

Filomena Maria da Silva Pereira Baptista Soares

IP 5 e Tolerância Zero

Um Caso de Análise de Intervenção



Departamento de Matemática Aplicada
Faculdade de Ciências da Universidade do Porto
Outubro / 1999

Filomena Maria da Silva Pereira Baptista Soares

IP 5 e Tolerância Zero

Um Caso de Análise de Intervenção



Tese submetida à Faculdade de Ciências da Universidade do Porto
para a obtenção do grau de Mestre em Matemática Aplicada

Departamento de Matemática Aplicada
Faculdade de Ciências da Universidade do Porto
Outubro / 1999

Dissertação orientada por

Maria Eduarda da Rocha Pinto Augusto da Silva

Professora Auxiliar do

Departamento de Matemática Aplicada da

Faculdade de Ciências da Universidade do Porto

Ao meu marido

Joaquim

e aos meus filhos

Nuno, Miguel e Catarina

I. Agradecimentos

Em primeiro lugar quero agradecer à Professora Doutora Maria Eduarda Silva todo o apoio científico concedido. O seu incentivo constante e a disponibilidade que sempre mostrou foram decisivos para a execução deste trabalho.

Agradeço ao Exm^o. Sr. Major Reis Paredes da Guarda Nacional Republicana (GRT-5) toda a colaboração que desde o primeiro momento me prestou. Todas as informações que me forneceu bem como a celeridade com que sempre atendeu os meus sucessivos pedidos de dados, foram cruciais na elaboração deste trabalho.

À Dr^a. Maria Carlota Guimarães, à minha família e aos meus amigos agradeço todo o seu apoio e encorajamento.

Agradeço também à D. Fátima Sousa, minha empregada, a paciência que demonstrou estes meses e o cuidado que sempre mostrou ao ajudar-me a tratar dos meus filhos, em especial da “bébé” Catarina.

Aos meus filhos Nuno e Miguel agradeço a paciência com que foram cuidando da irmã e a forma como lidaram com a minha presença “ausente”. Em especial, agradeço ao Nuno a ajuda que me deu no lançamento dos dados.

Ao meu marido um obrigada por tudo.

Este trabalho foi parcialmente subsidiado pelo Programa de Desenvolvimento Educativo para Portugal - PRODEP .

II. Resumo e Palavras Chave

Neste trabalho é analisado o número mensal de acidentes no Itinerário Principal 5 com o objectivo de estimar e avaliar os efeitos da operação “ Tolerância Zero – Segurança Máxima” introduzida nesta via em Outubro de 1998 e ainda em vigor.

Esta análise é tecnicamente conhecida por Análise de Intervenção e é baseada em modelos ARIMA.

Palavras-chave: Acidentes de Viação, Modelos ARIMA, Modelos de Função Transferência, Análise de Intervenção

III. Abstract and Keywords

Here we analyse the series of the monthly number of accidents in the road known as IP 5 from 1989 to 1999. IP 5 is famous for the number of deathly accidents and has been the subject of a “maximum security” policy since October 1998 in an attempt to reduce the number of accidents.

It is of interest to access the effect of the policy. We use intervention analysis and ARIMA modelling.

Keywords: Road Accidents, ARIMA Models, Transfer Function Models, Intervention Analysis

IV. Índice

I.	Agradecimentos	4
II.	Resumo e Palavras Chave	5
III.	Abstract and Keywords	6
1.	Introdução	8
1.1	Motivação e Estrutura deste Trabalho	8
1.2	Conceitos Básicos de Sucessões Cronológicas e Estacionaridade	9
2.	Análise de Intervenção em Sucessões Cronológicas	12
2.1	Metodologia	12
2.2	Variáveis de Intervenção e Respostas Induzidas	15
2.3	A Sucessão Residual N_t	19
2.4	Modelação de Uma Sucessão	20
3.	Acidentes no IP 5 e Tolerância Zero	24
3.1	Estudo da Sucessão AT0 – Antes Tolerância Zero	26
3.1.1	Cronograma e Correlogramas	26
3.1.2	Periodogramas	27
3.1.3	Decomposição Clássica da Sucessão AT0 por um Modelo Multiplicativo	30
3.1.4	Modelação da Sucessão AT0	32
3.1.5	Previsões para a Sucessão AT0	37
3.2	Análise da Intervenção e Modelação da Sucessão Completa	38
3.2.1	Escolha da Variável de Intervenção	38
3.2.2	Estimação do Modelo de Intervenção	39
3.2.3	Previsões para o Número de Acidentes no IP 5	43
4.	Conclusão	46
5.	Bibliografia e Referências	47
6.	Anexos	48

1. Introdução

1.1 Motivação e Estrutura deste trabalho

Uma sucessão cronológica é um conjunto de observações feitas em pontos ou períodos sucessivos de tempo durante um determinado intervalo. Por exemplo: as medições diárias dos níveis de monóxido de carbono em vários locais de uma cidade ou volume de vendas semanal de um determinado produto.

Ao observarmos estas sucessões cronológicas iremos certamente verificar a existência de variabilidade que pode ser explicada por factores tais como tendência ou sazonalidade: é o caso, por exemplo, do aumento que se tem verificado nos níveis de monóxido de carbono nas nossas cidades devido ao maior número de veículos em circulação ou a diminuição notada nos mesmos níveis no meses de Julho, Agosto e Setembro.

Existem, no entanto, acontecimentos que podem alterar temporária ou definitivamente o nível de sucessão cronológica, tais como a abertura da via de cintura interna terá certamente induzido uma redução nos níveis de monóxido de carbono em algumas zonas da cidade do Porto, uma campanha publicitária ou uma promoção induzirá um aumento nas vendas de um determinado produto, pelo menos temporariamente. Estes acontecimentos denominam-se usualmente por intervenções e, consoante a natureza das observações em causa, induzem alterações diferentes.

Assim, entende-se como intervenção um acontecimento que provoque alterações aos valores observados de uma sucessão cronológica, alterações estas que não estando relacionadas com factores como tendência ou sazonalidade se ficam a dever exclusivamente às consequências deste acontecimento.

Este trabalho tem como objectivo analisar a metodologia utilizada para o tratamento de sucessões cronológicas que sofreram algum tipo de intervenção e aplicá-la a uma sucessão real recentemente intervencionada. Os dados analisados são o número mensal de acidentes no Itinerário Principal 5 (IP 5) cujos valores sofreram alterações devidas ao efeito da introdução da Operação Tolerância Zero – Segurança Máxima.

No capítulo 1 fazemos uma introdução geral à análise das sucessões cronológicas e um resumo dos conceitos básicos necessários ao desenvolvimento do tema.

No capítulo 2 apresentamos a metodologia e fundamentação teórica deste trabalho.

No capítulo 3 analisamos e modelamos sequencialmente a sucessão em estudo. Tratamos, numa primeira secção a sucessão anterior à intervenção e seguidamente

estimamos os efeitos da intervenção e analisamos a sucessão total.

O capítulo 4 contém as conclusões deste trabalho.

Em anexo, além de algumas questões que achamos pertinente referir, apresentamos as listagens dos dados, os valores obtidos em vários cálculos e um resumo de algumas transformações efectuadas e modelos estimados.

1.2 Conceitos básicos de sucessões cronológicas e estacionaridade

Dado um espaço de probabilidade (Ω, A, P) e um conjunto T arbitrário não vazio, um processo estocástico é uma função $X(t, \omega)$, definida em $T \times \Omega$ que para cada $t \in T$ é uma variável aleatória⁽¹⁾.

A natureza de T e do conjunto onde toma valores, determinam a natureza do processo estocástico. Um processo estocástico diz-se discreto se T for um conjunto numerável e diz-se contínuo se T for um Boreliano da recta real. Para cada $\omega \in \Omega$ fixo, $X(t, \omega)$ é uma função determinística de t . Cada uma destas funções é uma realização ou trajectória do processo e o conjunto das realizações deste designa-se por “ensemble” do processo. Uma sucessão cronológica é apenas uma das infinitas realizações do “ensemble” associado ao processo, o que corresponde a um registo de observações de algum fenómeno, feito sequencialmente no tempo.

Na análise subsequente designa-se por $\{X_t\}$, $t \in T = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$, um processo estocástico discreto. A estrutura probabilística de $\{X_t\}$ fica completamente determinada se se conhecer a função de distribuição conjunta de $\{X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}\}$ onde $\{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ é um conjunto de valores admissíveis de t , e n um inteiro positivo arbitrário.

O processo $\{X_t\}$ diz-se estritamente estacionário se as suas propriedades estatísticas não se alteram com o tempo, ou seja, se para um conjunto admissível $\{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ e quaisquer inteiros k, n se verifica a relação:

$$F_{t_1+k, t_2+k, \dots, t_n+k}(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{t_1, t_2, \dots, t_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

isto é, se os vectores n -dimensionais $(X_{t_1+k}, X_{t_2+k}, \dots, X_{t_n+k})$ e $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n})$ tiverem a mesma distribuição⁽²⁾.

⁽¹⁾ Um processo estocástico pode ser definido como uma família ordenada de variáveis aleatórias $\{X(t, \omega): \omega \in \Omega, t \in T\}$ definidas no espaço de probabilidade.

⁽²⁾ Isto traduz a invariância de qualquer distribuição de dimensão finita em relação a translações no tempo, isto é mostra que é indiferente observar o processo nos pontos $t_1, t_2, \dots, t_n$ ou nos pontos $t_1+k, t_2+k, \dots, t_n+k$.

No entanto a estacionaridade estrita é uma propriedade demasiado exigente e de difícil verificação prática. Em alternativa usa-se a estacionaridade fraca. Um processo $\{X_t\}$ diz-se fracamente estacionário até à ordem m ou, simplesmente, estacionário, se os vectores n -dimensionais $(X_{t_1+k}, X_{t_2+k}, \dots, X_{t_n+k})$ e $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n})$ possuírem momentos conjuntos até à m -ésima ordem e esses momentos forem iguais.

Assim, um processo é fracamente estacionário de 1ª ordem se

$$E(X_t) = \mu, \text{ constante}, \forall t,$$

estacionário de 2ª ordem se

$$a) E(X_t) = \mu, \text{ constante}, \forall t \quad (1.1)$$

$$b) E(X_t^2) = \mu_2, \text{ constante}, \forall t \quad (1.2)$$

$$c) E(X_t, X_s) = E(X_{t-s}, X_0), \text{ depende apenas da diferença: } t - s, \forall t, s$$

Das expressões (1.1) e (1.2) deduz-se a igualdade:

$$\text{var}(X_t) = V(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \mu_2 - \mu^2 = \sigma^2, \text{ constante}, \forall t \quad (3) \quad (1.3)$$

Seja $\{X_t\}$, $t \in T = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$, um processo estacionário até à 2ª ordem, com média e variância dadas por (1.1) e (1.3), o valor esperado

$$\gamma_k = \text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E\{(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)\}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

define a função de autocovariância (FACOV) do processo. Para cada valor de k , γ_k mede a intensidade com que covariam pares de valores do processo separados por um intervalo (*lag*) de amplitude k .

Escrevendo:

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0$$

obtém-se, para cada k , a função de autocorrelação (FAC) do processo considerado que mede a correlação entre pares de valores do processo separados por um intervalo k . Intuitivamente, pode interpretar-se como uma medida de semelhança entre cada realização deslocada k unidades de tempo para a esquerda ou para a direita. Estas funções possuem algumas propriedades:

$$1) \gamma_0 = \sigma^2 \quad ; \quad \rho_0 = 1$$

$$2) |\gamma_k| \leq \gamma_0 \quad ; \quad |\rho_k| \leq \rho_0$$

$$3) \gamma_k = \gamma_{-k} \quad ; \quad \rho_k = \rho_{-k}$$

⁽³⁾ Note-se que no caso do processo estocástico ser normal ou Gaussiano, isto é, se a função de distribuição conjunta é normal, a estacionaridade fraca de 2ª ordem é equivalente à estacionaridade estrita uma vez que a distribuição fica completamente definida pelo vector das médias e pela matriz das variâncias – covariâncias.

A correlação parcial que entre X_t e X_{t+k} , isto é, a correlação entre estas duas variáveis, quando se fixam as variáveis intermédias $X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k-1}$, é também importante para a caracterização de um processo. Define-se então a função de autocorrelação parcial (FACP), que se representa por ϕ_{kk} , como:

$$\phi_{kk} = \text{Corr}\{ (X_t, X_{t+k}) \mid X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k-1} \}$$

Calcular directamente a FACP de um processo é muito difícil. No anexo A apresentamos, resumidamente, um algoritmo que permite obter os seus valores de uma forma mais simples.

Um processo estacionário fundamental na análise de sucessões cronológicas é o chamado ruído branco. A importância deste processo está, essencialmente, na sua contribuição para a construção de outros processos estacionários fundamentais na modelação de sucessões cronológicas. Assim, um processo $\{\varepsilon_t : t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ diz-se um ruído branco quando é formado por uma sucessão de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (iid) logo $E\{\varepsilon_t\} = \mu_\varepsilon$ (usualmente $\mu_\varepsilon = 0$), $V\{\varepsilon_t\} = \sigma^2$. Desta forma a FACOV e a FAC deste processo são dadas pelas seguintes expressões,

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad \text{e} \quad \rho_k = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

A representação gráfica das FAC e FACP designam-se, respectivamente por correlograma e correlograma parcial.

Na prática dispomos, quase sempre, de apenas uma realização do processo donde não conhecemos, à partida, os valores da sua média, variância, etc. Trabalhamos então com valores estimados destes momentos e funções. No anexo A apresentamos alguns estimadores para estes momentos e funções.

A representação gráfica da função de autocorrelação estimada designa-se por correlograma estimado. Para processos Gaussianos estacionários, mostra-se que quando o tamanho da amostra, n , é suficientemente grande, $\tilde{\rho}_k$ tem distribuição aproximadamente normal. No caso do ruído branco a distribuição tem média nula e variância $1/n$. Se, no correlograma estimado de um ruído branco, representarmos as bandas $\pm 1,96/\sqrt{n}$ poderemos controlar estatisticamente a evolução de FAC estimada, uma vez que essas bandas representam os limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% para aquela função. Se 95% ou mais dos valores estimados da FAC ficarem dentro desse intervalo, então o comportamento da sucessão está de acordo com o que se espera de uma realização de um ruído branco.

