



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO JOÃO DEL-REI
CURSO DE LICENCIATURA EM MATEMÁTICA

Denise de Assis Paiva

**ANÁLISE DAS SÉRIES DE VIOLÊNCIA CONTRA A MULHER EM
SÃO JOÃO DEL-REI**

São João del-Rei

2017

Denise de Assis Paiva

**ANÁLISE DAS SÉRIES DE VIOLÊNCIA CONTRA A MULHER EM
SÃO JOÃO DEL-REI**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
à Coordenadoria do Curso de Matemática, da
Universidade Federal de São João del-Rei,
como requisito parcial à obtenção do título de
Licenciado em Matemática.

Orientadora: Prof^a. Rejane Corrêa da Rocha

Banca Examinadora

Orientadora: Prof^a. Dra. Rejane Corrêa da Rocha

Prof^a. Dra Luciane Teixeira Passos Giarola

Prof. Dr. Davi Butturi Gomes

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, sou grata por todo percurso e aprendizado durante esses anos.

A Prof^a. Rejane, o meu sincero agradecimento, por ter sido mais do que minha orientadora.

Aos meus familiares, por toda força e apoio e pelo amor incondicional. Em especial, minha mãe e meu irmão Teo, que acreditaram e me incentivaram todos os dias.

Agradeço aos meus amigos da faculdade, Lacívia, Jéssica, Kaio e Izabela, que tornaram a minha caminhada mais leve.

Agradeço também a todos os professores do Departamento de Matemática, que contribuíram para o meu crescimento profissional e pessoal, principalmente a professora Viviane.

Aos membros da banca, Prof^a. Luciane e Prof. Davi, pela disposição em ler este trabalho.

Aos colaboradores que disponibilizaram os dados, Marcos Cardoso Atalla e Ederson Guimarães.

E a todos que contribuíram para essa conquista, o meu sincero agradecimento.

“Se não puderes ser uma estrada,

Sê apenas uma senda,

Se não puderes ser o Sol, sê uma estrela.

Não é pelo tamanho que terás êxito ou fracasso

Mas sê o melhor no que quer que sejas.”

Pablo Neruda

SUMÁRIO

RESUMO	v
1 INTRODUÇÃO	6
2 REFERENCIAL TEÓRICO	8
2.1 Séries temporais	8
2.2 Tendência.....	9
2.3 Sazonalidade	10
2.4 Processo Estocástico	11
2.5 Função de Autocovariância	11
2.6 Função de Autocorrelação	12
2.7 Modelos de Box & Jenkins	12
2.7.1 Modelos Lineares Estacionários.....	13
2.8 Função de Autocorrelação Parcial	16
2.9 Identificação e Diagnósticos dos Modelos ARIMA	16
3 MATERIAL E MÉTODOS	17
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	18
5 CONCLUSÃO	24
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	25

RESUMO

A violência contra a mulher ganhou maior destaque no Brasil com a Lei Maria da Penha (Lei 11.340/2006), onde as mulheres receberam apoio através de políticas públicas que defendessem os seus direitos. Neste contexto, o trabalho teve como objetivo principal analisar o comportamento das séries de violência contra a mulher, em São João del-Rei, por meio da metodologia de séries temporais. Os dados de criminalidade foram coletados junto à Delegacia Adjunta de Repressão a Crimes contra Mulher da Polícia Civil de Minas Gerais (PCMG), São João del-Rei e é composta de 47 observações, correspondente ao período de Janeiro de 2014 a Novembro de 2017. Para o ajuste foi utilizado o software Gretl e obteve-se apenas um modelo para ser estimado. Desta forma, o único modelo que se ajustou aos dados foi o MA (0,0,10)_{incompleto}. Concluiu-se que a metodologia de séries temporais é útil para descrever a série de violência contra a mulher em São João del-Rei.

Palavras chave: crimes contra mulher, modelos de Box & Jenkins, séries temporais.

1 INTRODUÇÃO

De acordo com Silva e Oliveira (2014), a violência contra mulher consiste em qualquer ato de violência baseado em gênero, podendo ser física, psicológica e moral. E ainda, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2012), classifica, além das citadas, a violência patrimonial e sexual. Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS), aproximadamente 35% das mulheres de todo mundo já sofreram algum tipo de violência física e/ou sexual em algum momento de suas vidas, praticada por parceiro íntimo ou violência sexual por um não-parceiro. Alguns estudos nacionais mostram que até 70% das mulheres brasileiras já foram vítimas de violência física e/ou sexual por parte de um parceiro íntimo (Portal Compromisso e Atitude, 2016).

A Organização das Nações Unidas (ONU) calcula que de todas as mulheres que foram vítimas de homicídio no mundo em 2012, quase metade foram mortas pelos parceiros ou membros da família. De acordo com estudo do Unicef, os agressores sexuais mais comuns são os atuais ou ex-maridos, companheiros ou namorados (Portal Brasil, 2017). Apesar de caracterizar-se como um problema relevante, a violência contra mulher apenas ganhou maior notoriedade no Brasil com a criação da Lei 11.340/2006 – conhecida como Lei Maria da Penha. Algumas estatísticas importantes emergem dos dados referentes aos registros de atendimentos da Central de Atendimento à Mulher, o Ligue 180. Em funcionamento desde 2005, até o primeiro semestre de 2016, foram contabilizados cerca de 5,4 milhões de atendimentos. Somente no primeiro semestre de 2016, a central contabilizou 555.634 atendimentos, em média 92.605 atendimentos por mês e 3.052 por dia. Quase 68 mil atendimentos, equivalentes a 12,23% do total, são relatos de violência: 51% correspondem a violência física; 31,1% psicológica; 6,51% moral; 1,93% patrimonial; 4,30% sexual; 4,86% cárcere privado; e 0,24% tráfico de pessoas. A maioria das denúncias é feita pela própria vítima (cerca 68%), e mais da metade das mulheres (59,7%) que sofrem com a violência são negras (Portal Brasil, 2017).

