

# USO DE SÉRIES TEMPORAIS NA ANÁLISE DO NÚMERO DE ACIDENTES NA BR-101 NO TRECHO DO ESTADO DE SANTA CATARINA

Alam Gonçalves Guimarães

Thelma Sáfadi

Agência Nacional de Transportes Terrestres  
Universidade Federal de Lavras

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é estudar o comportamento da série do número de acidentes de trânsito por meio da análise de séries temporais, verificando o efeito da sazonalidade, tendência e intervenção. O evento de intervenção considerado foi a promulgação do Código de Trânsito Brasileiro no ano de 1997. Os dados referem-se ao número de acidentes, no trecho da rodovia BR-101 do Estado de Santa Catarina, distribuídos mensalmente no período de 1988 a 2008. Observou-se que a série do número de acidentes fica bem ajustada utilizando modelos do tipo SARIMA. Além disso, o parâmetro de intervenção se mostrou estatisticamente significativo, indicando que o evento considerado impactou na redução do número de acidentes.

## ABSTRACT

The aim of this article is to study the behavior of the serial number of traffic accidents through the analysis of time series, verifying the effect of seasonality, trend and intervention. The intervention considered was the enactment of the Brazilian Traffic Code of 1997. The data refers to the number of accidents occurred in highway BR-101 in the segment of Santa Catarina State/Brazil, distributed monthly in the period 1988 to 2008. It was observed that the serial number of accidents is well adjusted using SARIMA models and the effect of the intervention was statistically significant in terms of reducing the number of accidents in the stretch of highway BR-101.

## 1. INTRODUÇÃO

Sabe-se que grande parte das observações estudadas em diversas áreas de conhecimento, tais como em ciências físicas, engenharia, ciências biológicas e humanas, estão associadas ao tempo e por isso envolvem o conceito de sistema dinâmico.

O uso das técnicas de análise de séries temporais tem como principal objetivo fazer previsões de valores futuros buscando investigar o seu mecanismo gerador. Tais técnicas também podem ser utilizadas para descrever o comportamento de uma série por meio da construção de gráficos que permitam verificar a presença de componentes como tendência e sazonalidade.

Observa-se que em certas séries históricas há a manifestação de algum fenômeno que pode provocar uma mudança de nível ou inclinação dos dados em um determinado instante de tempo. É possível que esta mudança de nível ou inclinação ocorra em consequência da interferência de algum evento conhecido. Estes eventos são denominados de intervenção e segundo Morettin e Toloi (2004), a tendência, a sazonalidade e o erro aleatório são “ruídos” que podem obscurecer o efeito da intervenção. Nos modelos do tipo ARIMA (Autorregressivo-Integrado-Médias Móveis) sazonal, chamados de SARIMA, esses três tipos de “ruídos” são considerados na modelagem.

A análise de intervenção tem sido bastante utilizada para avaliar se acontecimentos externos contribuem significativamente para alterar o comportamento de uma série temporal, através da introdução de variáveis *dummy* que representam os eventos.

Tião *et al* (1975) usaram análise de intervenção para avaliar o impacto de certas medidas sobre a poluição em Los Angeles, no período de janeiro de 1955 a dezembro de 1972. Tais

medidas incluíam a abertura, em 1960, da Golden State Freeway, que poderia ter influências benéficas sobre o nível de poluentes, bem com a introdução de regulamentações que reduziriam a proporção de hidrocarbonetos na gasolina vendida em Los Angeles. O modelo indicou que as medidas de 1960 reduziram o nível de ozônio em 1,09 partes por cem milhões.

Bhattacharyya e Layton (1979) analisaram o efeito da introdução de legislação sobre o uso de cinto de segurança em automóveis sobre o número de mortes por acidentes rodoviários, no estado de Queensland (Austrália). Concluiu-se que a intervenção alcançou êxito em reduzir o número de acidentes fatais.

É neste contexto que a aplicação de técnicas de análise de intervenção em séries temporais se torna oportuna para a avaliação do impacto da lei 9.503/97, conhecida como Código de Trânsito Brasileiro (CTB), na série do número de acidentes rodoviários. O projeto de lei que instituiu tal legislação tramitou por mais de três anos no Congresso Nacional, onde foi amplamente discutido, sendo aprovado pela Câmara dos Deputados e sancionado logo em seguida pelo Presidente da República, em setembro de 1997. O novo CTB incorporou alguns conceitos inovadores à legislação de trânsito brasileira, dentre eles, a obrigatoriedade do uso do cinto de segurança; educação mais rígida na formação de condutores de veículos, incluindo aulas de direção defensiva para os motoristas; agravou várias infrações relativas à segurança, elevando o valor das multas aplicadas aos infratores. Além disso, inovou ao passar a considerar crime uma série de infrações não descritas no código anterior.