2. Análise de Intervenção em Sucessões Cronológicas

2.1 Metodologia

Dispondo de observações $\{ Y_t : t = 1, 2, \dots, n \}$ de uma sucessão cronológica, registadas em intervalos de tempo iguais, suponhamos que dado um acontecimento queremos inferir sobre uma possível alteração no nível da sucessão associada à ocorrência deste acontecimento em determinado instante particular. Põe-se então a questão:

Dada uma intervenção conhecida existirá evidência de que a alteração esperada ocorreu na realidade e, se assim for, o que se poderá dizer sobre a natureza e magnitude desta alteração?

Vamos supor que, dada a ocorrência de uma intervenção num dado momento, dispomos de n_1 observações anteriores à intervenção e de n_2 posteriores à mesma.

A técnica de “análise de intervenção” devida a Box e Tiao (1975) destina-se ao tratamento de situações em que as observações Y_t são afectadas pela ocorrência de algum acontecimento invulgar num dado momento T .

Suponhamos que estamos interessados em prever valores futuros da sucessão e que, com este objectivo, queremos arranjar um modelo que se adeque aos dados.

Se as observações dadas incluem o ponto T poder-se-ia argumentar que a parte do modelo que se ajustaria às observações anteriores a T deveria ser ignorada uma vez que a ocorrência do acontecimento invulgar poderá ter alterado a estrutura da série. Todavia isto seria uma perda desnecessária de dados (particularmente em sucessões pequenas) e seria mais sensato tentar remover, tanto quanto possível, o efeito do acontecimento de modo que o modelo possa ser ajustado ao conjunto global das observações.

Box e Tiao (1975) caracterizam a ocorrência do acontecimento introduzindo um “indicador” artificial, I_t , que muda de forma no instante, T , em que ocorre a intervenção. Introduziram um modelo para análise de intervenção onde se procura relacionar uma variável “saída” com uma ou mais variáveis “entrada” que são funções determinísticas de t .

A classe de modelos que descreve a relação entre “saídas” e “entradas” é escrita sob a forma:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j I_{t-j} + N_t \quad \text{com} \quad \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j^2 < \infty \quad (2.1)$$

onde:

- a série $\{ I_t \}$ representa a mudança sentida na sucessão observada devida à intervenção,
- $\{ N_t \}$ é um processo residual ou *noise*, com as seguintes propriedades:

1 - $\text{Cov}\{ N_{t1}, I_{t2} \} = 0, \quad t1, t2 = 1, 2, \dots$

2 - N_t é um ARMA(p,q) invertível e estacionário, de média zero: $\phi_p(B) N_t = \theta_q(B) \varepsilon_t$

onde $\{ \varepsilon_t \}$ é um processo de ruído branco.

- e B é o operador atraso, tal que $B \cdot I_t = I_{t-1}$

O objectivo da análise de intervenção é estimar o efeito da intervenção, indicada pelo termo $\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j I_{t-j}$, e utilizar o modelo resultante para previsão.

A função $\{ I_t \}$ e os coeficientes $\{ \alpha_j \}$ são escolhidos de modo que a mudança no nível das observações $\{ Y_t \}$ sejam bem representadas pela sequência $\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j I_{t-j}$. Uma vez seleccionada a função $\{ I_t \}$, por observação pormenorizada dos dados, a determinação dos coeficientes $\{ \alpha_j \}$ é feita pelo método dos mínimos quadrados.

Assim, a estimação de $\{ \alpha_j \}$ é feita aproximando o operador

$$R(B) = \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j I_{t-j} \quad (2.2)$$

por um operador racional da forma

$$R(B) = \frac{W(B) B^b}{D(B)}, \quad (2.3)$$

onde:

- b indica o tempo que decorre desde a ocorrência da intervenção até se verificar alguma alteração nas observações, isto é, o atraso na resposta.
- $W(B)$ e $D(B)$ são polinómios da forma:

$$W(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s \quad \text{e} \quad D(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$$

e pressupõe-se normalmente que $W(B)$ tem raízes fora do círculo unitário, e $D(B)$ tem raízes fora ou sobre esse círculo. Os coeficientes de $W(B)$, $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s$, traduzem os efeitos iniciais da intervenção e os coeficientes de $D(B)$, $\delta_1, \dots, \delta_r$, os efeitos permanentes da mesma.

Desta forma, a equação (2.1) pode ser rescrita sob a forma:

$$Y_t = \frac{W(B) B^b}{D(B)} I_t + N_t \quad (2.4)$$

Escolhendo adequadamente os parâmetros b , r e s e os coeficientes ω_i e δ_i , o termo da intervenção $R(B) I_t$ poderá tomar uma grande variedade de formas funcionais.

Esta metodologia é facilmente generalizada para o caso em que se verifica mais do que uma intervenção. Por exemplo, para duas intervenções distintas teríamos :

$$Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j I_{t-j}^{(1)} + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i I_{t-i}^{(2)} + N_t$$

Assim, a Análise de Intervenção baseia-se na construção de um modelo de Função Transferência com uma sucessão de “saída” (*output*) estocástica e uma variável de “entrada” (*input*) determinística. Os valores da variável de entrada tomam usualmente os valores zero ou um, indicando desligado (*off*) ou ligado (*on*). Por exemplo, uma sucessão perturbada por um único acontecimento, tal como uma greve ou alteração no preço, poderia ser modelada como uma função do seu passado e uma variável *dummy*.

Os modelos de intervenção podem também ser úteis para uma análise do tipo “E se ?”, isto é, vermos os efeitos de possíveis alterações determinísticas numa sucessão cronológica estocástica.

O primeiro passo na construção destes modelos é desenvolver um modelo ARIMA para a sucessão de “saída” (*output*). Este modelo deve ser construído para a sucessão anterior à intervenção. Desta forma as previsões deste modelo podem ser confrontadas com os valores reais de modo a determinar a natureza do efeito da intervenção.

A forma da função transferência entre a sucessão de “saída” e a variável de intervenção é sugerida por este efeito. Na secção 2.2 deste capítulo podemos ver várias formas possíveis de modelos para as várias respostas apresentadas pela sucessão a uma dada variável de intervenção. De entre este conjunto, o analista escolhe a forma que acha mais correcta e aproximada à sua sucessão e segue para a fase de estimação e diagnóstico.

Este tipo de análise também pode ser utilizada para o tratamento de *outliers*.

2.2 Variáveis de Intervenção e Respostas Induzidas

A definição de I_t depende da forma que se pressupõe tomar o efeito da intervenção. Se a intervenção tem lugar no instante $t = T$ e provoca alterações apenas naquele período de tempo, então I_t será uma “função impulso”, ou *pulse function*, $P_t^{[T]}$:

$$I_t = P_t^{[T]} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = T \\ 0 & \text{se } t \neq T \end{cases} \quad (2.5)$$

registando-se assim apenas efeitos transitórios, donde:

$$\begin{aligned} E\{Y_t\} &= 0 & \text{para } t \leq T \\ E\{Y_t\} &\rightarrow 0 & \text{quando } t \rightarrow \infty \end{aligned}$$

No entanto se se verifica uma alteração no nível da série, isto é, se se registam efeitos duradouros, esta mudança será captada de uma forma mais correcta por uma “função degrau”, ou *step function*, $S_t^{[T]}$:

$$I_t = S_t^{[T]} = \sum_{j=T}^{\infty} P_t^{[T]} = \begin{cases} 1 & \text{se } t \geq T \\ 0 & \text{se } t < T \end{cases} \quad (2.6)$$

donde:

$$\begin{aligned} E\{Y_t\} &= 0 & \text{para } t \leq T \\ E\{Y_t\} &= k \neq 0 & \text{quando } t \rightarrow \infty \end{aligned}$$

Na figura 2.1 podemos ver a representação gráfica destas duas funções.

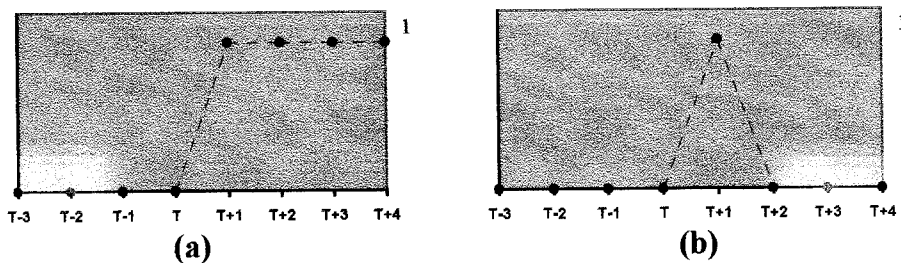


Fig.2.1 - Representação gráfica das “entradas” (a) degrau e (b) impulso

Desta forma, um modelo de intervenção pode ser representado tanto por uma “função degrau” como por uma “função impulso”⁽¹⁾. A utilização de cada forma específica baseia-se, usualmente, na interpretação dada à intervenção.

⁽¹⁾ Note-se que a “função impulso” pode obter-se por diferenciação da “função degrau”, isto é: $P_t^{[T]} = S_t^{[T]} - S_{t-1}^{[T]} = (1 - B) S_t^{[T]}$

Apesar das funções “impulso” e “degrau” se adequarem a um grande número de casos podem considerar-se outro tipo de funções, como, por exemplo:

- Quando se verifica uma alteração no declive da “tendência” provocada pela intervenção este efeito pode ser captado definindo a função I_t como:

$$I_t = \begin{cases} t - T & \text{se } t \geq T \\ 0 & \text{se } t < T \end{cases} \quad (2.7)$$

- Se o efeito transitório da intervenção desaparece gradualmente podemos utilizar:

$$I_t = \begin{cases} \lambda^{t-T} & \text{se } t \geq T \\ 0 & \text{se } t < T \end{cases} \quad \text{com } 0 < \lambda < 1 \quad (2.8)$$

Uma propriedade interessante desta especificação é que I_t torna-se uma “função impulso” quando $\lambda = 0$ e uma “função degrau” quando $\lambda = 1$.

Podemos ainda considerar o caso dos impulsos sazonais ou *seasonal pulses*, muito úteis para modelar alguns tipos de sazonalidade e que se analisam como se de uma intervenção se tratasse. Estes impulsos são da forma:

$$SzP_t^{[s]} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = s, 2s, \dots \\ 0 & \text{se } t \neq s, 2s, \dots \end{cases} \quad (2.9)$$

Existem várias respostas possíveis transmitidas às “saídas” por intervenções “degrau” ou “impulso”. Vejamos as respostas mais comuns, que serão ilustradas tomando $b=1$, bastando para outros valores de b fazer uma translação do gráfico para a direita, a partir do momento em que ocorreu a intervenção.

- Um impacto fixo desconhecido de uma intervenção é sentido b períodos depois da intervenção. Dependendo do tipo de intervenção, o impacto (ou resposta observada na “saída”) será: $\omega B^b_S[T]$ ou $\omega B^b_P[T]$ e pode ser visualizado na figura 2.2.

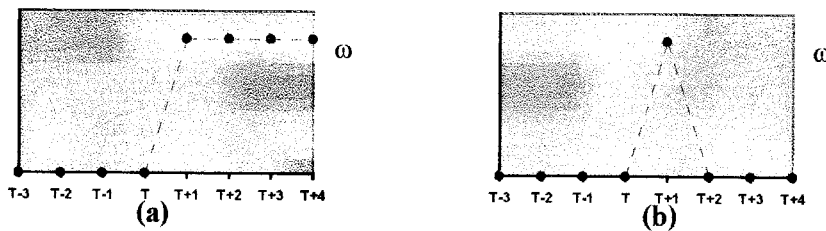


Fig.2.2 - Representação gráfica das respostas $\omega B^b_I[T]$ a “entradas” (a) degrau e (b) impulso

- Quando o impacto de uma intervenção é sentido b períodos após a sua ocorrência, mas a resposta é gradual, temos, por exemplo, a resposta:

$$\frac{\omega B^b}{1-\delta B} I_t^{[T]}, \quad 0 \leq \delta \leq 1 \quad (2.10)$$

Podemos ver na figura 2.3 algumas respostas deste tipo a diferentes “entradas” e para diferentes valores de δ .

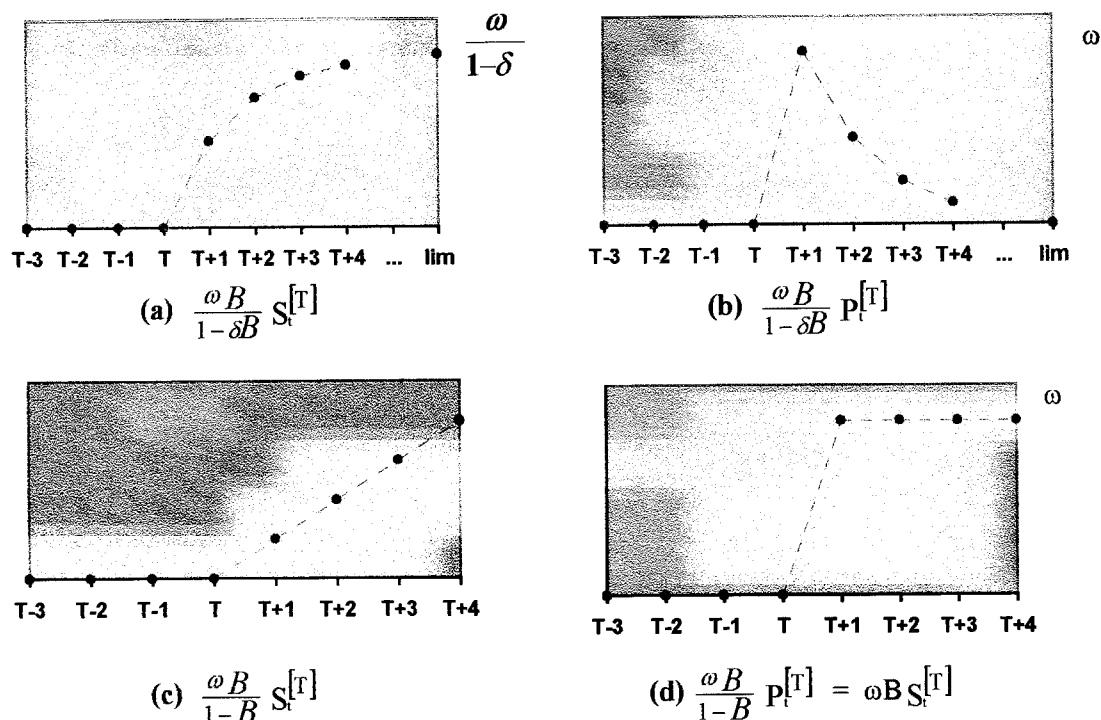


Fig.2.3 - Representação gráfica das respostas (2.10) a “entradas” (a) degrau e (b) impulso para valores de $0 < \delta < 1$, (c) degrau e (d) impulso para $\delta = 1$ ⁽²⁾

As “entradas degrau” e “impulso” podem ser combinadas de modo a modelar diferentes tipos de alterações produzidas pela intervenção .