Outro ponto importante no combate da violência contra mulher é a atualização e manutenção/disponibilização no Portal de Transparência de um banco de dados unificado que reflita as reais situações de violência enfrentadas pelas mulheres no Brasil. Sem ele, torna-se difícil, senão impossível, monitorar as políticas públicas de combate à violência de gênero, atestando-lhes ou não a efetividade em garantir o direito

à vida e à incolumidade física das mulheres (ALVES, 2016). A partir de dados atualizados, tem-se a possibilidade de analisar o comportamento criminal de uma determinada localidade, descobrindo se algum fator externo é o causador da variação dos índices de criminalidade encontrados.

É nesse contexto que se insere este trabalho, cujo principal objetivo foi analisar o comportamento da série de crimes contra mulher registrados na Delegacia Adjunta de Repressão a Crimes contra Mulher da Polícia Civil de Minas Gerais (PCMG), na cidade de São João del-Rei, por meio da metodologia de séries temporais, propondo modelos de análise.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Séries temporais

Segundo Morettin & Toloí (2004), uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. Para analisar as séries, usam-se, basicamente, dois enfoques, sendo que os objetivos são os mesmos, construir modelos. Os modelos propostos são paramétricos e não-paramétricos. O que os diferencia é que para o primeiro modelo a análise é feita no domínio do tempo e no segundo, a análise é conduzida/realizada no domínio de frequência.

O objetivo da análise de séries temporais é construir modelos para série, com propósitos determinados, tais como, descrever apenas o comportamento da série; investigar o mecanismo gerador da série temporal; fazer previsão de valores futuros; procurar periodicidades relevantes nos dados.

Existem dois modelos para utilizar: o aditivo e o multiplicativo. O modelo aditivo considera a série temporal como sendo uma soma de suas componentes. E o modelo multiplicativo considera a série como sendo um produto de suas componentes. A seguir os modelos:

$$Z_t = T_t + S_t + a_t \quad (\text{modelo aditivo})$$

$$Z_t = T_t \cdot S_t \cdot a_t \quad (\text{modelo multiplicativo})$$

em que, Z_t é a série, T_t é a tendência, S_t é a sazonalidade e a_t é a componente aleatória, para $t = 1, 2, \dots, n$.

O modelo aditivo é adequado quando a componente sazonal S_t varia de maneira independente da componente tendência T_t . Se tais componentes são dependentes, o modelo mais adequado é o multiplicativo.

Para ajustar os modelos de Box & Jenkins a uma série temporal $Z(t)$, é necessário que ela seja estacionária, ou seja, que ela se desenvolva aleatoriamente no decorrer do tempo em torno de uma média constante e com variância constante. No entanto, pode se encontrar uma série não estacionária. Um procedimento para transformar a série em estacionária é tomar diferenças sucessivas da série original.

A primeira diferença é definida por

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}, \text{ sendo } \Delta \text{ um operador de diferença.}$$

A segunda diferença é

$$\Delta^2 Z_t = Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}$$

Generalizando, a n-ésima diferença de Z_t é

$$\Delta^n Z_t = \Delta[\Delta^{n-1} Z_t]$$

Normalmente, será suficiente tomar uma ou duas diferenças para que a série se torne estacionária. Ao se retirar as componentes tendência e sazonalidade, o que resta no modelo é a componente aleatória a_t . Quando a_t tem média e variância constantes σ^2 , temos que a_t é estacionária. Além disso, a_t será um ruído branco se suas observações forem não correlacionadas.

2.2 Tendência

Analisa-se a tendência para verificar o aumento ou diminuição gradual das observações ao longo do tempo.

Uma forma de isolar a tendência é através da regressão, eliminando-se a tendência sazonal, caso ela exista. O modelo é apresentado a seguir

$$Z_t = T_t + a_t$$

Estimando-se a tendência, o modelo pode ser reescrito como $\hat{Y}_t = T_t + a_t$. E outro procedimento para eliminar a tendência de uma série é o de tomar diferenças sucessivas, como citado acima.

Para avaliar se a série possui tendência, utilizam-se alguns testes como, por exemplo, teste de Dickey-Fuller aumentado, teste do sinal (Cox-Stuart), teste F para Análise de Variância, dentre outros, descritos em Morettin & Toloí (2004).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é utilizado para captar a presença de raiz unitária na série DSP (*Difference Stationary Process* – Processo Estacionário por diferença), tendência estocástica. Contudo, também pode ser utilizado para detectar a

ocorrência de tendência determinística: TSP (*Trend Stationary Process* – Processo de Tendência Estacionária). A tendência determinística gira em torno de um eixo fixo e a tendência estocástica não gira em torno de um eixo fixo, mas sim um eixo que se altera com o passar do tempo. O teste possui a seguinte hipótese nula:

H_0 : Presença de raiz unitária vs. H_1 : Sem raiz unitária

Podemos analisar de duas formas, utilizando o p-valor ou comparando o valor da estatística calculada com a tabela de valores críticos de Dickey-Fuller. Para não rejeitar H_0 devemos ter um p-valor elevado (geralmente acima de 0,10), o que evidencia a presença de raiz unitária na série, ou seja, a série é não estacionária, pois possui tendência estocástica.