## **2. OBJETIVO**

O objetivo deste trabalho é estudar o comportamento da série de acidentes de trânsito por meio da análise de séries temporais, verificando o efeito da sazonalidade, tendência e intervenção. O evento de intervenção considerado foi a promulgação do Código de Trânsito Brasileiro no ano de 1997.

Existem vários métodos possíveis para ajustar um modelo a uma série temporal. Para os dados analisados neste trabalho, foram utilizados os modelos de Box e Jenkins (1976) e sua estimação será efetuada pelo Método de Máxima Verossimilhança, em que o modelo geral é um ARIMA.

## **3. MATERIAL E MÉTODOS**

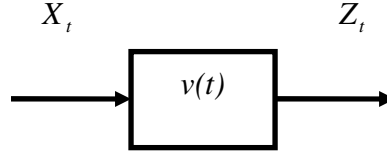
A série analisada refere-se ao número de acidentes na rodovia BR-101, trecho do Estado de Santa Catarina, distribuídos mensalmente no período de 1988 a 2008. Os dados foram obtidos junto ao Departamento de Polícia Rodoviária Federal (DPRF). Os principais conceitos das técnicas utilizadas para análise dos dados estão descritas a seguir.

O trecho analisado tem início no km 0, na divisa entre os Estados de Paraná e Santa Catarina e fim no km 465,9, na divisa entre Santa Catarina e Rio Grande do Sul. A escolha do trecho de Santa Catarina deveu-se não apenas pela facilidade de obtenção, mas principalmente pela qualidade dos dados disponíveis.

Para efeito de análise do ajustamento do modelo, retirou-se 12 observações referentes ao ano de 2008. Estas foram então comparadas às previsões obtidas pelo modelo final proposto, para fins de validação do modelo. Os dados foram analisados nos softwares SAS, MINITAB e STATISTICA.

### 3.1. Definições em séries temporais

Um sistema dinâmico gerador de uma série temporal caracteriza-se por uma série de entrada  $X_t$ , uma série de saída  $Z_t$  e uma função de transferência  $v(t)$ , conforme Figura 1.



**Figura 1:** Sistema dinâmico

Morettin e Toloi (2004) citam o sistema linear como um sistema de particular importância, onde a saída é relacionada com a entrada através de um funcional linear envolvendo  $v(t)$ , tal como indicado no exemplo a seguir:

$$Z_{(t)} = \sum_{\tau=0}^{\infty} v(\tau) X(t - \tau) \quad (1)$$

em que  $Z_t$ : série de saída;

$X_t$ : série de entrada; e

$v(t)$ : função de transferência.

De maneira geral, uma série temporal  $Z_t: z_1, z_2, \dots, z_n$ , pode ser decomposta na soma de três componentes,

$$Z_t = T_t + S_t + a_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

em que  $T_t$ : é a tendência da série;

$S_t$ : é a sazonalidade da série; e

$a_t$ : é o resíduo do modelo (ruído branco).

Uma sequência  $a_t$  é dita ruído branco se cada valor da série tiver média zero, variância constante e não apresentar correlação serial.

#### 3.1.1. Modelos de Box e Jenkins

Uma importante metodologia empregada na análise de modelos paramétricos é conhecida como abordagem de Box e Jenkins (1976), que se fundamenta na geração de um processo estacionário de segunda ordem, em que a série de entrada  $X_t$  é um ruído branco passando por um filtro linear, de forma que  $X_t = a_t$ , conforme ilustrado na Figura 1. Definem-se os modelos do tipo  $ARMA(p, d)$  da seguinte forma:

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{\Phi(B)} a_t \quad (3)$$

em que:  $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^1 - \dots - \Phi_p B^p$ ;

$\theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ ; e

$B$ : operador de retardo.

Na equação 3, deve-se ter como pressupostos,

$$\begin{aligned}
E(a_t) &= 0 \quad \forall t; \\
V(a_t) &= \sigma_a^2 \quad \forall t; \text{ e} \\
V(a_t, a_s) &= 0, \quad s \neq t.
\end{aligned}$$

Os modelos da forma (3) são apropriados para descrever séries estacionárias, ou seja, séries que se distribuem ao longo do tempo com média zero e variância constante. Contudo, sabe-se que na prática as séries são não-estacionárias e para torná-las estacionárias aplicam-se diferenças  $\Delta^d = (1 - B)^d$  na série original. Definem-se os modelos do tipo *ARIMA*( $p, d, q$ ) da seguinte forma:

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{(1 - B)^d \Phi(B)} a_t \quad (4)$$

em que  $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^1 - \dots - \Phi_p B^p$ ; e  
 $\theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ .

Na utilização dos modelos de Box e Jenkins é necessário que a série seja estacionária, não apresentando, portanto, os componentes de tendência e sazonalidade. A presença destes dois componentes é avaliada por meio do teste de Cox-Stuart, conhecido como teste do sinal, quando se pretende verificar a existência de tendência e pela análise da função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP), quando se pretende verificar a presença de sazonalidade. Uma ou duas diferenças  $d$  na série original geralmente são suficientes para retirar a tendência e/ou a sazonalidade determinística da série (Morettin e Toloi, 2004).

Por vezes, caso se verifique na série diferenciada a presença de componentes sazonais nos *lags* múltiplos de um período  $s$ , torna-se necessário ajustar à série original um modelo do tipo *ARIMA* sazonal, conhecido como *SARIMA*( $p, d, q$ )( $P, D, Q$ ) $s$ , definido da seguinte forma:

$$Z_t = \frac{\theta(B)\Theta(B^s)}{(1 - B)^d (1 - B)^D \varphi(B)\Phi(B^s)} a_t \quad (5)$$

em que  $\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B^1 - \dots - \varphi_p B^p$ ;  
 $\theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ ;  
 $\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ ; e  
 $\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{QS}$ .

### 3.1.2. Análise de intervenção

Segundo Morettin e Toloi (2004), por uma intervenção entende-se a ocorrência de algum tipo de evento em dado instante de tempo  $T$ , conhecido a priori. Tal ocorrência pode manifestar-se por um intervalo de tempo subsequente e afetar temporariamente, ou permanentemente, a série em estudo. A análise de intervenção tem por objetivo avaliar o impacto de tal evento no comportamento da série.

Completam os mesmos autores que o efeito da intervenção é mudar o nível da série ou, então, a inclinação. Entretanto, há três fontes de “ruídos” que podem obscurecer o efeito da intervenção: a tendência, a sazonalidade e o erro aleatório. Os modelos de intervenção têm a

seguinte forma:

$$Z_t^* = v(B)X_t + Z_t \quad (6)$$

As séries indicadoras de intervenções podem ser representadas por dois tipos de variáveis binárias (Morettin e Toloi, 2004):

a) função degrau (“step function”)

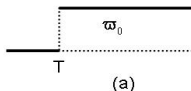
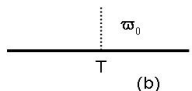
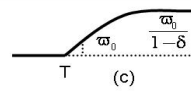
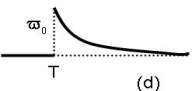
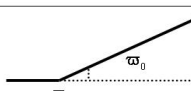
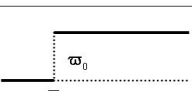
$$X_{j,t} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1 & t \geq T \end{cases} \quad (7)$$

b) função impulso

$$X_{j,t} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1 & t = T \end{cases} \quad (8)$$

No modelo de intervenção na Equação 6, a série residual  $Z_t$  terá a estrutura de um modelo  $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ , quando se tratar de uma série com períodos sazonais  $s$ . A utilidade dos modelos SARIMA é que o efeito da tendência, sazonalidade e do erro aleatório são levados em conta quando a componente residual  $Z_t$  é modelada.

As diferentes funções de transferência  $v(B)$  da Equação 6, quando a variável  $X_{j,t}$  assumir as formas apresentadas em 7 e 8, são mostradas na Figura 2.

$v(B)$	$X_t = \begin{cases} 1, t < T \\ 1, t \geq T \end{cases}$	$X_t = \begin{cases} 1, t \neq T \\ 1, t = T \end{cases}$
$\varpi_0$	 (a)	 (b)
$\frac{\varpi_0}{1-\delta B}$ $ \delta  < 1$	 (c)	 (d)
$\frac{\varpi_0}{1-B}$	 (e)	 (f)

**Figura 2:** Estrutura da função de transferência (Morettin e Toloi, 2004).

### 3.1.3. Teste de Cox Stuart

Também conhecido como teste dos sinais, é aplicado para se verificar a presença da componente tendência (T) na série. Testa a hipótese nula de não haver tendência. Para calcular, agrupam-se as observações em pares  $(Z_1, Z_{1+c}), (Z_2, Z_{2+c}), \dots, (Z_{N-c}, Z_N)$ , onde  $c = N/2$ , se N for par e  $c = N+1/2$ , se N for ímpar. Comparam-se os pares  $(Z_i, Z_{i+c})$ , atribuindo o sinal positivo quando  $Z_i < Z_{i+c}$ . Utiliza-se a seguinte estatística de teste:

$$t = \frac{1}{2} \left( n + z_{\alpha/2} \sqrt{n} \right) \quad (9)$$

em que  $n$  : é o número de pares onde  $(Z_i \neq Z_{i+c})$ ; e

$z_{\alpha/2}$  : é o valor tabelado da distribuição normal a um nível de significância  $\alpha$ .