Suponhamos, por exemplo, que temos dados mensais sobre as vendas de um determinado bem e que queremos representar o efeito de uma campanha publicitária ou de uma promoção que dura menos de um mês.

⁽²⁾ Note-se que:

- Quando $\delta = 0$ temos o caso anterior
- Quando $\delta = 1$ e a “entrada” é em “degrau” o impacto cresce linearmente sem limite (ver figura 3c), isto é, uma alteração em “degrau” na “entrada produz uma resposta em rampa na saída
- Para a maior parte dos casos tem-se $0 < \delta < 1$, e neste caso a resposta é gradual (ver figura 3 a) e b)).

O modelo simples de 1ª ordem: $\frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} p_t^{[T]}$

poderá ilustrar razoavelmente este caso, onde ω_1 indica o crescimento inicial nas vendas, logo após a intervenção, e δ representa a taxa com que este crescimento diminui.

No entanto, este modelo particular pressupõe a não existência de efeitos duradouros resultantes desta intervenção, quando isto puder ocorrer teremos então a resposta dada mais correctamente por: $\frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} p_t^{[T]} + \omega_2 B S_t^{[T]}$ ou, fazendo $p_t^{[T]} = (1 - B) S_t^{[T]}$ temos:

$$\left[\frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} + \frac{\omega_2 B}{1 - B} \right] p_t^{[T]} \quad (2.11)$$

onde se admite a persistência de um ganho residual ω_2 nas vendas.

Assim, este modelo será útil para representar a resposta a uma intervenção que vai desaparecendo gradualmente mas que produz um efeito residual permanente no sistema.

Esta resposta encontra-se ilustrada na figura 4 no caso em que $\omega_1 > 0$ e $\omega_2 > 0$:

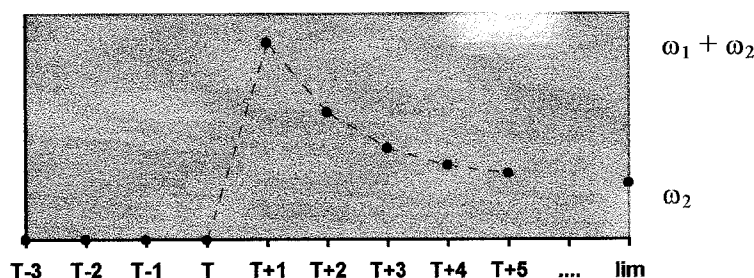


Fig.2.4 - Representação gráfica de uma resposta do tipo (2.11), com valores $\omega_1 > 0$ e $\omega_2 > 0$

No caso de se pretender retractar o aparecimento de uma taxa na importação de um determinado produto ou um aumento sensível no preço do mesmo, o que fará com que haja uma diminuição brusca no seu volume de vendas mas que aumentará gradualmente sem, no entanto, recuperar totalmente as perdas provocadas pela intervenção, faz-se $\omega_1 < 0$ e $\omega_2 < 0$ em (2.11). Veja-se a ilustração na seguinte figura:

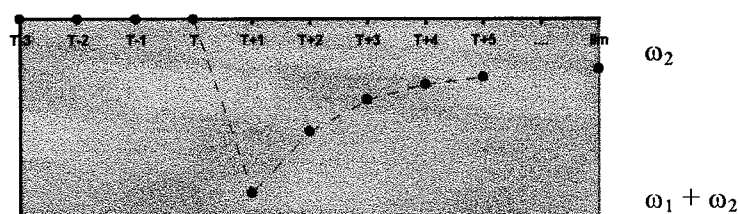


Fig.2.5 - Representação gráfica de uma resposta do tipo (2.11), com valores $\omega_1 < 0$ e $\omega_2 < 0$

Se se pensasse que o impacto total da intervenção pudesse não ser sentido até ao 2º mês, após o qual decairia e apresentaria um efeito residual como no caso anterior, seria apropriada uma resposta do tipo:

$$\left[\omega_0 B + \frac{\omega_1 B^2}{1 - \delta B} + \frac{\omega_2 B^2}{1 - B} \right] p[T] \quad (2.12)$$

A “saída” apresentaria um valor preliminar ω_0 que seria seguidamente alterado para um nível representado por $\omega_1 + \omega_2$ convergindo depois para o efeito residual permanente ω_2 .

Este poderia ser o caso de uma subida de preço de um determinado bem. Quando a alteração do preço é anunciada há um aumento brusco no nível de vendas ($\omega_0 > 0$) pois todos tentam comprar ao preço antigo. A redução nas vendas verifica-se mal o novo preço entra em vigor e a descida no nível de vendas estaria representada por $\omega_1 + \omega_2$. O efeito final do aumento de preço seria representado por ω_2 que é mostrado, na figura seguinte como negativo, pressupondo-se assim que as vendas não recuperam totalmente.

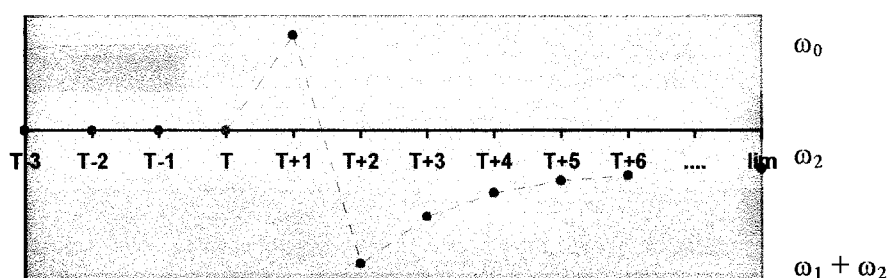


Fig.2.6 - Representação gráfica de uma resposta do tipo (2.12), com valores $\omega_0 > 0$, $\omega_1 < 0$ e $\omega_2 < 0$

Este é um resumo das potencialidades destes modelos de equações às diferenças que podem ser estendidos de forma a representarem várias situações de potencial interesse.

2.3 A Sucessão Residual N_t

A sucessão residual $N_t = Y_t - R(B) I_t$ pode, geralmente, ser modelada por um processo misto autoregressivo de médias móveis, ARMA(p,q)

$$\phi(B) N_t = \theta(B) \varepsilon_t \quad (2.13)$$

onde:

1 - B é o operador atraso tal que $B.Y_t = Y_{t-1}$

2 - $\dots, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}, \dots$ é uma sequência de variáveis aleatórias normais, independentes e identicamente distribuídas, com média zero e variância σ_ε^2 e que se designa por “ruído branco”.

3 - $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ e $\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B + \dots + \varphi_p B^p$ são os polinómios, em B , “médias móveis” e “autoregressivo” de graus q e p , respectivamente.

4 - As raízes de $\theta(B)$ estão fora do círculo unitário e as de $\varphi(B)$ estão fora ou sobre o círculo unitário.

Para representarmos certo tipo de sucessões não estacionárias, o operador $\varphi(B)$ é tal que:

$$\varphi(B) = (1 - B)^d \eta_1(B)$$

onde as raízes de $\eta_1(B)$ estão fora do círculo unitário. Isto corresponde à utilização de um modelo com diferenciação de ordem d .

Também, para dados sazonais com período s (por exemplo, para dados mensais teríamos $s=12$), ajuda muitas vezes escrever os polinómios $\varphi(B)$ e $\theta(B)$ sob a forma:

$$\varphi(B) = \varphi_1(B) \varphi_2(B^s) \quad \text{e} \quad \theta(B) = \theta_1(B) \theta_2(B^s)$$

com: $\varphi_2(B^s) = (1 - B^s)^D \eta_2(B^s)$ de modo a permitir a não estacionaridade sazonal.

Obtemos uma classe geral para o modelo da sucessão residual da forma:

$$\eta_1(B) \eta_2(B^s) (1 - B)^d (1 - B^s)^D N_t = \theta_1(B) \theta_2(B^s) \varepsilon_t \quad (2.14)$$

onde os polinómios $\eta_1(B)$, $\eta_2(B^s)$, $\theta_1(B)$, $\theta_2(B^s)$ são de graus, p_1 , p_2 , q_1 , q_2 , respectivamente.

2.4 Modelação de uma Sucessão

A construção do modelo para a sucessão residual N_t é baseada na metodologia univariada de Box e Jenkins (processo que descreve uma única sucessão como função dos seus valores passados). O objectivo do processo de Box e Jenkins é encontrar a equação (ou filtro) que reduz a sucessão e toda a sua estrutura a um ruído branco. Uma vez que o filtro contém a parte previsível da sucessão, pode ser usado para prevermos valores futuros desta.

A metodologia de modelação proposta por Box e Jenkins é um processo iterativo que se desenvolve em três etapas:

- 1- Identificação → Escolher um modelo que aparentemente descreva a sucessão examinando o seu cronograma e várias estatísticas chave que induzem essa escolha.
- 2- Estimação → Estimar os parâmetros do modelo escolhido.
- 3- Avaliação do Diagnóstico → Avaliar a qualidade do ajustamento do modelo e examinar os resíduos para avaliar a suficiência e necessidade dos parâmetros do modelo.

Seguidamente apresentamos um resumo da metodologia e transformações utilizadas nestas três etapas.

1. Identificação

O primeiro passo na identificação do modelo é transformar a sucessão dada numa sucessão estacionária onde a média e a variância são constantes no tempo. Esta estacionarização faz-se por transformações sucessivas até obtermos uma variância estável e eliminarmos tanto a tendência como os movimentos estritamente periódicos.

A não estacionaridade em variância deve ser o primeiro problema a tratar. Box e Cox introduziram uma transformação paramétrica, f_λ , que permite estabilizar a variância, definida pela equação geral:

$$f_\lambda(X_t) = \begin{cases} \lambda^{-1}(X_t^\lambda - 1), & X_t \geq 0, \lambda > 0 \\ \ln X_t, & X_t > 0, \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.15)$$

e que se designa por Transformação de Box-Cox⁽³⁾.

Para determinarmos o valor de λ adequado, não devemos esquecer a informação transmitida pelo cronograma da sucessão mas, de uma forma mais precisa, depois de efectuarmos algumas transformações para diferentes valores de λ , escolhemos o valor que minimiza a variância das observações.

A tendência e a sazonalidade podem ser detectadas observando o gráfico da sucessão (transformada, se for o caso). No entanto, estas também podem ser caracterizadas pelas

⁽³⁾ O *software* que utilizamos permite efectuar esta transformação. O programa PEST do *software* ITSM (*Interactive Time Series Modelling*) possibilita a transformação com $0 \leq \lambda \leq 1,5$, enquanto o AUTOBOX PLUS permite transformações com $-1 \leq \lambda \leq 1$ (-1 indica o inverso da sucessão).

funções de autocorrelação que, no caso de haver tendência, decaem suavemente e quando existe sazonalidade apresentam um comportamento quase periódico. A estacionarização da tendência e da sazonalidade será efectuada através de diferenciação. Podemos utilizar, no caso da tendência, a diferenciação simples definida pelo operador ∇ (operador diferença),

$$\nabla X_t = X_t - X_{t-1} = (1 - B)X_t$$

onde se define, para qualquer inteiro $d \geq 0$ ⁽⁴⁾:

$$\nabla^d X_t = (1 - B)^d X_t$$

No caso da sazonalidade utilizamos a diferenciação sazonal, onde o operador diferença sazonal se representa por ∇_s e é tal que:

$$\nabla_s X_t = X_t - X_{t-s} = (1 - B^s)X_t$$

Dado que, a diferenciação aumenta a variância da sucessão, a sobrediferenciação deve ser evitada.

Depois de induzirmos a estacionaridade da sucessão passamos à identificação da sua estrutura autoregressiva/médias móveis. As autocorrelações e autocorrelações parciais, da sucessão devidamente transformada e diferenciada, têm “padrões” que estão associados a algum tipo de modelos⁽⁵⁾. Assim, observando os correlogramas da sucessão, identifica-se o modelo mais apropriado passando-se à fase seguinte.

2. Estimação

A segunda fase no processo de construção do modelo é a estimação dos coeficientes do modelo identificado. Para obtermos essas estimativas utilizamos *software* específico:

- Programa PEST (Parameter ESTimation) do ITSM
- Programa INTABX (Interactive Box-Jenkins Modelling) do AUTOBOX PLUS

O primeiro permite a escolha entre dois algoritmos para a estimação inicial dos parâmetros de um modelo autoregressivo puro: algoritmo de Burg e algoritmo de Yule-Walker. No caso do modelo ter um termo de médias móveis, também temos dois algoritmos possíveis: Hannan-Rissanen e o algoritmo das Inovações. Para se obterem as estimativas finais dos parâmetros temos os estimadores de máxima verosimilhança. O segundo utiliza o método dos mínimos quadrados, não linear, que se baseia no algoritmo de Marquard.

⁽⁴⁾ O inteiro d é a ordem da diferenciação (não se deve confundir com diferenciação sazonal)

⁽⁵⁾ Em geral, autocorrelações decrescentes indicam uma estrutura autoregressiva e autocorrelações parciais decrescentes indicam uma estrutura de médias móveis.

3. Avaliação do Diagnóstico

Depois de estimados os parâmetros do modelo identificado passamos à etapa onde procuramos avaliar a sua qualidade estatística. Existem três avaliações de diagnóstico básicas que devem ser feitas ao modelo estimado. Devemos avaliar a necessidade dos parâmetros do modelo tanto no que diz respeito à sua significância estatística como à redundância entre estimativas, analisar a invertibilidade, estacionaridade e estabilidade e, finalmente, avaliar a qualidade do ajustamento do modelo estimado.

Para testarmos a necessidade de cada um dos parâmetros estimados examinamos os desvios padrão e os “testes t” respectivos. Os parâmetros com coeficientes não significativos devem ser retirados do modelo.

A invertibilidade é determinada extraíndo as raízes de cada factor do modelo. Todas as raízes devem estar fora do círculo unitário e relativamente afastadas da região de fronteira. Se um dos factores é não invertível o modelo deve ser ajustado sendo o ajustamento apropriado indicado pelo tipo de factor que é não invertível⁽⁶⁾. Deve também analisar-se a matriz das correlações dos estimadores uma vez que valores elevados destas indicam a falta de estabilidade do modelo.