2.3 Sazonalidade

A sazonalidade está relacionada à periodicidade, isto é, um evento que ocorre sempre em uma determinada época do ano. Podemos notar as seguintes relações em séries sazonais de período p : entre meses sucessivos em um ano particular; e entre observações para o mesmo mês em anos consecutivos.

Os métodos de regressão (sazonalidade determinística) e de médias móveis (sazonalidade estocástica) são alguns dos procedimentos para se estimar a sazonalidade. A série pode ser escrita livre da componente sazonal após ser estimada a sazonalidade.

Da mesma forma que utilizamos testes para verificar se uma série possui tendência, para verificar a presença da componente sazonal se faz o mesmo. Alguns testes para a sazonalidade: Teste de Fisher, Teste F para Análise de Variância, entre outros, também descritos em Morettin & Tolo (2004).

O Teste de Fisher foi proposto inicialmente para testar o maior período. As hipóteses testadas são:

H_0 : não existe sazonalidade vs. H_1 : existe sazonalidade

A estatística do teste é dada por:

$$g = \frac{\max [Ip]}{\sum_{p=1}^{N/2} Ip}$$

em que I_p é o valor do periodograma no período p e N é o número de observações da série. A estatística do Teste de Fisher é dada por:

$$z_\alpha = I - \left(\frac{\alpha}{n}\right)^{1/(n-1)}$$

em que α é o nível de significância do teste e $n = \frac{N}{2}$.

Se $g > z_\alpha$, rejeita-se H_0 , concluindo dessa forma que existe sazonalidade correspondente ao período p .

O periodograma citado acima se trata de um gráfico no qual é possível perceber a presença de picos que podem indicar sazonalidade se estiverem entre os 12 primeiros períodos.

2.4 Processo Estocástico

É definido conforme Morettin & Toloi (2004), como uma família $Z(t) = \{Z(t), t \in T\}$ de um conjunto arbitrário T , tal que, para cada $t \in T$, $Z(t)$ é uma variável aleatória.

Existem vários tipos de Processos Estocásticos, por exemplo: Estacionários e Não-Estacionários. O processo estocástico estacionário possui média e variância constante ao longo do tempo. Já o processo estocástico não-estacionário possui uma média ou uma variância que variam com o tempo.

2.5 Função de Autocovariância

A função de autocovariância de um processo estocástico $Z(t) = \{Z(t), t \in T\}$ é definida por $\gamma_\tau = \text{cov}[Z(t), Z(t + \tau)]$, para todo $t, \tau \in \mathfrak{R}$, e satisfaz as seguintes propriedades:

- $\gamma(0) > 0$
- $\gamma(\tau) = \gamma(-\tau)$
- $|\gamma(\tau)| \leq \gamma(0)$

- $\gamma(\tau)$ é positiva definida no sentido que $\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n a_j a_k \gamma(\tau_j - \tau_k)$,
 $\forall a_1, \dots, a_n \text{ e } \tau_1, \dots, \tau_n \in \mathfrak{R}$.

2.6 Função de Autocorrelação (FAC)

A função de autocorrelação de um processo estocástico $Z(t) = \{Z(t), t \in T\}$ é definida por

$$\rho(\tau) = \frac{\gamma(\tau)}{\gamma(0)}, \tau \in T.$$

Temos que:

- $\rho(0) = 1$;
- $\rho(\tau) = \rho(-\tau)$;
- $\rho(\tau) \leq \rho(0) = 1$;
- $\rho(\tau)$ é positiva definida.

Segundo Morettin & Tolo (2004), a função de autocorrelação possui algumas características de acordo com o tipo de modelo. Além disso, também é importante para verificar se uma série é ou não estacionária. A sua representação gráfica é denominada correlograma.

2.7 Modelos de Box & Jenkins

Segundo Morettin & Tolo (2004) a metodologia de Box & Jenkins consiste em ajustar modelos ARIMA (p,q,d) a um conjunto de dados, baseado em um ciclo iterativo, cujas etapas são: especificação, identificação, estimação e diagnóstico. Para esses autores a fase crítica do procedimento (ciclo iterativo) é a identificação, pois é possível que sejam identificados modelos distintos que se ajustam a mesma série temporal. Sendo que as vantagens destes modelos é que eles são parcimoniosos, isto é, contém um número pequeno de parâmetros, e que as previsões são bastante precisas, comparando-as com demais métodos de previsão.

Uma notação bastante utilizada nestes modelos é de operadores. Estes operadores são:

- operador de translação para o passado, denotado por B e definido por

$$BZ_t = Z_{t-1} \text{ e } B^m Z_t = Z_{t-m}$$

- operador de translação para o futuro, denotado por F e definido por

$$FZ_t = Z_{t+1} \text{ e } F^m Z_t = Z_{t+m}$$

- operador diferença, que pode ser escrito por

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t \Rightarrow \Delta = (1 - B)$$

- o operador soma, denotado por S e definido por

$$SZ_t = \sum_{j=0}^{\infty} Z_{t-j} = Z_t + Z_{t-1} + \dots = (1 + B + B^2 + \dots)Z_t,$$

do que segue

$$SZ_t = (1 - B)^{-1} Z_t = \Delta^{-1} Z_t \Rightarrow S = \Delta^{-1}$$

2.7.1 Modelos Lineares Estacionários

2.7.1.1 Processo Linear Geral

Este modelo supõe que a série temporal seja gerada através de um filtro linear, cuja entrada é um ruído branco.