Para  $n > 20$ , rejeita-se a hipótese nula quando  $T \geq n - t$ , onde  $T$  é o número de sinais positivos.

#### 3.1.4. Critérios de seleção de modelos

Existem vários critérios de seleção de modelos, os mais utilizados são o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC). Na comparação entre os possíveis modelos a serem testados, quanto menor o AIC e o SBC melhor o ajustamento do modelo. Ambos são definidos a seguir:

$$AIC = T \ln(SQR) + 2n \quad (10)$$

$$SBC = T \ln(SQR) + n \ln(T) \quad (11)$$

em que  $SQR$  : é a soma do quadrado dos resíduos;

$n$  : número de parâmetros estimados;

$T$  : número de observações utilizadas.

#### 3.1.5. Teste de Box e Pierce

Na análise dos modelos a serem testados é fundamental verificar se os resíduos são autocorrelacionados. Situações em que os resíduos do modelo são autocorrelacionados podem ser um indicativo de que a dinâmica da série estudada não está sendo completamente explicada pelos coeficientes do modelo ajustado. Os resíduos devem ser um ruído branco. O teste de Box-Pierce (1970) usado para detectar se a distribuição dos resíduos é um ruído branco é representado formalmente por:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^k r_k^2 / (T-k) \quad (12)$$

em que  $r_k$  : autocorrelação de ordem  $k$  dos resíduos calculado por  $r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T e_t e_{t-k}}{\sum_{t=k+1}^T e_t^2}$ ; e

$e_t$  : resíduos do modelo estimado.

A estatística  $Q$  tem distribuição aproximadamente  $\chi_k^2$  (qui-quadrado) e a hipótese nula a ser testada é a de que não existe autocorrelação nos resíduos. Um valor de  $k$  igual a 10 ou 15 é suficiente para detectar a presença do ruído branco (Morettin e Tolloi, 2004).

#### 3.1.6. Análise espectral

Utilizam-se técnicas de análise espectral para detectar periodicidades ou padrões cíclicos em séries temporais. A estatística de *Bartlett Kolmogorov-Smirnov* testa a hipótese nula de que a série não apresenta periodicidade, por meio da comparação da distribuição acumulada do periodograma padronizado com a função acumulada da distribuição uniforme (0,1). A distribuição acumulada do periodograma padronizado é representada por:

$$F_j = \frac{\sum_{k=1}^j j_k}{\sum_{k=1}^m j_k} \quad (13)$$

em que  $j = 1, 2, \dots, m-1$ ;

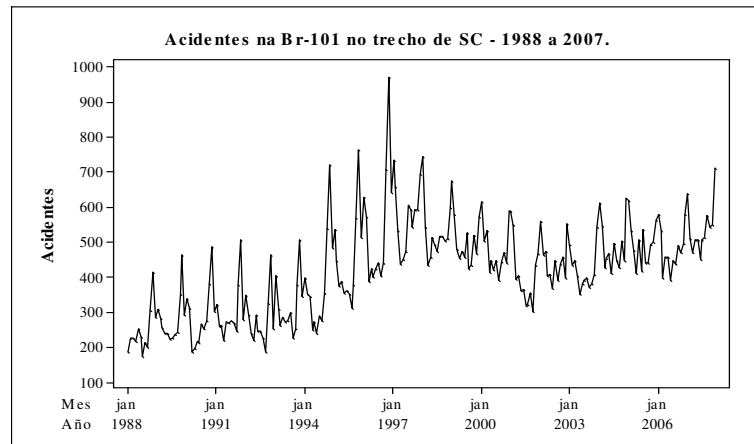
$j_k$  : é o valor do periodograma; e

$$m = n/2.$$

Quando a estatística de *Bartlett Kolmogorov-Smirnov* for maior que  $1,36\sqrt{1/(m-1)}$ , a um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de que o espectro é um ruído branco, sendo este um indicativo de que a série apresenta periodicidade (Miller, 1956).