A avaliação da qualidade do ajustamento é baseada na análise dos resíduos obtidos que deverão apresentar todas as características de um ruído branco. Para verificarmos se os resíduos são compatíveis com uma amostra do ruído branco, devemos analisar os seus correlogramas, histograma e os testes efectuados. Estes testes são utilizados para avaliar a aleatoriedade dos resíduos e estão resumidamente apresentados no Anexo B.

Normalmente são estimados e avaliados vários modelos possíveis. Existem várias estatísticas que permitem a comparação entre estes, de modo a podermos escolher um entre “bons” modelos, isto é, um dos que foram aceites na fase de avaliação do diagnóstico. Uma muito utilizada é o AICC – Critério Akaike Corrigido que se utiliza para medir a qualidade do ajustamento, utilizando-se também o Critério BIC que é uma modificação “Bayesiana” da estatística AIC e cujos valores são interpretados da mesma forma.

⁽⁶⁾ Por exemplo, um factor autoregressivo não invertível indica, geralmente, subdiferenciação, enquanto que um factor médias móveis não invertível pode indicar sobrediferenciação. Um factor médias móveis não invertível pode representar também a presença de um factor determinístico

3. Acidentes no IP 5 e Tolerância Zero

Desde que foi inaugurado em Novembro de 1988 o Itinerário Principal 5 já tem no seu historial 3477 acidentes de que resultaram 297 mortos e 2516 feridos, 377 dos quais em estado grave⁽¹⁾.

Em Outubro de 1998, depois de um Verão negro, iniciou-se a Operação Tolerância Zero – Segurança Máxima, levada a cabo pelas patrulhas da Guarda Nacional Republicana com o auxílio de meios aéreos. A actuação das brigadas da GNR assenta em várias vertentes:

- A fiscalização através do patrulhamento, em que cada patrulha, constituída por dois homens, tem um troço de responsabilidade de cerca de 30 Km (substancialmente mais curto do que até então) e mantém ligação permanente às outras distribuídas no terreno.
- O controlo de velocidade conta com um sistema de radares que estão aferidos para detectar velocidades que excedam os 90 km/h. Para além de radares fixos as patrulhas contam ainda com um sistema móvel vídeo que regista todos os comportamentos ilegais dos automobilistas: ultrapassagens, transposições de linhas contínuas, etc.
- Finalmente, as patrulhas dispõem de um helicóptero, que se tem mostrado como um elemento fortemente dissuasor. A Brigada de Trânsito – BT está, normalmente, a voar duas vezes por dia, dentro dos períodos nocturnos e em horas de maior tráfego. Nos períodos de tráfego mais intenso, como é o caso das férias, a BT reforça a sua presença na via com mais patrulhas e radares, assim como mais horas de voo do helicóptero.

Os dados que vamos tratar são os registos mensais do número de acidentes no Itinerário Principal 5 - IP 5 que nos foram disponibilizados pelo Grupo Regional de Trânsito – G.R.T. 5 em Coimbra, onde hoje é centralizada toda a informação relativa a este itinerário.

Apesar de ter sido oficialmente inaugurado em Novembro de 1988 só consideramos aqui os dados a partir de Maio de 1989, uma vez que o último troço só foi aberto ao tráfego nessa data.

Podemos ver na figura 3.1 o cronograma da sucessão do número de acidentes registados no IP5 até Junho de 1999. A ocorrência destes acidentes foi registada pelos três Destacamentos de Trânsito da G. N. R. que patrulham esta via: DT Aveiro (Km 0/47,7), DT Viseu (Km 47,7/124,7) e DT Guarda (Km 124,7/200)⁽²⁾, e os valores representados no cronograma resultam da adição dos dados cedidos pelos três destacamentos.

⁽¹⁾ Valores até Junho de 1999

⁽²⁾ No anexo C podem ver-se os cronogramas por Divisões de Trânsito assim como um resumo da história e dos números do IP 5. Também se encontra neste anexo a listagem dos valores da sucessão que vamos tratar.

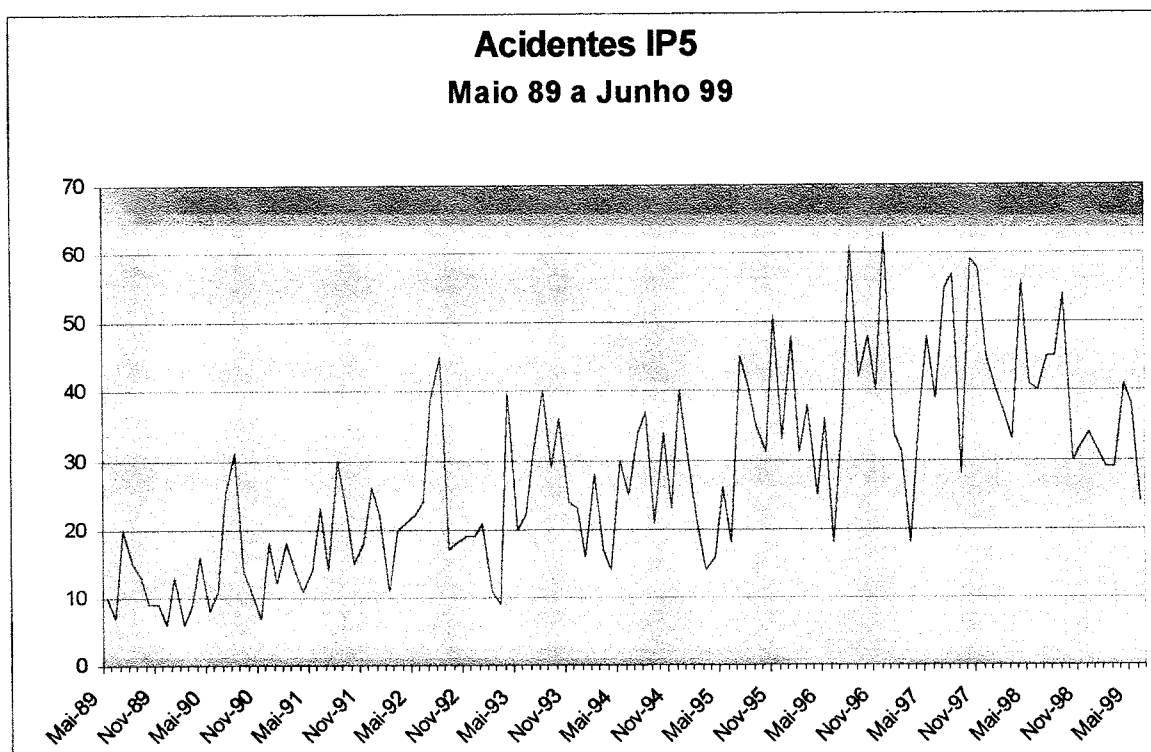


Fig. 3.1 Cronograma do nº mensal de acidentes no IP 5 de Maio 89 a Junho de 1999

Como se pode observar o número de acidentes cresceu, nesta via, de um modo quase linear. Verifica-se uma alteração neste movimento em Outubro de 1998, assinalada no cronograma por uma mudança de cor, que coincide com a introdução da operação Tolerância Zero.

Tal como foi referido na secção 2.1 do capítulo anterior, o primeiro passo será a construção de um modelo para a sucessão anterior à intervenção.

Assim, na secção 3.1, vamos tratar a sucessão anterior à intervenção, que passaremos a designar por AT0 (Antes Tolerância Zero). Analisamos os dados utilizando os modelos de decomposição para compreendermos o comportamento da sucessão. Utilizando a metodologia conhecida por “Box – Jenkins” (univariada) passamos à construção de um modelo ARIMA que melhor represente a sucessão AT0. Apresentamos as previsões obtidas pelo modelo estimado. O objectivo fundamental destas previsões é podermos avaliar de uma forma mais objectiva e quantitativa os resultados da Intervenção – Tolerância Zero, isto é, vermos o que poderia estar a acontecer sem “Tolerância Zero”. Confrontando estas previsões com os valores reais podemos mais facilmente determinar a natureza do efeito da intervenção.

Note-se que a identificação do tipo de resposta à intervenção está limitado devido ao número muito pequeno de dados pós-intervenção disponíveis não se podendo afirmar se esta sucessão se vai manter nos níveis actuais, se vai recuperar o seu movimento ascendente, etc.

Na secção 3.2 analisamos os dados até Junho de 1999. Estimamos os efeitos da intervenção através de Modelos de Função Transferência. Modelamos a sucessão completa e apresentamos previsões para um ano.

3.1 Estudo da Sucessão AT0 – Antes Tolerância Zero

3.1.1 Cronograma e Correlogramas

Para melhor visualizarmos o comportamento da sucessão que vamos modelar temos o seu cronograma na figura 3.2. e na figura 3.3 apresentamos os seus correlogramas estimados FAC e FACP.

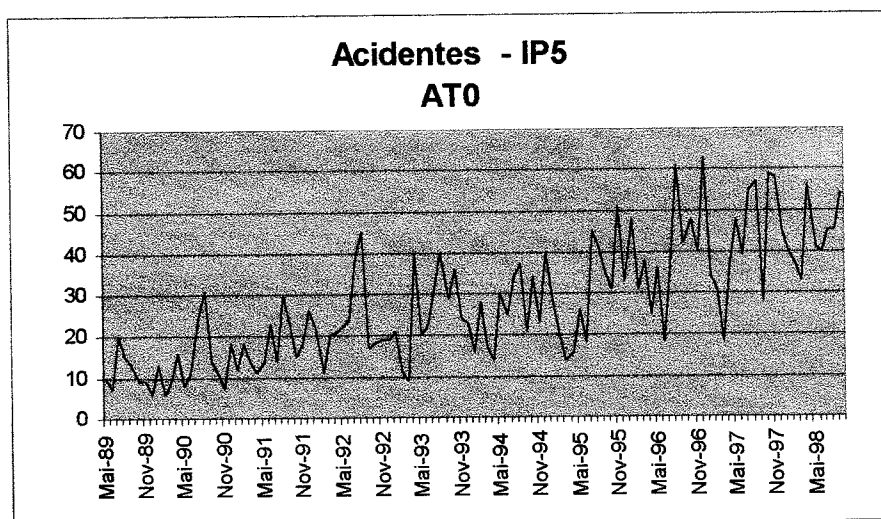


Fig. 3.2 Cronograma do nº de acidentes no IP 5 AT0
(de Maio 89 a Setembro de 1998)

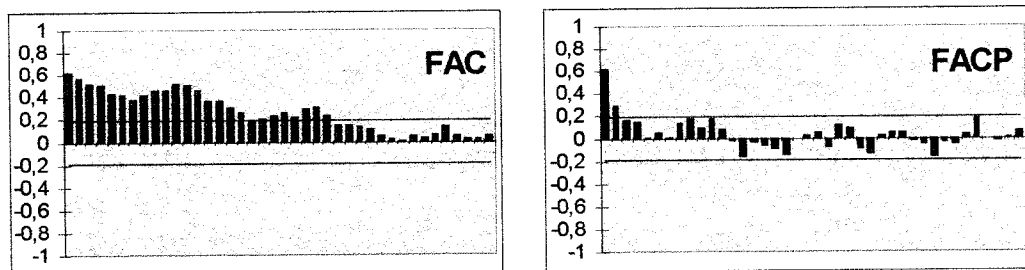


Fig. 3.3 Correlogramas da sucessão AT0

Esta sucessão apresenta vários problemas de não estacionaridade, verifica-se a presença de alguma sazonalidade, tendência e a variabilidade das observações parece aumentar com o tempo, isto é, a variância parece aumentar com a tendência. Estas características da sucessão estão presentes no correlograma amostral⁽³⁾.

3.1.2 Periodogramas

Para identificarmos melhor a periodicidade dos dados analisamos o periodograma dos dados apresentado na figura 3.4. O periodograma é definido por:

$$I(\omega_j) = \frac{1}{n} \left| \sum_{t=1}^n Y_t e^{-it\omega_j} \right|^2 \tag{3.1}$$

onde $\omega_j = 2\pi j/n$, $j=0,1,...,[n/2]$ são as frequências de Fourier em $[0, \pi]$ e $[n/2]$ é a parte inteira de $n/2$ ⁽⁴⁾. O software utilizado para o cálculo do periodograma foi o ITSM (Interactive Time Series Modelling) e este representa graficamente o periodograma reescalado $I(\omega_j)/2\pi$ ⁽⁵⁾. Um valor elevado de $I(\omega_j)$ sugere a presença de uma componente sinusoidal nos dados, na frequência correspondente.

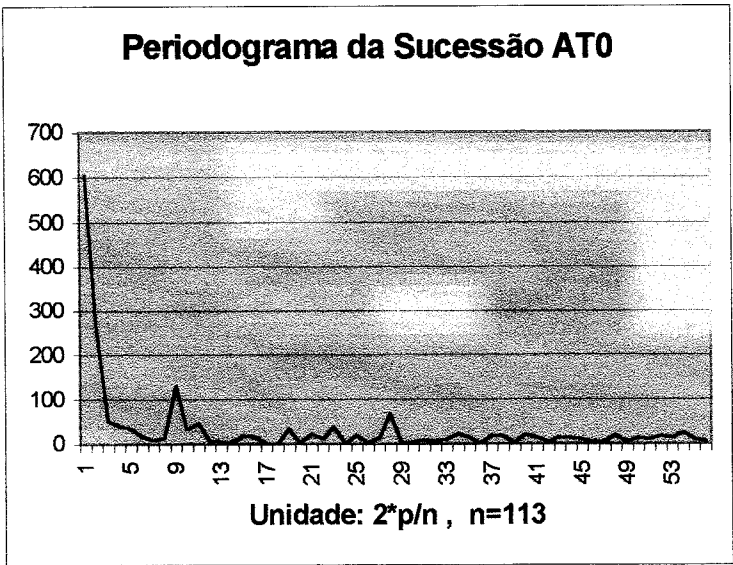


Fig.3.4 Periodograma da sucessão AT0

⁽³⁾ No anexo C podem ver-se os valores das autocorrelações
⁽⁴⁾ A letra utilizada para representar o periodograma é a letra I, que não tem qualquer correspondência com a letra I utilizada no capítulo 2 para identificar a variável de intervenção.
⁽⁵⁾ Os valores dos periodogramas estão apresentados no anexo D.

Verificamos a presença de um “pico” muito alto nas baixas frequências a que corresponderá um período alto que identifica a presença de tendência e cuja significância analisamos através dos testes de Walker e de Fisher descritos no anexo E.