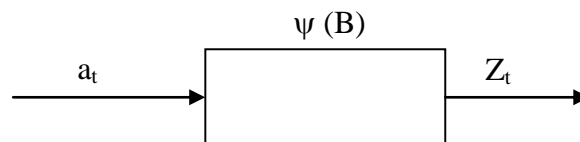


Foto: Filtro Linear, com entrada a_t e saída Z_t

Formalmente, temos:

$$Z_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots = \mu + \psi(B)a_t$$

em que

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$$

é denominada função de transferência do filtro, μ é um parâmetro determinando o nível da série. Chamando $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$, temos que

$$\tilde{Z}_t = \psi(B)a_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t-j}, \psi_0 = 1.$$

Se a sequência de pesos $\{\psi_j, j \geq 1\} \leq \infty$, o filtro é estável (somável) e \tilde{Z}_t é estacionária, portanto μ é a média de Z_t . Caso contrário, \tilde{Z}_t não é estacionária.

Pode-se escrever \tilde{Z}_t de forma alternativa, como uma soma ponderada de valores passados $\tilde{Z}_{t-1}, \tilde{Z}_{t-2}, \dots$ mais um ruído branco a_t :

$$\tilde{Z}_t = \pi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \pi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + a_t = \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \tilde{Z}_{t-j} + a_t$$

Segue que $\pi(B)\tilde{Z}_t = a_t$, em que $\pi(B)$ é o operador $\pi(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$ de modo que $\pi(B) = \psi^{-1}(B)$.

Um processo linear será estacionário se a série $\psi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$ e será invertível se $\pi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$.

Os modelos estacionários AR, MA e ARMA são casos particulares do modelo linear geral.

2.7.1.2 Modelos Auto-regressivos – AR

O modelo do processo auto-regressivo de ordem p, $AR(p)$, é dado por

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t$$

em que

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \text{ e } \pi_j = \phi_j.$$

Segue que

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = a_t.$$

Como $\phi(B)$ é finito, o processo $AR(p)$ é invertível para qualquer p e será estacionário se as raízes do polinômio estiverem fora do círculo unitário.

2.7.1.3 Modelos de Médias Móveis – MA

O modelo de médias móveis de ordem q , $MA(q)$, é dado por

$$\tilde{Z}_t = (\theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}) a_t = \theta(B)a_t$$

em que $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ é o operador de médias móveis de ordem q .

Como $\theta(B)$ é finito, o processo $MA(q)$ é estacionário para qualquer q e será invertível se as raízes do polinômio estiverem fora do círculo unitário.

2.7.1.4 Modelos Auto-regressivos e de Médias Móveis – ARMA

O modelo auto-regressivo de médias móveis de ordem (p,q) , $ARMA(p,q)$, é dado por

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

em que $\theta(B)$ e $\phi(B)$ são operadores auto-regressivo e de médias móveis, respectivamente. Segue que $\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t$.

As condições de estacionariedade e invertibilidade são, respectivamente, se as raízes dos polinômios $\phi(B) = 0$ e $\theta(B) = 0$ caírem todas fora do círculo unitário.

2.7.1.5 Modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis – ARIMA

Seja $W_t = \Delta^d Z_t$ uma série estacionária, pode-se representar W_t por um modelo $ARMA(p,q)$, ou seja,

$$\phi(B)W_t = \theta(B)a_t.$$

Se W_t for uma diferença de Z_t , então Z_t é uma integral de W_t , daí o modelo auto-regressivo, integrado, de médias móveis, $ARIMA(p,d,q)$, podendo ser escrito como:
 $\phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)a_t$.

2.8 Função de Autocorrelação Parcial (FACP)

Seja Φ_{kj} o j -ésimo coeficiente de um modelo $AR(k)$, de tal modo que Φ_{kk} seja o último coeficiente. Sabe-se que:

$$p_j = \Phi_{k1}p_{j-1} + \Phi_{k2}p_{j-2} + \dots + \Phi_{kk}p_{j-k}, \quad j=1, \dots, k,$$

a partir dos quais obtemos as equações de Yule-Walker, mostradas em Moretin & Tolo (2004). Resolvendo estas equações sucessivamente para $k = 1, 2, 3, \dots$ obtemos

$$\Phi_{kk} = \frac{|P_{k*}|}{|P_k|}$$

sendo P_k a matriz de autocorrelação e P_{k*} a matriz P_k com a última coluna substituída pelo vetor de autocorrelações.

Como no processo de médias móveis, caracteristicamente a FACP de um $AR(p)$ também se iguala a zero quando $k > p$.

Considerando que o processo é $AR(p)$, tem-se:

$$Var(\Phi_{kk}) \approx \frac{1}{N}, \quad k \geq p + 1.$$

2.9 Identificação e Diagnósticos dos Modelos ARIMA

Segundo Moretin & Tolo (2004), o objetivo da identificação é determinar os valores de p , d e q do modelo $ARIMA(p,d,q)$, além de estimativas preliminares dos parâmetros a serem usados no estágio de estimação.

A seguir os procedimentos de identificação:

- Verificar se a série é estacionária, isto é, verificar se a série não possui tendência e/ou sazonalidade;
- Verificar quantas diferenças são necessárias para que a série se torne estacionária, através da análise dos gráficos da FAC e FACP;
- Analisar as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série estacionária para determinar a ordem do modelo;
- Verificar se é necessário incluir uma constante no modelo.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de criminalidade foram coletados junto a Delegacia Adjunta de Repressão a Crimes contra Mulher da Polícia Civil de Minas Gerais (PCMG), Regional de São João del-Rei. Foram considerados a soma mensal dos crimes classificados no Registro de Eventos da Defesa Social (REDS) que são: assédio sexual, estupro, estupro de vulnerável, outras infrações contra dignidade sexual e da família. Cabe ressaltar, que neste banco de dados são contados os crimes ocorridos na cidade de São João del-Rei e que foram representados na delegacia de Mulheres. A série é composta de 47 dados, de Janeiro de 2014 a Novembro de 2017.