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 3 apresenta-se o número de acidentes ocorridos no período de 1988 a 2007, em que é possível verificar, por uma análise visual, uma possível presença de sazonalidade de 12 meses por conta, provavelmente, do aumento no movimento de veículos causado pelo período de férias do final de ano. Também é possível verificar que parece haver uma tendência linear. É necessária, para confirmação, uma análise espectral para detectar a presença de sazonalidade e o teste de Cox-Stuart para detectar a presença da tendência (Morettin e Toloi, 2004).



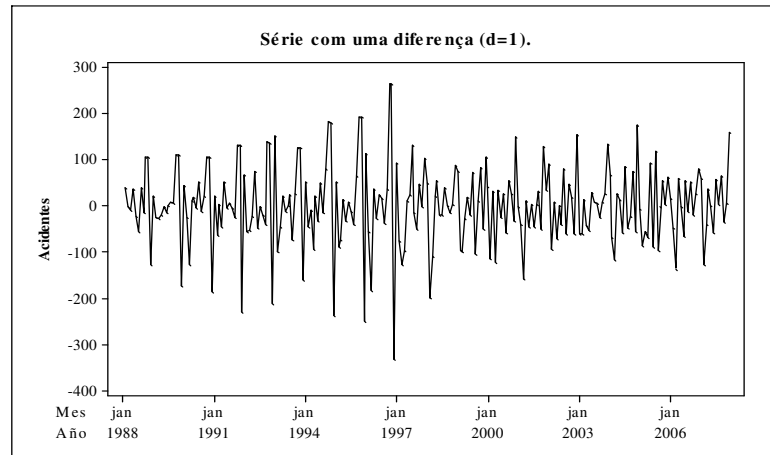
**Figura 3:** Número de acidentes na rodovia BR-101 do trecho do Estado de Santa Catarina no período de 1988 a 2007.

Pelo teste de Cox-Stuart, observou-se a presença da componente tendência.

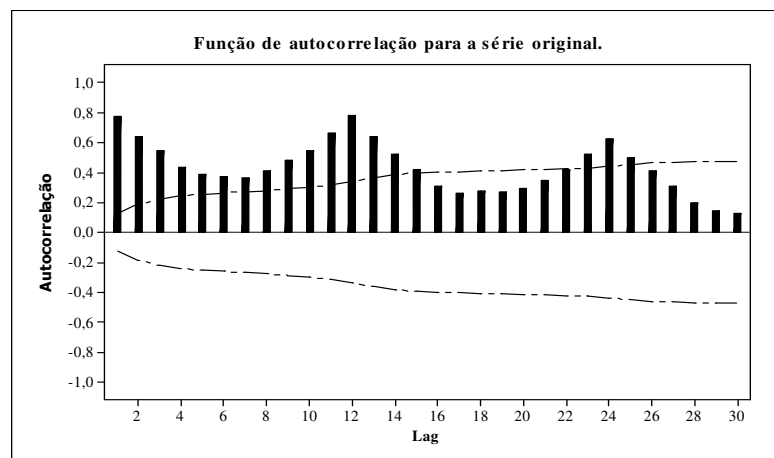
$$c = 240/2 = 120 \quad n = 120$$

$$T = 97 \quad t = \frac{1}{2}(120 + 1,96\sqrt{120}) = 70,74$$

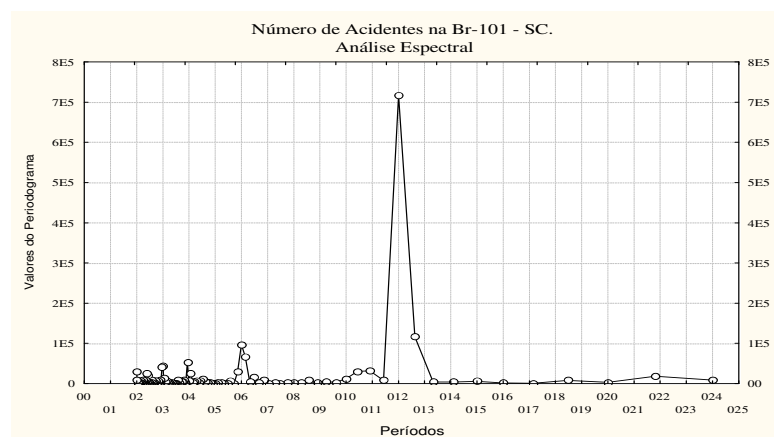
Como  $T > n - t$ , a um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de não haver tendência. Assim sendo, para tornar a série estacionária, fez-se a primeira diferença ( $d=1$ ) na série original. As Figuras 4, 5, 6, 7 e 8 apresentam, respectivamente, o gráfico da série original após a aplicação de uma diferença, a função de autocorrelação da série original, a análise espectral da série original, a função de autocorrelação para a série diferenciada e a função de autocorrelação parcial para a série diferenciada.