No periodograma da figura 3.4 temos o máximo, $I^o_{\max} = 605,102$ que corresponde à frequência 0,055603 (período 113 meses) e a soma total das ordenadas é $\sum_{j=1}^{56} I_j^0 = 1819,82$.

Aplicando o teste de Walker temos

$$U^o = \frac{605,102}{2[113/2]1819,82} = 37,2408$$

donde se obtém,

$$P\{U > U^o\} = P\{U > 37,2408\} \approx 1 - \left[1 - \exp\left\{-\frac{37,2408}{2}\right\} \right]^{56} = 0,00000^{(6)}$$

Concluimos assim que o “pico” é muito significativo uma vez que a hipótese nula tem significância igual a zero.

Através do teste de Fisher temos,

$$T^o = 605,102/1819,82 = 0,332507$$

e obtemos,

$$P\{T > T^o\} = P\{T > 0,332507\} \approx 56(1 - 0,332507)^{55} = 0,00000^{(7)}$$

tirando-se a mesma conclusão.

Os testes anteriores estudam apenas a significância do máximo do periodograma, mas quando este é significativo é importante sabermos qual a significância de um segundo “pico”, e caso este também seja significativo, estudar a importância de um terceiro, e assim sucessivamente. Para tal vamos utilizar o teste de Whittle (anexo E).

Neste caso temos um segundo “pico” $I^o_{\max} = 131,503$ que corresponde à frequência 0,500431 (período 12,5 meses). Aplicando o teste de Whittle obtemos o valor,

$$T'^o = 131,503/(1819,82 - 605,102) = 0,108258$$

$$\text{logo, } P\{T' > T'^o\} = P\{T' > 0,108258\} \approx 56(1 - 0,108258)^{55} = 0,102645$$

Conclui-se que a hipótese de nulidade tem significância que ronda os 5%, logo a significância deste “pico” ronda os 95%

O terceiro “pico”, com o valor 69,5608, que corresponde à frequência 1,556895 (período 4) aplicando o teste de Whittle obtemos:

⁽⁶⁾ O valor obtido é 3,27584E-7 que representamos por 0,00000

⁽⁷⁾ O valor obtido é 1,2381E-8 que representamos por 0,00000

$$T^{**} = 0,0642171 \text{ e } P\{T' > T^{**}\} \approx 0,607049^{(8)}$$

o que traduz a insignificância deste “pico”.

Interpretando em termos de tempo esta análise efectuada em termos da frequência podemos dizer o seguinte: a periodicidade assinalada com período 113 denota a existência de uma componente periódica cuja influência é sentida por toda a série - a tendência; o segundo “pico” aponta para uma periodicidade de 12 meses o que realça a sazonalidade dos dados.

Mostramos, na figura 3.5, o periodograma desta sucessão depois de a ter sido sujeitada a uma regressão linear, isto é, depois de lhe retirar uma tendência linear. Também foi calculado o periodograma da mesma sucessão depois de retirar as médias centradas 12 e o resultado obtido foi idêntico a este.

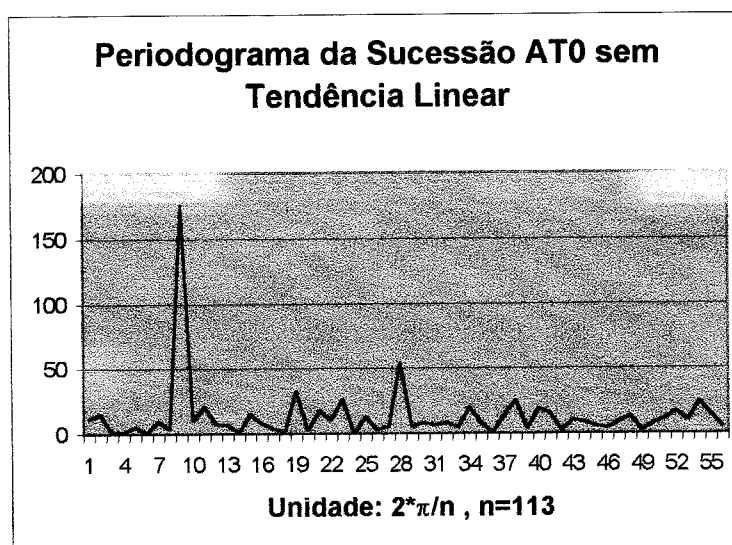


Fig. 3.5 Periodograma da Sucessão AT0 sem Tendência Linear

Os resultados dos testes de Walker e Fisher efectuados ao máximo deste periodograma que se regista na frequência 0,500431 são os seguintes:

$$U^{\circ} = 175,768 / [(1/113)761,73342] = 25,843708 \text{ logo, } P\{U > U^{\circ}\} \approx 0,00013685761 \text{ e}$$

$$T^{\circ} = 175,768 / 761,73342 = 0,23077439 \text{ donde, } P\{T > T^{\circ}\} \approx 0,000030337637$$

Concluimos assim que o “pico” é muito significativo uma vez que a hipótese nula tem significância praticamente zero.

Quanto ao segundo “pico” (53,9759) na frequência 1,556895, utilizando o teste de Whittle obtivemos os seguintes resultados,

$$T^{\circ} = 53,9759 / (761,73342 - 175,768) = 0,092114481 \text{ donde,}$$

⁽⁸⁾ Para o cálculo desta probabilidade foram utilizados os dois primeiros termos do desenvolvimento (E.6), do anexo E, com as devidas adaptações para n.

$$P\{T' > T''\} \approx 0,29788011$$

estes valores transmitem uma significância relativamente baixa, na ordem dos 70%, não sendo suficiente para assegurar a existência de um máximo significativo nesta frequência.

Assim, verifica-se a existência apenas de um “pico” significativo (na frequência de 2º “pico” do periodograma da sucessão AT0), embora se note alguma influência de outro factor cíclico de período 4.

3.1.3 Decomposição Clássica da Sucessão AT0 por um Modelo Multiplicativo

A decomposição que vamos efectuar tem como objectivo permitir uma melhor compreensão da estrutura da sucessão. Os gráficos de decomposição permitem uma visualização das componentes básicas da sucessão e ajudam a identificar as causas possíveis para as variações apresentadas.

A representação matemática genérica da decomposição de uma sucessão é:

$$Y_t = f(S_t, T_t, E_t) \quad (3.2)$$

onde

Y_t é o valor da sucessão cronológica (dados reais) no momento t

S_t é a componente sazonal (ou índice) no momento t

T_t é a componente da tendência no momento t

E_t é a componente irregular (ou erro) no momento t

A forma funcional exacta de (3.2) depende do método utilizado. Uma vez que na sucessão em estudo a variação sazonal aumenta com o nível da sucessão optamos aqui por uma decomposição multiplicativa, isto é, por um modelo do tipo,

$$Y_t = S_t \cdot T_t \cdot E_t$$

A componente da tendência foi estimada por amaciamento da sucessão de modo a reduzir as variações aleatórias. Isto foi feito através do cálculo de médias móveis 12 – centradas – 12 MA centrado, uma vez que outras médias móveis tendem a ser contaminadas pela variação sazonal (anexo F). O ajustamento para os pontos extremos foi feito com médias móveis de menor comprimento centradas no ponto em que a tendência está a ser estimada.

A razão entre os dados e os valores deste MA isola as outras duas componentes da sucessão e está apresentada na tabela F.1 do anexo F. Estes valores “destendenciados” estão multiplicados por 100 para podermos exprimir os índices sazonais como percentagens. Matematicamente estes valores representam o seguinte:

$$R_t = Y_t / T_t = S_t \cdot T_t \cdot E_t / T_t = S_t \cdot E_t$$

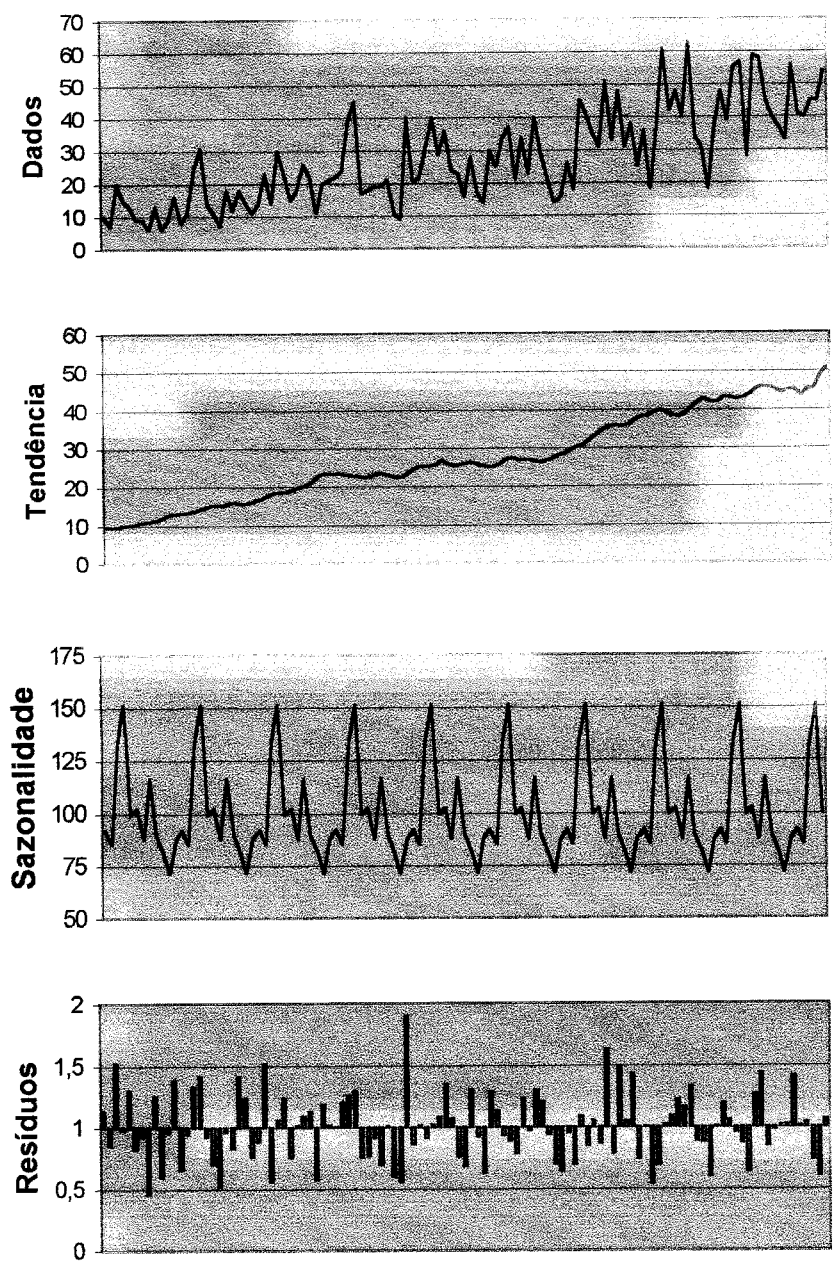


Fig. 3.6 No topo: número mensal de acidentes no IP 5 de Maio de 1989 a Setembro de 1998. Os outros gráficos são as componentes que, quando multiplicadas, dão os dados originais.

Os índices sazonais são estimados tomando as médias dos valores “destendenciados” de cada mês (isto é, estamos a supor que a componente sazonal é constante de ano para ano). Estes estão apresentados no fundo da tabela F.1 (anexo F).

A componente irregular é calculada como a razão entre os dados e o produto das componentes tendência e sazonalidade:

$$E_t = Y_t / S_t \cdot T_t$$

Na figura 3.6 apresentamos um gráfico de decomposição onde podemos ver, separadamente, as três componentes em que decompusemos a nossa sucessão⁽⁹⁾.

Observando esta decomposição verificamos que a sucessão apresenta uma tendência quase linear. Nos factores sazonais destaca-se o valor de Agosto, bastante maior que os restantes enquanto o factor mais baixo se verifica em Março.

3.1.4 Modelação da Sucessão AT0

3.1.4.1 Identificação

Tal como referimos na secção 2.4 do capítulo 2, a primeira etapa desta identificação é a estabilização da variância da sucessão. Utilizando o programa PEST do ITSM efectuamos várias transformações Box-Cox à sucessão dada e optamos pela transformação com $\lambda = 0.5$ (raiz quadrada). Esta escolha mostrou-se coincidente com a obtida através do programa AUTOBOX ao estimarmos um modelo apenas com a média para obtermos um valor inicial de λ ⁽¹⁰⁾.

Podemos ver na figura 3.7, o cronograma da sucessão transformada.

Analizando os correlogramas apresentados na figura 3.3, assim como a informação transmitida pelo periodograma da sucessão e pelo modelo de decomposição apresentados, verificamos a presença de tendência e sazonalidade. Após testarmos vários tipos de diferenciação, tanto simples como sazonal, optamos pela diferenciação sazonal no *lag* 12.

⁽⁹⁾ Esta decomposição foi efectuada sem qualquer *software* específico, apenas foi utilizado o *Microsoft Excel*.

⁽¹⁰⁾ Durante a fase de estimação foi testada esta transformação tendo-se sempre concluído ser este valor inicial de λ o que apresenta melhores resultados.