Uma informação relevante é em relação ao número de dados. Esses dados são contabilizados a partir de duas etapas: primeiro a mulher realiza um boletim de ocorrência (B.O.) na Polícia Militar e depois isso se torna inquérito a partir do momento que ela vai a Polícia Civil reafirmar a violência. O que acontece muitas vezes é que a grande maioria só procede com o B.O. e por isso se tem um número pequeno de denúncias.

No ajuste da série proposta será utilizado o software Gretl, um software livre e gratuito. E para a escolha do melhor modelo será utilizado o Critério de Informações de Akaike.

Para ajustar os modelos a estas séries é aplicada uma metodologia composta pelas seguintes etapas:

- Construção de gráficos para verificar a existência de possíveis intervenções (gráfico da série original, de autocorrelação e autocorrelação parcial);
- Aplicação de testes para verificar a existência das componentes tendência e sazonalidade (testes de raiz unitária, gráfico do periodograma, Teste de Fisher);
- Fazer as estimativas da tendência, sazonalidade e intervenções através do software Gretl;
- Ajuste dos modelos e verificação da validade das estimativas;
- Análise dos gráficos da FAC e FACP dos resíduos dos modelos ajustados para verificar se os resíduos são ruído branco.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise foi composta por dados que abrangem a violência contra a mulher nas seguintes especificações: assédio sexual, estupro, estupro de vulnerável e outras infrações contra dignidade sexual e da família.

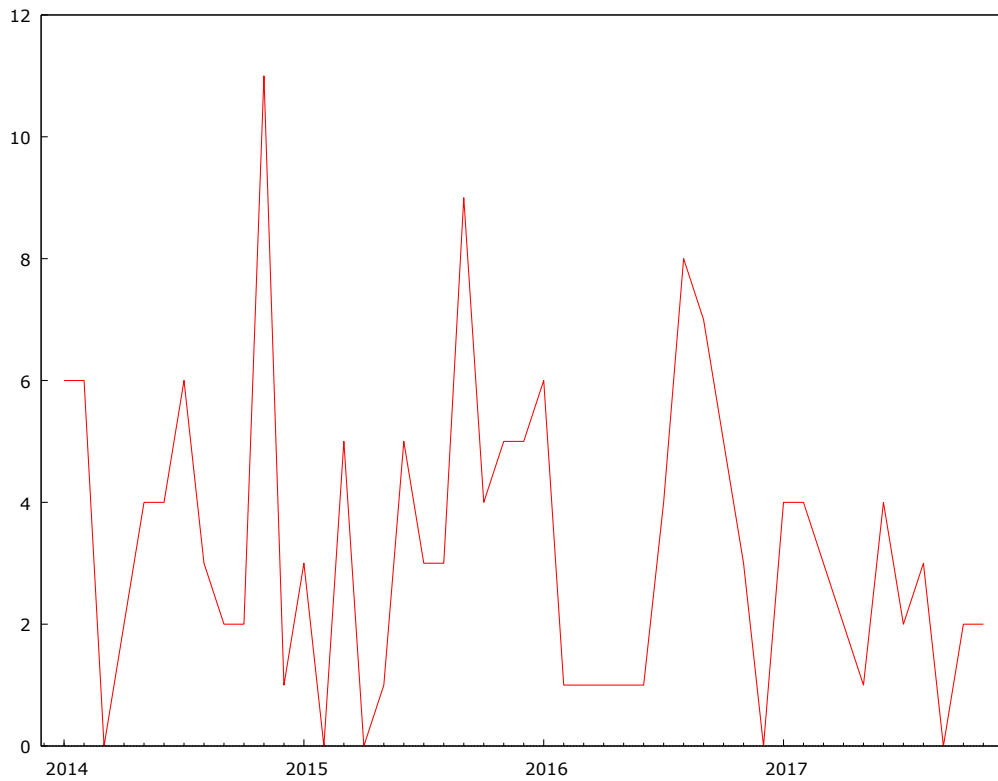
Tabela 1. Dados referentes a violência contra a mulher de janeiro de 2014 a novembro de 2017 em São João del-Rei

Descrição Subclasse Natureza	2014	2015	2016	2017	Total Geral
Assédio Sexual	1	1	2	2	6
Estupro	4	5	14	3	26
Estupro de vulnerável	13	8	4	7	32
Outras infrações contra a dignidade sexual e da família	27	28	18	16	89
Total Geral	45	42	38	28	153

Fonte: Registro de Eventos da Defesa Social (REDS)

Por meio dos dados da Tabela 1, observamos que a partir de 2014 houve uma queda no número de denúncias, passando de 45 denúncias em 2014 para 28 em 2017. A natureza de violência que obteve o maior número de denúncias foi outras infrações contra dignidade sexual e da família, seguida pelo estupro de vulnerável, estupro e por último assédio sexual, respectivamente. Além disso, as idades das mulheres variaram muito de 2014 a 2017, entre 2 e 61 anos. Em relação ao assédio sexual a idade variou entre 13 e 51 anos; o estupro variou entre 14 e 55 anos; o estupro de vulnerável entre 2 e 61 anos; e outras infrações contra dignidade sexual e da família, a idade variou entre 3 e 58 anos.

