/comercio.html>. Acesso em: 11 jul. 2018.

INDICADORES IBGE. **Pesquisa mensal do comércio.** Mar. 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/comercio/9227-pesquisa-mensal-de-comercio.html?=&t=notas-tecnicas>. Acesso em: 27 abr. 2018.

LADIRAY, D. ; QUENNVILLE, B. **Seasonal Adjustment with the X-11 Method.**New York: Springer-Verlag, 2001.

LJUNG, G. M. **On Outlier Detection in Time Series.** Journal of the Royal Statistical Society, London, v. 55, p.559-567. 1993.( Serie B – Metodológica)

LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A Set of quality control statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method.** StatCan Staff, Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, Ottawa: Statistics Canada, 1978a.( Paper STC1788E).

LOTHIAN, J. ; MORRY, M. **A Test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11-ARIMA Program,** StatCan Staff, Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, Ottawa: Statistics Canada, 1978b. (Paper STC2118).

MARGARIDO, M. A.. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. 1. ed. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, 1998. v.1. 126p.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*. Great Britain, v.75, n.2. p.335-346. 1988.

SHISKIN, J.; YOUNG, A. H.; MUSGRAVE, J. C. The X-11 Variant of the census method II. Seasonal Adjustment Program, U.S., Department of Commerce, Bureau of the Census, 1967. (Technical Report 15).

SILVA, C. A. Breve panorama sobre o setor de serviços no Brasil. 2018. Disponível em: <https://economiadeservicos.com/2018/06/12/breve-panorama-sobre-o-setor-de-comercio-no-brasil/>. Acesso em: 03 set. 2018.

SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA-SIDRA- Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/pmc/sao-paulo> . Acesso em: 05 abr. 2018.

TOBLER, R.; JUNIOR CAMPELLO, A. O efeito da Black Friday na sazonalidade das vendas do comércio, 2017. Disponível em: <http://blogdoibre.fgv.br/posts/o-efeito-da-black-friday-na-sazonalidade-das-vendas-do-comercio>. Acesso em: 12 ago. 2018.

U.S. BUREAU OF THE CENSUS. X-12-ARIMA quick reference for UNIX, Version 0.2.8, Washington, DC. 2001a.

U.S. BUREAU OF THE CENSUS. X-12-ARIMA reference manual, Version 0.2.8, Washington, DC. 2001b.

U.S. BUREAU OF THE CENSUS. X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program, Version 0.2.8, Washington, DC. 2001c.

10.34033/2526-5830-v5n17-5