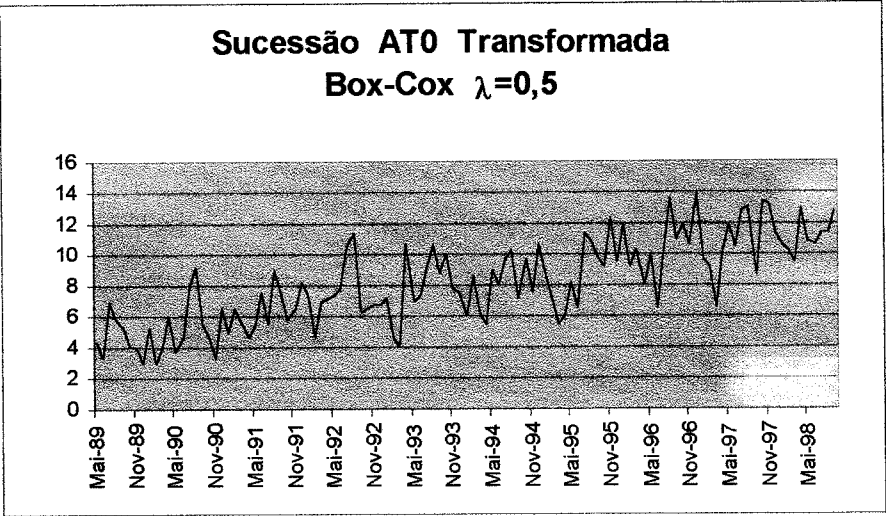


Fig. 3.7 Cronograma da Sucessão ATO transformada
(Box-Cox com $\lambda = 0,5$)

A sucessão transformada parece ser estacionária, tanto em média como em variância, como se pode constatar observando os seus cronograma (fig. 3.8) e correlogramas (fig. 3.9)

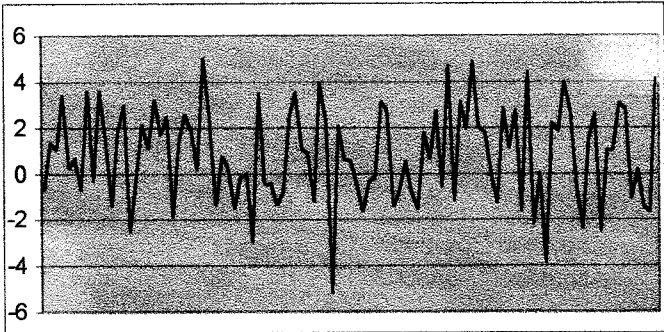


Fig. 3.8 $\nabla_{12}f_{0,5}(X_t)$

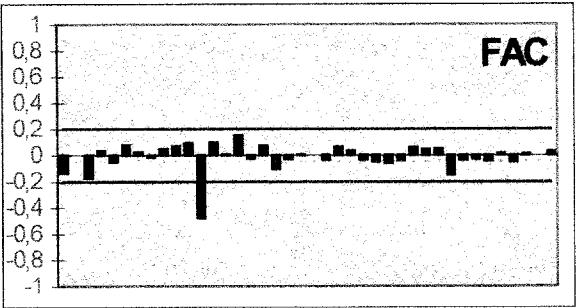


Fig. 3.9(a) FAC estimada de $\nabla_{12}f_{0,5}(X_t)$

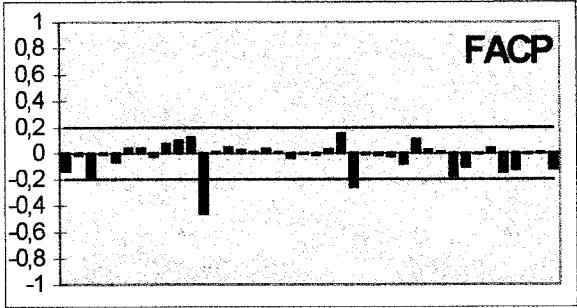


Fig. 3.9(a) FACP estimada de $\nabla_{12}f_{0,5}(X_t)$

A FAC estimada apresenta apenas um valor significativo para $k = 12$ enquanto a FACP estimada apresenta um decaimento para zero, com valores significativos em $k = 12$ e $k = 24$ ⁽¹¹⁾. Estas características apresentadas pelas autocorrelações, são indicadoras de um processo de médias móveis, estritamente sazonal de ordem 12 $[MA(1)_{12}]$.

Testámos vários modelos para esta sucessão transformada, assim como para outras transformações e cujo resumo se pode ver no anexo I. Optámos por apresentar apenas o modelo que melhor se ajusta aos dados, uma vez que os outros apresentavam problemas tanto nos resíduos obtidos como na significância dos parâmetros envolvidos.

3.1.4.2 Estimação

A estimação dos parâmetros deste modelo foi efectuada utilizando o programa INTABX (Interactive Mode Box-Jenkins Modelling) do software AUTOCAS.

Sendo X_t a sucessão real, representamos por Y_t a sucessão transformada, isto é,

$$Y_t = (1 - B^{12}) f_{0,5}(X_t) \quad (= \nabla_{12} f_{0,5}(X_t)) \quad (3.3)$$

Assim, o modelo a estimar é dado pela equação:

$$Y_t - \mu_Y = (1 - \theta B^{12}) \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Durante a estimação destes parâmetros o programa detectou a presença de um *outlier* no instante 48, que foi tratado como uma intervenção, através da introdução de uma variável impulso:

$$P_t^{[48]} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 48 \\ 0 & \text{se } t \neq 48 \end{cases}$$

Assim, a equação (3.4) alterada com a introdução desta variável é:

$$Y_t - \mu_Y = \xi P_t^{[48]} + (1 - \theta B^{12}) \varepsilon_t \quad (3.5)$$

O cálculo do valor do parâmetro ξ é feito através de um modelo de função transferência. A forma como é feita esta estimação é análoga à que se efectua para estimar os parâmetros associados a uma variável de intervenção.

⁽¹¹⁾ Os valores que deram origem a estes correlogramas e aos cronogramas (Fig. 3.7 e 3.8) estão no anexo G

Os valores que obtivemos para os parâmetros deste modelo, o teste-t e o valor da prova correspondentes são:

$\hat{\mu}_Y = 0,848$	$t = 120,81$	$p = 0,0000$
$\hat{\theta} = 0,75425$	$t = 9,91$	$p = 0,0000$
$\hat{\xi} = -2,994$	$t = -2,69$	$p = 0,0072$

o que mostra a significância destes parâmetros.

3.1.4.3 Avaliação do Diagnóstico e Análise Residual

Através do teste-t e dos valores da prova fica atestada a necessidade de cada um dos parâmetros do modelo. Não havendo problemas de invertibilidade do factor (uma vez que as raízes deste se encontram fora do círculo unitário), passamos a analisar a suficiência do modelo através do teste Ljung-Box Portmanteau e da análise dos resíduos.

O valor apresentado por este teste:

$$Q = 14,04 \quad (\text{distribuição } \chi^2(20))$$

não faz rejeitar o modelo proposto.

Os correlogramas dos resíduos (fig. 3.10) são compatíveis com os de um ruído branco, uma vez que não se encontra qualquer valor fora das bandas $\pm 1,96/\sqrt{n}$.

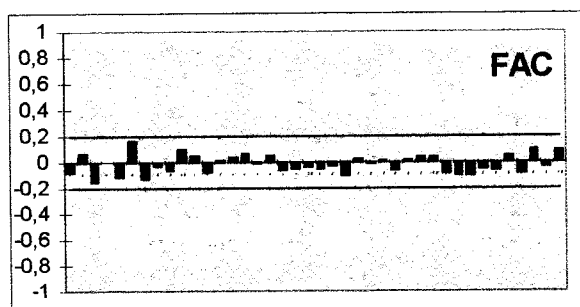


Fig. 3.10(a) FACP estimada dos resíduos

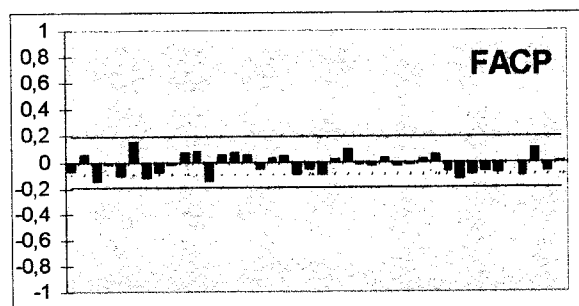


Fig. 3.10(b) FACP estimada dos resíduos

Observando o cronograma e o histograma dos resíduos (fig. 3.11) não parece haver nada que contradiga a hipótese destes seguirem uma distribuição normal⁽¹²⁾.

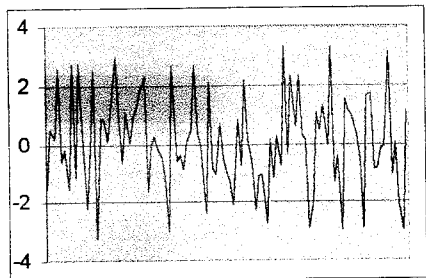


Fig. 3.11(a) Cronograma dos resíduos

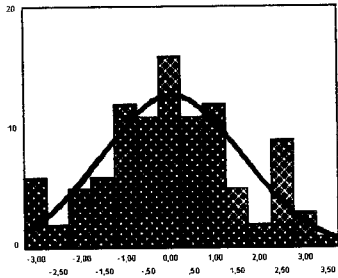


Fig. 3.11(b) Histograma dos resíduos

Na tabela 3.1 apresentamos os testes estatísticos efectuados aos resíduos. Os valores registados não fazem rejeitar a hipótese destes resíduos serem normais e iid, isto é, de serem um ruído branco.

TESTES	Valores	Distribuição
McLeod-Li Portmanteau	17,86	$\chi^2(20)$
Pontos de Viragem	64	$N(66 ; 4,20)$
Sinal da diferença	47	$N(50 ; 2,92)$
Teste do Alinhamento	2376	$N(2525 ; 511,21)$
Ordem do modelo com AICC mínimo	0	

Tab. 3.1 Testes estatísticos efectuados aos resíduos do modelo estimado para a sucessão At0

⁽¹²⁾ No anexo G pode ver-se a listagem dos valores do cronograma e dos correlogramas dos resíduos

3.1.5 Previsões para a Sucessão AT0

Uma vez que a transformação Box-Cox que efectuámos á sucessão AT0 é dada pela expressão:

$$f_{0,5}(X_t) = \frac{1}{0,5}(X_t - 1)^{0,5} = 2\sqrt{X_t - 1}$$

a equação final do modelo estimado pode ser escrita como:

$$(1 - B^{12}) 2 \left(\sqrt{X_t} - 1 \right) = 0,848 - 2,994P_t^{[48]} + (1 - 0,75425B^{12})\varepsilon_t$$

O objectivo das previsões apresentadas por este modelo é comparar com os valores reais para visualizarmos melhor o efeito da intervenção⁽¹³⁾. Na tabela 3.2 podemos ver as previsões para um ano.

MÊS	Nº de Acidentes (previsão s/ interv.)	Nº de Acidentes (Reais)
Outubro de 1998	56	30
Novembro de 1998	55	32
Dezembro de 1998	56	35
Janeiro de 1999	50	31
Fevereiro de 1999	42	29
Março de 1999	38	29
Abril de 1999	45	41
Maiο de 1999	52	38
Junho de 1999	45	24
Julho de 1999	62	-
Agosto de 1999	69	-
Setembro de 1999	54	-

Tab.3.2 Previsões do nº de acidentes no IP 5 sem Tolerância Zero

Na figura seguinte podemos ter uma ideia da diferença entre estas previsões e o número real de acidentes depois da introdução da operação Tolerância Zero.

⁽¹³⁾ As previsões apresentadas foram arredondadas de forma a terem significado

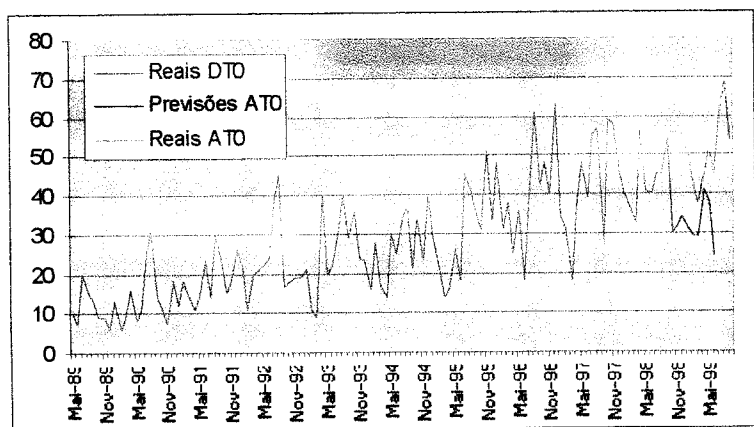


Fig.3.12 Nº mensal de acidentes previsto antes da intervenção e reais⁽¹⁴⁾

Como seria de esperar, caso tudo continuasse como até então, o número de acidentes continuaria o seu movimento ascendente.

3.2 Análise da Intervenção e Modelação da Sucessão Completa

3.2.1 Escolha da Variável de Intervenção

Tal como referimos no início deste capítulo, a identificação do tipo de resposta à operação Tolerância Zero está limitada devido ao reduzido número de dados existentes pós-intervenção.

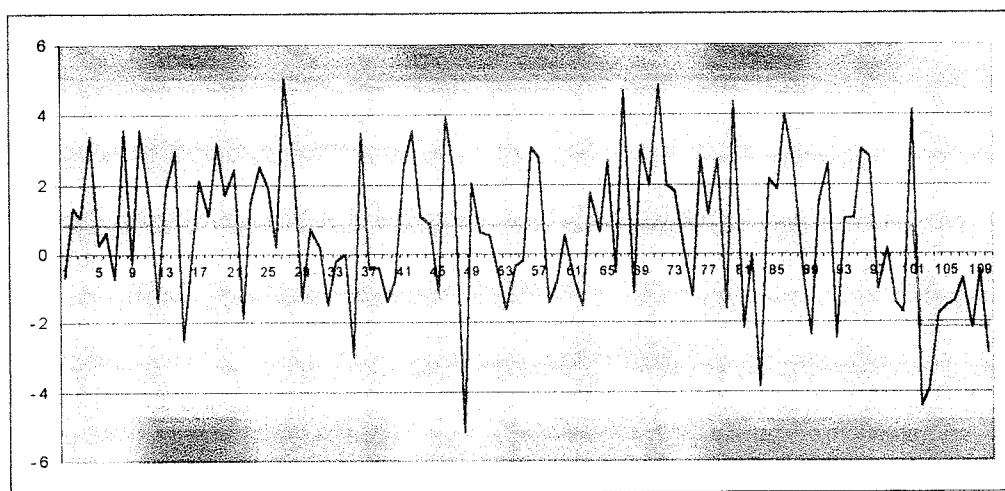


Fig. 3.13 Número total de acidentes no IP 5 - Sucessão Transformada: $Y_t = V_{12}f_{0,5}(X_t)$

⁽¹⁴⁾ Na legenda desta figura DTO representa o número real de acidentes que ocorreram depois da Tolerância Zero.

Observando a figura 3.13, onde está representada a sucessão total do número de acidentes no IP 5 transformada (Y_t dada pela relação (3.3)), verificamos uma alteração no nível da série. Isto sugere que a intervenção pode ser representada por um termo da forma:

$$\omega \cdot I_t$$

com $\omega < 0$ e onde I_t é a função degrau definida por:
$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \geq \text{Outubro de 1998} \\ 0 & \text{se } t < \text{Outubro de 1998} \end{cases}$$

Esta escolha ficou muito limitada devido ao pequeno número de observações pós-intervenção. Aquilo que se verifica actualmente é uma descida no nível da sucessão mas não podemos afirmar se a sucessão irá recuperar o nível anterior, se irá modificar a tendência crescente que se verificava antes da intervenção, isto para não falarmos dos efeitos que teria a suspensão da operação Tolerância Zero.