Pela análise visual da série de violência contra a mulher em São João del-Rei (Figura 1) e sua função de autocorrelação (Figura 2) pode-se dizer que esta série é estacionária, não apresentando tendência.



Figural. Representação gráfica da série de violência contra a mulher em São João del-Rei.

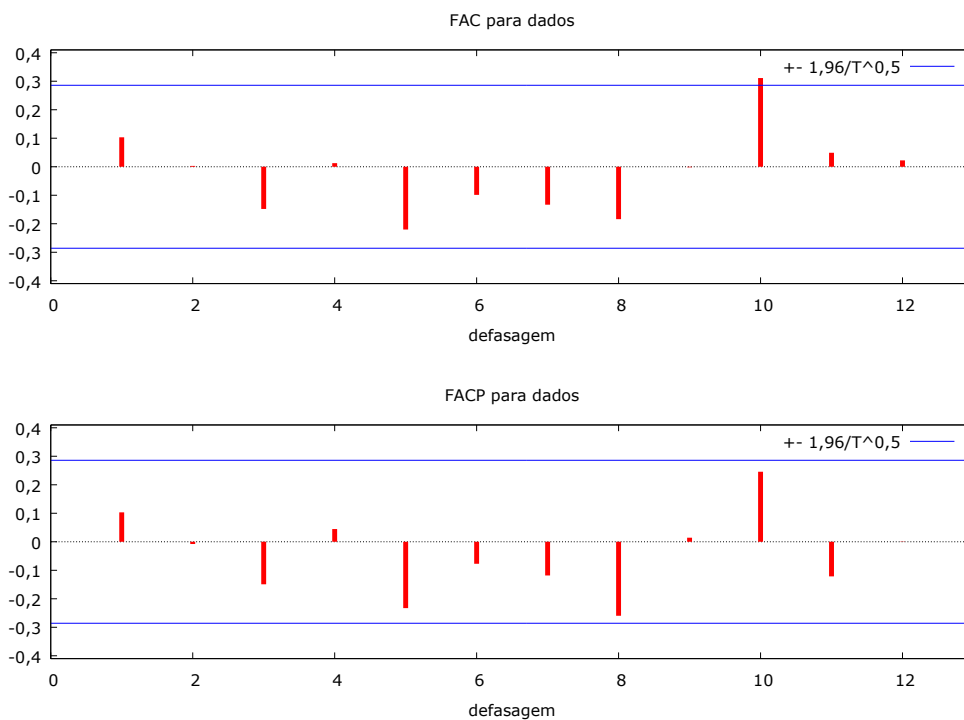


Figura 2. FAC e FACP da série de violência contra a mulher em São João del-Rei.

Para confirmar a não existência da tendência foi aplicado o teste de Dickey-Fuller aumentado, para raiz unitária, sendo o teste significativo com $p\text{-valor} < 0,0001$. Desta forma, concluiu-se que a série não possui tendência.

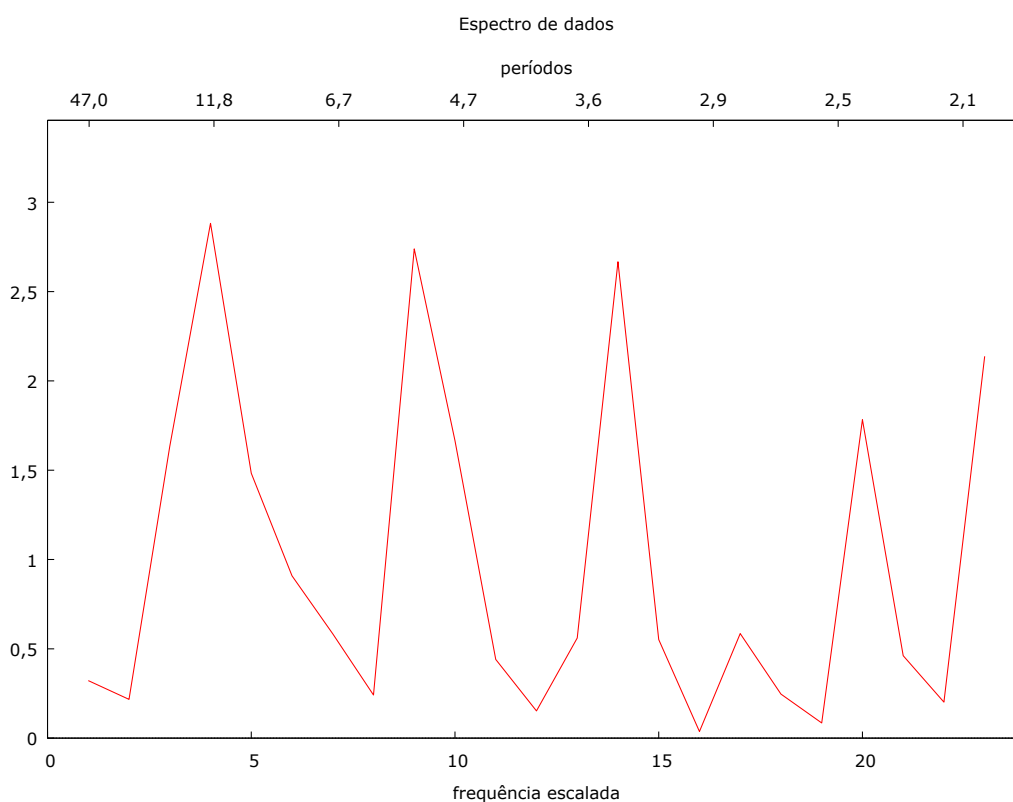


Figura 3. Periodograma da série de violência contra a mulher em São João del-Rei.