**Figura 4:** Gráfico da série diferenciada.

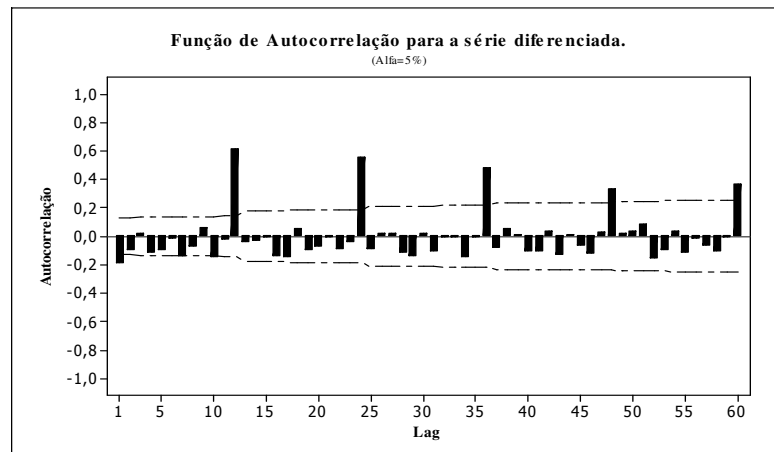


**Figura 5:** Função de autocorrelação (FAC) para a série original.

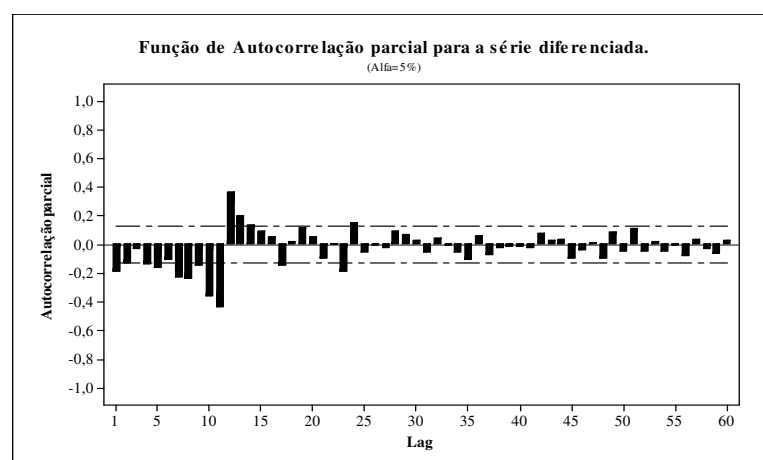


**Figura 6:** Análise espectral da série original.





**Figura 7:** Gráfico da função de autocorrelação (FAC) para a série diferenciada.



**Figura 8:** Gráfico da função de autocorrelação parcial (FACP) para a série diferenciada.

Pelo gráfico da Figura 4, observa-se que a série com uma diferença apresenta média em torno de zero e variância constante, mostrando que a primeira diferença foi suficiente para torná-la estacionária.

A Figura 6 fornece a análise espectral da série original. Nota-se claramente uma elevada periodicidade no 12º período, mostrando que há uma sazonalidade de 12 meses. Tal resultado é confirmado pelo valor obtido para a estatística de *Bartlett Kolmogorov-Smirnov* de 0,629 ( $p\text{-valor} < 0,0001$ ) que rejeita a hipótese nula de que não há periodicidade na série.

Analisando a FAC (Figura 5) da série original e comparando-a com a FAC (Figura 7) da série com uma diferença, é possível observar que existe correlação significativa nos *lags* múltiplos de 12, sendo necessário acrescentar uma componente sazonal no modelo (Morettin e Toloi, 2004). Verifica-se que existe correlação significativa tanto no primeiro *lag* das FAC (Figura 7) quanto no primeiro *lag* da FACP (Figura 8), sugerindo um modelo com estrutura autorregressiva e de médias móveis de ordem 1.

Com base nas análises anteriores foram propostos os seguintes modelos para serem testados:  
 $SARIMA(1,1,1)(2,0,0)_{12}$ ,  $SARIMA(1,1,1)(1,0,0)_{12}$ ,  $SARIMA(0,1,1)(1,0,0)_{12}$ ,  
 $SARIMA(1,1,0)(1,0,0)_{12}$ ,  $SARIMA(1,1,1)(2,1,0)_{12}$ ,  $SARIMA(1,1,1)(1,1,0)_{12}$ .

A decisão utilizada para escolha do melhor modelo foi feita considerando a análise dos resíduos (ruído branco), o critério de seleção de AIC, o quadrado médio residual (QMR) e o teste de Box e Pierce. Segundo estes critérios, o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o  $SARIMA(1,1,1)(1,1,0)_{12}$ .