3.2.2 Estimação do Modelo de Intervenção

O modelo de intervenção escolhido é dado pela equação:

$$Y_t = \omega I_t + N_t \quad (3.6)$$

A estimação dos parâmetros deste modelo é feita por passos:

1. Primeira estimativa de ω e da sucessão residual N_t .
2. Modelação de N_t .
3. Estimação final de ω e dos parâmetros do modelo para N_t .

Recordando a equação geral do modelo a estimar, já definida na secção 2.1 :

$$Y_t = \frac{W(B)B^b}{D(B)} I_t + N_t \quad (3.7)$$

onde b representa o atraso na resposta à intervenção, $W(B)$ e $D(B)$ são polinómios de graus s e r , em B , e de coeficientes ω_i , $i = 0, 1, \dots, s$ e δ_j , $j = 1, 2, \dots, r$, respectivamente, vemos que o modelo representado pela equação (3.6) é um caso particular deste tomando $b = s = r = 0$ e $\omega_0 = \omega$.

Para obtermos a primeira estimativa para ω e uma primeira sucessão residual N_t , utilizamos os programas TRANS do *software* ITSM que, além dos valores de b , r e s já referidos, necessita de um valor inicial para ω . O valor inicial que introduzimos é o resultado da diferença entre os níveis da sucessão antes e depois da intervenção (estes níveis estão

assinalados a rosa na figura 3.13). Uma vez que a média anterior à intervenção é 0,8291019 e, depois da intervenção, passou para -2,1329676 , o valor inicial para ω foi:

$$\hat{\omega}_{in} = -2,9620695$$

Obtivemos então a primeira estimativa do valor de ω :

$$\hat{\omega}_{(1)} = -2,962999$$

e os resíduos obtidos deste modelo de função transferência são a primeira sucessão residual, N_t . Os seus cronograma e correlogramas estão apresentados, respectivamente, nas figuras 3.14 e 3.15 e os seus valores estão no anexo H.

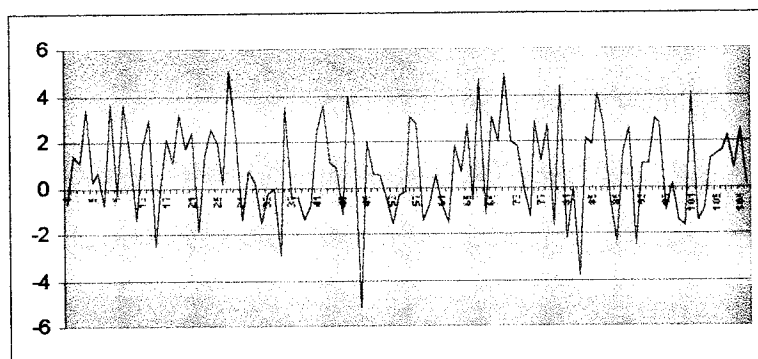


Fig. 3.14 Cronograma da Sucessão Residual N_t

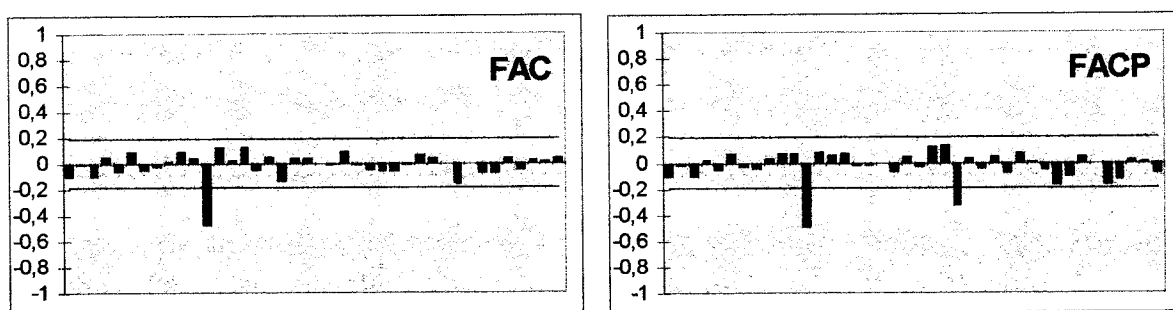


Fig. 3.15 Correlogramas da sucessão Residual N_t

Como se pode observar esta sucessão apresenta autocorrelações idênticas às da sucessão AT_0 . Este resultado é o esperado, uma vez que ao retirarmos o efeito da intervenção, a parte da sucessão posterior à intervenção deveria apresentar um comportamento idêntico à sucessão AT_0 .

Também aqui estimamos vários modelos, no entanto apenas apresentamos o que consideramos explicar melhor o comportamento desta sucessão. Uma vez que o modelo para a sucessão N_t tem parâmetros de ordem superior a 9, os seus valores, assim como os

parâmetros do modelo de intervenção, foram estimados com o auxílio do programa AUTOBOX⁽¹⁵⁾.

Em primeiro lugar é estimado um modelo para a sucessão N_t . O modelo escolhido foi um MA(12), com dois parâmetros não nulos, de equação:

$$N_t - 0,731004 = 0,20004\varepsilon_{t-2} - 0,82551\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t \tag{3.8}$$

onde os testes-t apresentam os valores 117,28 ; -2,06 e 13,12 respectivamente.

Encontrado o modelo preliminar vamos reestimar o valor de ω e efectuar alguns ajustamentos aos coeficientes do modelo, eliminando algum que não se mostre significativo. Introduzimos também a variável $P_f^{[48]}$ no modelo para tratar a presença do outlier detectada na modelação da sucessão AT0, verificando se esta ainda se revela significativa. Este modelo de intervenção é tratado como um modelo de função transferência.

O modelo final para a sucessão transformada Y_t é dado pela equação:

$$Y_t - \mu_Y = \xi P_t^{[48]} + \omega I_t + (1 - \theta B^{12})\varepsilon_t \tag{3.9}$$

Na tabela 3.3 estão os valores obtidos para os parâmetros deste modelo, testes-t e valores da prova respectivos.

	Parâmetro	Valor Estimado	Teste - t	Valores da prova
1	μ_Y	0,843704	131,38	0,000
2	θ	0,76658	10,97	0,000
3	ξ	-2,6436	-2,54	0,011
4	ω	-2,6595	-4,71	0,000

Tab. 3.3 Parâmetros do Modelo Final

O parâmetro de segunda ordem do modelo (3.8) foi eliminado, do modelo final, por se revelar desnecessário. Todos os outros parâmetros são significativos, como atestam os valores apresentados do teste-t.

No que diz respeito à correlação entre os parâmetros do modelo, como podemos ver na tabela 3.4, não se verificam valores significativos.

⁽¹⁵⁾ Isto porque o ITSM apenas permite a estimação de modelos de função transferência onde a sucessão residual seja representada, no máximo, por um ARMA(9,9).

	1	2	3	4
1	1,0000	0,0855	-0,2277	-0,3584
2	0,0855	1,0000	-0,0204	0,0893
3	-0,2277	-0,0204	1,0000	0,0267
4	-0,3584	0,0893	0,0267	1,0000

Tab. 3.4 Matriz das Correlações dos Parâmetros⁽¹⁶⁾

Analizando o cronograma, o histograma (fig.3.16) e os correlogramas (fig.3.17)⁽¹⁷⁾ dos resíduos, bem como os testes estatísticos a estes efectuados (Tab.3.5), nada contraria a hipótese destes serem uma amostra de ruído branco. O teste relativo à ordem do modelo para os resíduos com AICC mínimo deu o valor zero reforçando a ideia anterior.

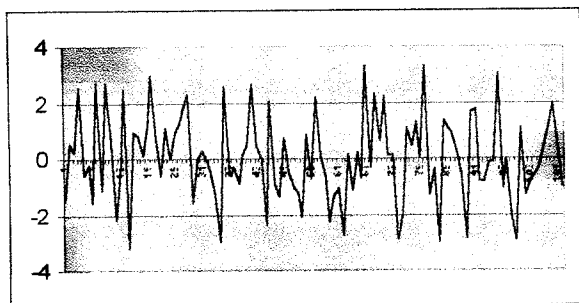


Fig.3.16 (a) Cronograma dos resíduos finais

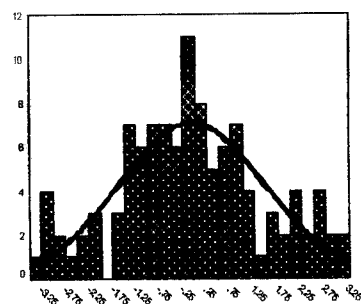


Fig. 3.16 (b) Histograma dos resíduos finais

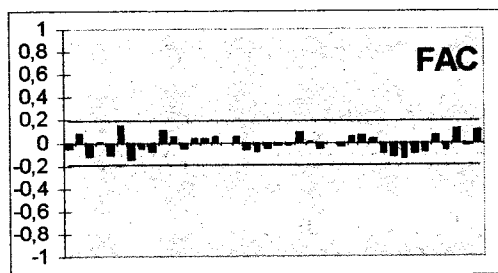


Fig.3.17 (a) FAC dos resíduos finais

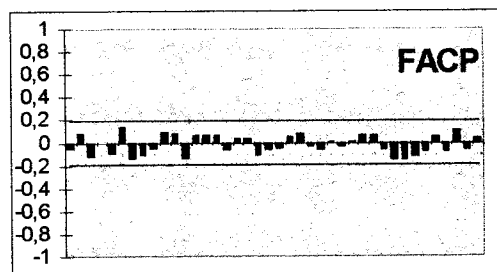


Fig. 3.17 (b) FACP dos resíduos finais

⁽¹⁶⁾ A numeração dos parâmetros é a apresentada na tabela 3.1 .

⁽¹⁷⁾ Veja-se os valores no anexo H

TESTES	Valores	Distribuição
Ljung-Box Portmanteau	15,99	$\chi^2(20)$
McLeod-Li Portmanteau	16,20	$\chi^2(20)$
Pontos de Viragem	71	N(72 ; 4,39)
Sinal da diferença	52	N(54,5 ; 4,04)
Teste do Alinhamento	2832	N(2997,5 ; 580,71)

Tab. 3.5 Testes estatísticos efectuados aos resíduos do modelo final

Assim, a equação que modela a sucessão do número mensal de acidentes no IP5 é:

$$(1 - B^{12}) 2 \left(\sqrt{X_t} - 1 \right) = 0,843704 - 2,6436P_t^{[48]} - 2,6595 I_t + (1 - 0,76658B^{12})\varepsilon_t$$

3.2.3 Previsões para o Número de Acidentes no IP 5

Tal como fizemos para a sucessão AT0 vamos aqui apresentar as previsões que obtivemos do número de acidentes no IP 5 para um ano.

Também aqui as previsões foram arredondadas para terem significado em termos reais.

Na tabela 3.6 apresentamos os valores obtidos e a evolução da sucessão em estudo pode ser vista na figura 3.18.

MÊS	Nº de Acidentes (previsão)
Julho de 1999	43
Agosto de 1999	48
Setembro de 1999	36
Outubro de 1999	27
Novembro de 1999	25
Dezembro de 1999	26
Janeiro de 2000	23
Fevereiro de 2000	19
Março de 2000	17
Abril de 2000	22
Maio de 2000	25
Junho de 2000	19

Tab.3.6 Previsões do nº de acidentes no IP 5

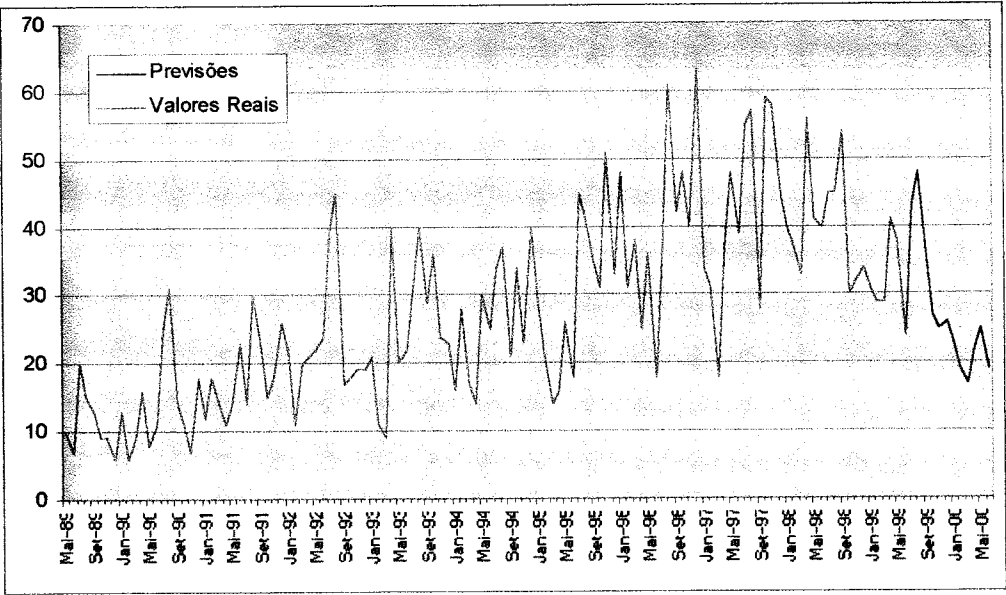


Fig. 3.18 Nº Mensal de acidentes no IP 5 com previsões até Junho de 2000

É pena não dispormos ainda de dados suficientes para avaliarmos a “qualidade” destas previsões uma vez que apenas conhecemos os valores Julho, Agosto e Setembro. No entanto podemos ver na tabela 3.7 a comparação entre os valores reais e as previsões obtidas, apresentamos também o erro quadrático destas.

MÊS	Nº de Acidentes Valores Reais	Nº de Acidentes Previsões	Erro Quadrático
Julho de 1999	48	43	25
Agosto de 1999	42	48	36
Setembro de 1999	42	36	36

Tab.3.7 Comparação entre os Valores Reais e Previstos do nº de Acidentes no IP 5

Este ano o número de acidentes em Julho foi mais elevado do que em Agosto, o que não está muito de acordo com o comportamento sazonal desta sucessão. Existem, no entanto, factores externos que, de alguma forma, explicam este comportamento. Durante o mês de Julho foram intensificadas as obras que vinham a decorrer nesta via, especialmente entre Viseu e Celorico da Beira, havendo mesmo supressão de vias dos quilómetros 124 ao 132. Segundo os dados que nos foram facultados pelo Major Reis Paredes, cerca de uma dezena dos acidentes neste mês estão intimamente relacionados com as obras em curso. De referir também que as condições atmosféricas verificadas, essencialmente na segunda metade de Setembro, foram determinantes para a observação de um maior número de acidentes, que, embora com consequências menos graves, iguala o valor observado em Agosto.