Para verificar a presença de sazonalidade determinística foi analisado o gráfico do periodograma (Figura 3). Pode-se observar nesta figura, que o maior pico é no período igual a 12. Desta forma, para confirmar a existência de sazonalidade neste período, foi aplicado o Teste de Fisher, cujas estatísticas foram $g = 0,1276$ e $z = 0,1382$. Como a estatística g é menor que z , pode-se concluir que a série não possui sazonalidade determinística de período 12.

Como a série original é estacionária, a partir da análise dos gráficos da função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) (Figura 2) ajustou-se apenas um modelo para a série. O modelo sugerido foi o $MA(0,0,10)_{incompleto}$, conforme Tabela 2.

Tabela 2. Estimativas do modelo MA (0,0,10)_{incompleto}

Modelo 1: ARMA, usando as observações 2014:01-2017:11 (T = 47)					
Variável dependente: dados					
Erros padrão baseados na Hessiana					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	
Const	3,24422	0,446502	7,2658	<0,0001	***
theta_10	0,456479	0,188346	2,4236	0,0154	**
Média var. dependente	3,297872	D.P. var. dependente		2,483991	
Média de inovações	-0,011484	D.P. das inovações		2,236914	
Log da verossimilhança	-105,6971	Critério de Akaike		217,3943	
Critério de Schwarz	222,9447	Critério Hannan-Quinn		219,4829	
MA	<i>Real</i>	<i>Imaginária</i>	<i>Módulo</i>	<i>Frequência</i>	
Raiz 1	-0,6357	0,8750	1,0816	0,3500	
Raiz 2	-0,6357	-0,8750	1,0816	-0,3500	
Raiz 3	-1,0286	-0,3342	1,0816	-0,4500	
Raiz 4	-1,0286	0,3342	1,0816	0,4500	
Raiz 5	1,0286	-0,3342	1,0816	-0,0500	
Raiz 6	1,0286	0,3342	1,0816	0,0500	
Raiz 7	0,6357	-0,8750	1,0816	-0,1500	
Raiz 8	0,6357	0,8750	1,0816	0,1500	
Raiz 9	-0,0000	-1,0816	1,0816	-0,2500	
Raiz 10	-0,0000	1,0816	1,0816	0,2500	

Fonte: Gerada a partir do software Gretl

Através da Tabela 2, podemos observar que o p-valor da constante e do parâmetro theta 10 são significativos a 1% e 5%, respectivamente.

Na análise da FAC e FACP dos resíduos (Figura 4) do modelo MA (0,0,10)_{incompleto} e do gráfico dos quantis normais pode-se observar que todos os lags (defasagens) são não significativos e que os resíduos tem distribuição normal.

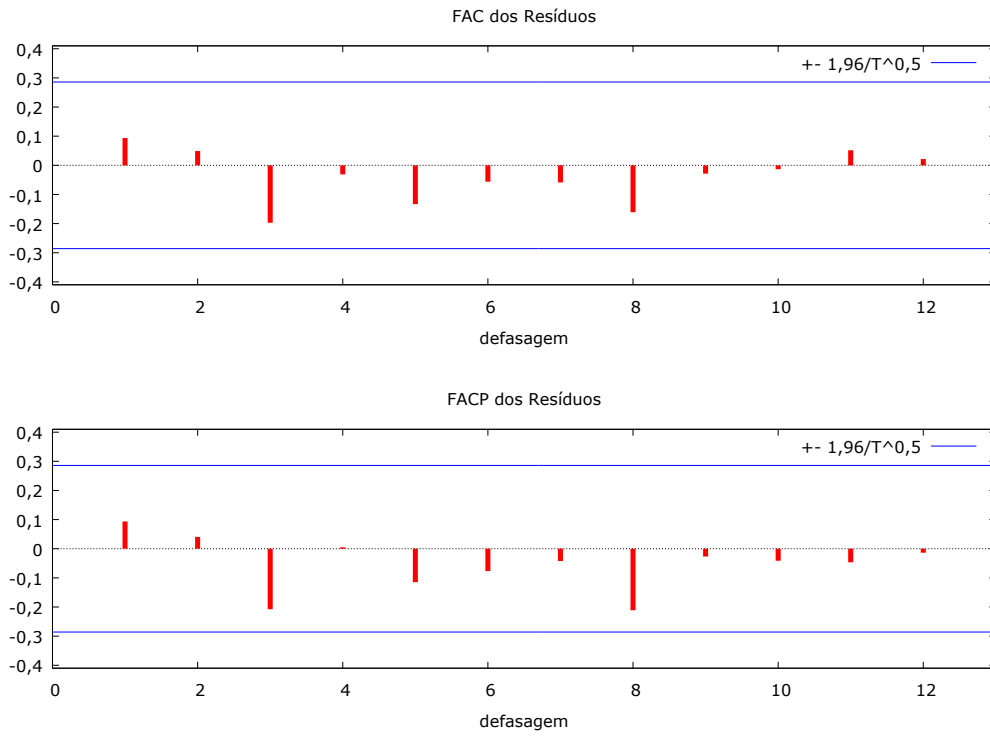


Figura 4. FAC e FACP dos resíduos do modelo $MA_{incompleto}$ com defasagem no *lag* 10.