A intervenção considerada ocorreu na 117ª observação, que corresponde a setembro de 1997, mês em que o Código de Trânsito Brasileiro foi promulgado. Admitiu-se, pela análise do comportamento gráfico da série, que a intervenção ocorreu de forma abrupta e temporária, conforme Figura 2(d). A variável *dummy* ficou da seguinte forma:

$$X_{1,t} = \begin{cases} 1, & T = 117^\circ \\ 0, & T \neq 117^\circ \end{cases}$$

Ressalta-se que outros pontos também foram testados como possíveis intervenções na série, sendo retirados do modelo por não apresentarem significância. Além disso, considerou-se na análise o efeito da intervenção ocorrendo de forma abrupta e contínua, não sendo significativa. A estrutura da função de transferência para a variável  $X_{1,t}$  assumiu a forma  $v(B) = w_0$ , conforme padrão da Figura 2(d).

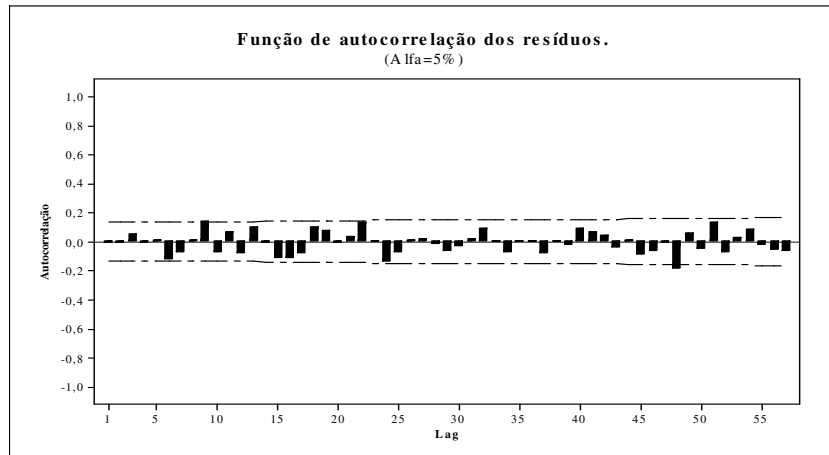
O modelo final com a variável de intervenção  $SARIMA(1,1,1)(1,1,0)_{12}$   $w_0 = \text{Novembro}/1997$ , conforme decomposição da Equação 5, ficou da seguinte forma:

$$Z_t^* = w_{1,0} X_{1,t} + \frac{(1 - \theta_1 B)}{(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})} a_t$$

**Tabela 1:** Estimativas para os coeficientes do modelo  $SARIMA(1,1,1)(1,1,0)_{12}$  com intervenção em novembro de 1997, e seus respectivos desvios-padrão e teste *t* de *Student*.

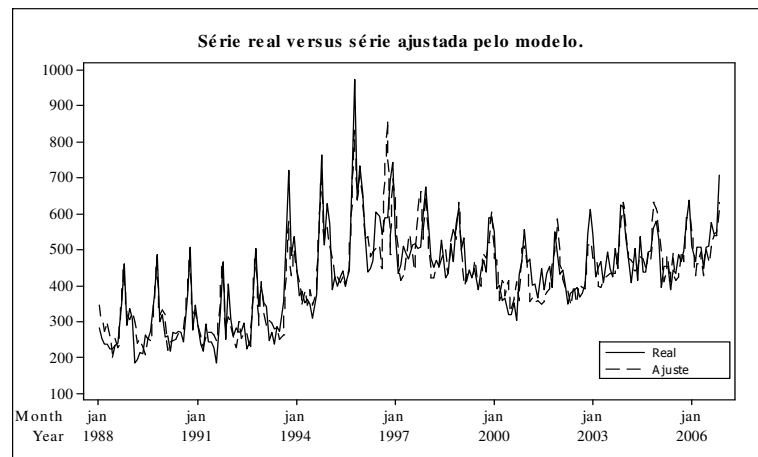
Parâmetro	Estimativa	Desvio-P	Teste t	Pr >  t
$\phi_1$	0,22829	0,08211	2,78	<0,0054
$\Phi_1$	-0,3832	0,06232	-6,15	<0,0001
$\theta_1$	0,86992	0,04378	19,87	<0,0001
$w_0$	-137,389	30,31	-4,53	<0,0001
<b>AIC</b>				2478
<b>SBC</b>				2492
<b>Box e Pierce</b>				$Q = 14,14$ ( $p\text{-valor} = 0,1175$ )

As estimativas dos parâmetros autorregressivos, de médias móveis e da variável de intervenção são significantes, conforme resultados da Tabela 1. O teste de Box e Pierce aceita a hipótese nula de ruído branco, ou seja, da não presença de autocorrelação significativa nos resíduos. Esse resultado pode ser verificado, também, pelo gráfico de autocorrelação dos resíduos da Figura 9. Ambos os resultados anteriores são indicativos de que a dinâmica da série estudada está sendo bem explicada pelos coeficientes do modelo ajustado.