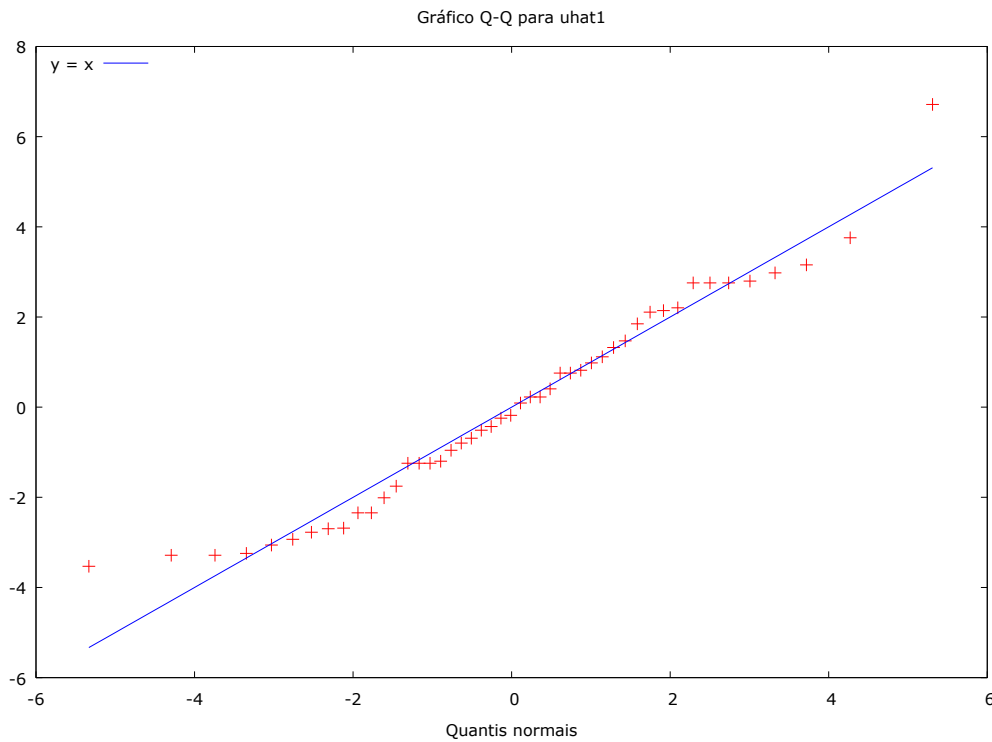


Figura 5. Gráfico dos quantis normais dos resíduos do modelo $MA_{incompleto}$ com defasagem no *lag* 10.

Desta forma, o modelo que se ajustou a série a partir da estimativa do modelo MA (0,0,10)_{incompleto} é apresentado a seguir:

$$Z_t = (1 - 0,4565B^{10}) a_t + 3,2442.$$

5 CONCLUSÃO

O objetivo inicial do trabalho era realizar previsões a partir dos modelos ajustados, mas isso não foi possível devido ao número limitado de observações disponíveis, sendo insuficiente para gerar uma previsão satisfatória. Futuramente, com um número maior de dados, isso poderá ser realizado gerando uma previsão melhor. Além de analisar as previsões dos modelos ajustados, uma outra forma de comparar os modelos seria por meio do Critério de Informação de Akaike (AIC), quanto menor o valor do AIC melhor será o modelo ajustado.

Apesar, do pequeno número de observações, uma alternativa é investigar a possibilidade de ajustar um modelo de regressão linear simples e verificar quanto da violência contra a mulher pode ser explicada pelo passar do tempo.

Na análise da série de violência contra a mulher realizada nesse trabalho obteve-se apenas um modelo para ser ajustado, $MA(0,0,10)_{incompleto}$, não sendo necessário utilizar comparações entre previsões e nem por meio do AIC. Além disso, o modelo proposto se ajustou a série, tendo todos os *lags* da FAC e da FACP dos resíduos não significativos.

Portanto, podemos concluir que os modelos de séries temporais são úteis para descrever a análise das séries de violência contra a mulher em São João del-Rei.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ALVES, M. C. L.; DUMARESQ, M. L.; SILVA, R. V. **As Lacunas no Enfrentamento à Violência contra a Mulher: análise dos bancos de dados existentes acerca da violência doméstica e familiar.** Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/ Senado, abril/2016 (Texto para Discussão nº 196). Disponível em: < <http://www2.senado.leg.br/bdsf/handle/id/519161> >
- [2] ANDRADE, C. H. C. Manual de Introdução ao Pacote Econométrico Gretl. Disponível em: < http://www8.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2013_12.pdf > Acesso em 20/08/2017.
- [3] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Violência contra mulher.** Novembro/2012. Disponível em: < <https://teen.ibge.gov.br/noticias-teen/2822-violencia-contra-mulher> > Acesso em 20/09/17.
- [4] MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais.** São Paulo: Edgard Blucher, 2004.
- [5] SILVA, L. E. L.; OLIVEIRA, M. L. C. **Violência contra mulher: revisão sistemática da produção científica nacional no período de 2009 a 2013.** *Revista Ciência & Saúde Coletiva*, v.20, n.11, p. 3524, 2015.
- [6] **Portal Brasil.** Ligue 180 registra mais de 555 mil atendimentos este ano. Brasília: Cidadania e Justiça. 2016. Disponível em: < <http://www.brasil.gov.br/cidadania-e-justica/2016/08/ligue-180-registra-mais-de-555-mil-atendimentos-este-ano> > Acesso em 20/09/17.
- [7] Portal Compromisso e Atitude. **Alguns números sobre a violência contra as mulheres no mundo.** 2016. Disponível em: < <http://www.compromissoeatitude.org.br/alguns-numeros-sobre-aviolencia-contra-as-mulheres-no-mundo/> > Acesso em 20/09/17.