**Figura 9:** Função de autocorrelação do resíduo (ruído branco).

A Figura 10 apresenta o gráfico da série real (linha contínua) e da série obtida pelo modelo proposto (linha tracejada), onde é possível observar que os valores previstos pelo modelo estão bem ajustados à série real.



**Figura 10:** Série real (linha contínua) versus série estimada pelo modelo (linha tracejada).

O modelo de intervenção com seus parâmetros estimados pode escrito como:

$$Z_t^* = -137,39X_{1,t} + \frac{(1 - 0,86B)}{(1 - 0,22B)(1 - 0,38B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})}a_t$$

Pode-se dizer que houve uma diminuição média de 137 acidentes em novembro de 1997, no trecho do estado de Santa Catarina da rodovia BR-101.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A utilização de modelos de séries temporais pode ser útil para descrever a série do número de acidentes rodoviários.

Observou-se a presença de um componente sazonal de multiplicidade 12, possivelmente relacionado com a sazonalidade do volume de tráfego nas rodovias ao longo do ano, sendo a época do fim e início de ano (novembro a janeiro) a que apresenta um número maior de acidentes. Detectou-se, ainda, a presença de tendência linear crescente na série.

Entre os modelos ajustados com e sem o parâmetro de intervenção, o modelo proposto com intervenção forneceu a informação adicional de que em novembro de 1997 houve uma redução estatisticamente significativa no número de acidentes no trecho do Estado de Santa Catarina da BR-101. Além disso, testou-se o parâmetro de intervenção como tendo efeito contínuo a partir de novembro de 1997, não sendo estatisticamente significativo.

Acredita-se que, com o emprego das técnicas utilizadas nesse trabalho, o acompanhamento desta série nos próximos anos pode ser útil na avaliação do impacto provocado pela lei nº 11.075/08, conhecida como lei seca, bem como na investigação do efeito de outros eventos, tais como o aumento de número de policiais do DPRF na fiscalização de trânsito ou a implantação de equipamentos eletrônicos para melhoria da segurança viária.

**As idéias e concepções mencionadas nesse artigo expressam unicamente a opinião dos seus autores.**

#### **Agradecimentos**

Ao Departamento de Polícia Rodoviária Federal pelas informações fornecidas e aos colegas Jonicy, Márcia e Felipe pelas sugestões que permitiram aprimorar o texto.

#### **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Bhattacharyya, M. N.; Layton, A. P. (1979) *Effectiveness of Seat Belt Legislation on the Queensland Road Toll: An Australian Case Study in Intervention Analysis*. Journal of the American Statistical Association, Alexandria, v. 74 n. 367, p. 596-603.
- Box, G. P.; Jenkins, G. C. (1976) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Box, G. P.; Pierce, D. A. (1970) *Distribuion of Residual Auto-Correlations in Autorregressive-Integrate Moving Average Time Series Models*. Journal of the Statistical Association, Alexandria, v. 65, n. 332, p. 1509-1529.
- DENATRAN (2008) *Código de Trânsito Brasileiro*: Instituído pela Lei nº 9.503, de 23-09-1997. Brasília - Brasil.
- Morettin, P. A.; Toloi, C. M. C. (2004) *Análise de Séries Temporais*. São Paulo. Projeto Fisher.
- Morettin, P. A. (2006) *Noções Sobre Séries Temporais*. Minicurso Ministrado na Sexta Semana de Informática. Universidade de São Paulo.
- Miller, L. H (1956) *Tables of Percentage Points of Kolmogorov Statistics*. Journal of American Statistic Association, v. 51, n. 111.
- Tião, G. C.; Box, G. E. P.; Hamming, W. J. (1975) *Analysis of Los Angeles Photochemical Smog Data: A Statistical Overview*. Journal of the Air Pollution Control, Association, [S.I.], v. 25, n. 3, p. 260-268.

---

Alam Gonçalves Guimarães (alam.guimaraes@antt.gov.br)

Agência Nacional de Transportes Terrestres

Thelma Sáfiadi (safadi@ufla.br)

Universidade Federal de Lavras