Como pudemos constatar, com base em toda análise anterior, a operação Tolerância Zero tem mostrado os seus efeitos positivos. É indiscutível a redução do número de acidentes que esta induziu. Esta sucessão deverá, infelizmente, recuperar a sua tendência crescente devido, pelo menos, à tendência crescente do nosso parque automóvel.

4. Conclusões

Neste trabalho analisamos uma sucessão cujo movimento foi alterado com a introdução de uma intervenção. A sucessão em análise foi o número mensal de acidentes no IP 5 e a intervenção a operação Tolerância Zero.

Modelámos a sucessão anterior à intervenção e efectuámos previsões com o intuito de mostrar o que poderia acontecer caso esta não fosse intervencionada. Estimámos, depois, o efeito desta intervenção mostrando, como à priori se previa, que esta induziu uma descida no nível da sucessão reduzindo o número de acidentes. Modelámos a sucessão completa e efectuámos previsões com base no modelo estimado⁽¹⁾.

Este trabalho está longe de esgotar o assunto da sinistralidade no IP5. Um trabalho mais completo seria a construção de um modelo com variáveis explicativas, tais como, dia da semana e hora do acidente, idade do condutor, estado do tempo, km do acidente, etc. Este seria um trabalho interessante e que permitiria “explicar” muitos dos acidentes revelando, talvez, a diferença entre “acidente” e “desastre”. Há acidentes no IP 5, praticamente inevitáveis, como um javali que se atravessa no IP 5⁽²⁾, um problema mecânico repentino: os “acidentes”. Há outros que são apenas consequência do comportamento perigoso de muitos dos condutores: os “desastres”. Seria bom explicar e explicitar a importância que cada um dos factores intervenientes num acidente tem na sua ocorrência. “Por certo se mostraria que mais de metade dos acidentes no IP 5 se dão em tempo de chuva”, como nos referiu o Major Reis Paredes. Os dados existem, uma vez que, quando as Brigadas de Trânsito registam a ocorrência de um acidente, em qualquer via, têm de preencher um formulário, que se designa por Boletim Estatístico de Acidentes de Viação, onde figuram todos os pormenores do acidente. Estes formulários, embora tenham vindo a ser melhorados, são preenchidos desde a abertura do IP 5. No entanto, os boletins relativos a esta via estão misturados com todos os outros relativos a todos os acidentes que se verificam nos distritos de Aveiro, Viseu e Guarda. O tratamento destes dados é feito pela DGV que recebe uma cópia dos formulários relativos a todos os acidentes, no entanto, a análise destes dados apresentada nos relatórios anuais de elementos estatísticos do Observatório da Segurança Rodoviária em Portugal, é efectuada a

⁽¹⁾ Não podemos deixar de referir que a maior redução induzida por esta intervenção se tem verificado nas consequências dos acidentes, notando-se uma redução assinalável do número de mortos. Isto é revelador da ligação estreita existente entre as consequências de um impacto e a velocidade com que este se dá.

⁽²⁾ Não é inédito no IP 5 o atropelamento de animais, por exemplo, em Dezembro de 1998, dois dos acidentes registados no Destacamento de Trânsito de Viseu foram atropelamentos de Javalis.

nível nacional não havendo, à data, nenhum estudo sobre sinistralidade de uma via em particular.

Em virtude do pouco tempo em que tivemos de realizar este trabalho foi-nos completamente impossível a recolha destes dados que implicaria a procura de cerca de 3.500 formulários num universo que já ultrapassa os 40.000, distribuídos pelos três destacamentos. Fica, no entanto em aberto esta possível continuação que muito nos agradaria.

Este trabalho foi, para nós, muito gratificante e, quem sabe se trabalhos como este não ajudarão a uma consciencialização para o facto de, como condutores, termos nas nossas mãos uma arma que pode, mesmo que involuntariamente, tornar-se mortífera.

5. Bibliografia e Referências

- Abraham, Bovas , “Intervention Model Analysis”, *Encyclopedia of Statistical Sciences*, Vol.4, 207-212
- Box, G.E.P e Tiao, G.C. (1965), “A Change in Level of a Non-stationary Time Series”, *Biometrika*, 52 (Junho 1965),181-92.
- Box, G.E.P e Tiao, G.C. (1975), “Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems”, *J. A. S. A.*, 70, 70-79.
- Box, G.E.P e Tiao, G.C. (1975), “Analisis of Los Angeles Photochemical Smog Data: A Statistical Overview”, *Journal of the Air Pollution Control Association*, Volume 25, Nº3 (Março 1975), 265-268.
- Box, G.E.P , Tiao, G.C. e Hamming, W. J. (1975), “A Statistical Analysis of the Los Angeles Ambient Carbon Monoxide Data 1955-1972”, *Journal of the Air Pollution Control Association*, Volume 25, Nº11 (Novembro 1975), 265-268.
- Brockwell, Peter.J. e Davis, Richard.A. (1991), *Time Series: Theory and Methods*, 2ª Ed. Springer – Verlag, Nova York.
- Brockwell, Peter.J. e Davis, Richard.A. (1996), *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer – Verlag, Nova York.
- Glass, Gene V. (1972), “Estimating the Effects of Intervention Into a Non-Stationary Time Series”, *American Educational Research Journal*, 9, nº3 (1972), 463-77
- Harvey, Andrew C , Durbin, J. (1986),”The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling”, *Journal of Royal Statistical Society*, 149, Part 3,pp.187-227.
- Harvey, Andrew C (1990), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Makridakis, Spyros , Wheelwright, Steven e Hyndman, Rob (1998), *Forecasting Methods and Applications*, 3ª Ed., John Wiley, Nova York.
- Murteira, Bento J.F. , Müller, Daniel A. e Turkman, K.Feridun (1993), *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw-Hill, Portugal.

Pankratz, A. e Dudley, U. (1987), “Forecasts of Power - Transformed Series”, *Journal of Forecasting*, 6, 239-248.

Priestley, M.B. (1981), *Spectral Analysis and Time Series*, Academic Press, Londres.

Wei, William W. S. (1990), *Time Serie Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Addison – Wesley, Nova York.

Plano Integrado de Segurança Rodoviária – PISER 97, Conselho Nacional de Segurança Rodoviária - Direcção Geral de Viação – Ministério da Administração Interna

“Terror no Asfalto”, *Expresso* (Revista), 25 de Outubro de 1997, pág. 34

“Perigos de Morte”, *O Independente* (Indy), 25 de Setembro de 1998

“IP5 Caminha para a Autoestrada”, *Estrada Viva*, nº9 Setembro/Outubro 98, pág.80

“Obras de duplicação do IP5 arrancam no início de 2000”, *Jornal de Notícias*, 21 de Abril de 1999, pág.52

“Brigada de Trânsito da GNR reforça vigilância no IP5”, *Jornal de Notícias*, 16 de Julho de 1999, pág. 25

6. Anexos

Anexo A	51
A.1 Algoritmo para o calculo da FACP de um processo X_t	
A.2 Alguns estimadores para a média, autocovariância e autocorrelação	
Anexo B	53
Testes estatísticos efectuados aos resíduos	
Anexo C	55
C.1 IP 5 – A História, os Acidentes e os Números	
C.2 Gráficos da sucessão do número mensal de acidentes no IP 5 por D.T.	
C.3 Listagem do número mensal de acidentes no IP 5 por D.T. e totais	
C.4 Mapa do Itinerário Principal 5	
C.5 Autocorrelações da sucessão AT0	
Anexo D	62
D.1 Valores do periodograma da sucessão AT0	
D.2 Valores do periodograma da sucessão AT0 sem tendência linear	
Anexo E	64
Testes de significância dos máximos de um periodograma	
Anexo F	66
F.1 Comparação entre amaciamentos	
F.2 Cálculo dos índices sazonais	
Anexo G	68
G.1 Sucessão AT0 transformada por Box-Cox com $\lambda = 0,5$ e diferenciada a 12	
G.2 Autocorrelações da sucessão AT0 transformada por Box-Cox com $\lambda = 0,5$	
G.3 Resíduos do modelo ajustado à sucessão AT0	
G.4 Autocorrelações dos resíduos obtidos por modelação da sucessão AT0	
Anexo H	71
H.1 Sucessão residual N_t	
H.2 Autocorrelações da sucessão residual N_t	
H.3 Resíduos finais do modelo ajustado à sucessão completa	
H.4 Autocorrelações dos resíduos finais obtidos por modelação da sucessão completa	
Anexo I	73
Outros Modelos Testados	

Anexo A

A.1 Algoritmo para o calculo da FACP de um processo X_t

Suponhamos, sem perda de generalidade, que $E(X_t) = 0$ e $V(X_t) = \sigma^2$, constante, e considere-se a regressão múltipla de X_{t+k} sobre os valores do processo até X_t

$$X_{t+k} = \phi_{k1} X_{t+k-1} + \phi_{k2} X_{t+k-2} + \dots + \phi_{kk} X_t + \xi_{t+k} \quad (\text{A.1})$$

onde ϕ_{kj} , $j=1,2,\dots,k$ são os coeficientes da regressão e ξ_{t+k} o erro não correlacionado com X_{t+k-j} , $j \geq 1$.

O coeficiente ϕ_{kk} exprime a variação unitária em X_t , quando X_{t+1} , X_{t+2} , ..., X_{t+k-1} permanecem constantes e pode interpretar-se como a correlação parcial entre X_t e X_{t+k} . Este coeficiente, considerado como uma função de k , não é mais do que a função de autocorrelação parcial (FACP).

Multiplicando ambos os membros da igualdade (A.1) por X_{t+k-j} , $j=1,2,\dots,k$, tomando valores esperados e dividindo ambos os membros por γ_0 obtém-se o conjunto de equações,

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \rho_{j-k}$$

designadas por equações de Yule-Walker.

Resolvido este sistema de equações, em ordem aos coeficientes, pela regra de Cramer, obtém-se uma expressão para o cálculo da FACP,

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \dots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}$$

A.2 Alguns estimadores para a média, autocovariância e autocorrelação

Sendo $X_1, X_2, \dots, X_N$ a única realização disponível de um processo estocástico $\{X_t\}$, o estimador para a média será,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^N X_t$$

Para a função de autocovariância são usualmente propostos dois estimadores,

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})$$

$$\tilde{\gamma}_k = \frac{1}{N-k} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})$$

onde $0 \leq k \leq N-1$, $\hat{\gamma}_k = \hat{\gamma}_{-k}$ e $\tilde{\gamma}_k = \tilde{\gamma}_{-k}$. A diferença entre estes dois estimadores está no facto de $\tilde{\gamma}_k$ ser um estimador centrado ou não enviesado.

Apesar de não ser centrado, mostra-se que $\hat{\gamma}_k$ é o estimador mais eficiente para a FACOV. Considerando este estimador temos então para a FAC o estimador

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2}$$

Anexo B

Testes estatísticos efectuados aos resíduos Brockwel e Davis (1991),(1996)

- ♦ Teste de Ljung-Box Portmanteau – Este teste utiliza a estatística

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \hat{\rho}_{Rk}^2 / (n - k)$$

onde $\hat{\rho}_{Rk}$ é a autocorrelação amostral dos resíduos, no lag k , e h deve ser da ordem de $\sqrt{n}$ onde n é a dimensão da amostra. O teste rejeita o modelo ARMA(p,q) proposto, no nível α , se o valor observado de Q for maior do que o quantil $(1-\alpha)$ da distribuição χ_{h-p-q}^2 .

- ♦ Teste de McLeod-Li Portmanteau – Este teste baseia-se na mesma estatística que o anterior, mas em vez de utilizar as autocorrelações amostrais utiliza as autocorrelações amostrais dos quadrados dos resíduos $\hat{\rho}_{RRk}$, obtendo-se:

$$\tilde{Q} = n(n+2) \sum_{k=1}^h \hat{\rho}_{RRk}^2 / (n - k)$$

A hipótese dos resíduos serem normais e iid é rejeitada no nível α , se o valor observado de $\tilde{Q}$ for maior do que o quantil $(1-\alpha)$ da distribuição χ_{h-p-q}^2 .

- ♦ Teste baseado nos “Pontos de Viragem” (Turning Points) – A estatística T utilizada neste teste é o número de pontos de viragem na sucessão dos resíduos. Mostra-se que para uma sucessão iid, T é assintoticamente normal com média $\mu_T = 2(n-2)/2$ e variância $\sigma_T^2 = (16n-29)/90$. A hipótese dos resíduos serem uma sucessão de observações iid é rejeitada se

$$|T - \mu_T| / \sigma_T > \Phi_{1-\alpha/2}$$

onde $\Phi_{1-\alpha/2}$ é o quantil $(1 - \alpha/2)$ da distribuição normal *standard*.

- ♦ Teste do “Sinal da Diferença” (Difference-Sign)– Seja S o número de vezes que os resíduos diferenciados $\hat{R}_t - \hat{R}_{t-1}$ são positivos. Se $\{\hat{R}_t\}$ é uma sucessão iid mostra-se que S é

assimptoticamente normal com média $\mu_S = (n-1)/2$ e variância $\sigma_S^2 = (n+1)/12$. A hipótese dos resíduos serem uma sucessão de observações iid é rejeitada se

$$|S - \mu_S| / \sigma_S > \Phi_{1-\alpha/2}$$

onde $\Phi_{1-\alpha/2}$ é o quantil $(1 - \alpha/2)$ da distribuição normal *standard*.

♦ Teste do Alinhamento (Rank Test) – Este teste é muito útil para detectar alguma tendência linear nos resíduos. Seja P o número de pares (i,j) tais que $\hat{R}_j > \hat{R}_i$, e $j > i$, $i=1,\dots,n-1$. Se os resíduos são iid, a média de P é $\mu_P = n(n-1)/4$ e variância $\sigma_P^2 = n(n-1)(2n+5)/8$ e P é assimptoticamente normal. A hipótese dos resíduos serem uma sucessão de observações iid é rejeitada se

$$|P - \mu_P| / \sigma_P > \Phi_{1-\alpha/2}$$

♦ Critério de Akaike Corrigido – AICC – Se tivermos n observações e um modelo com m parâmetros, a grandeza $AICC^{(1)}$ define-se como:

$$AICC(m) = -2 \ln(\text{máxima verosimilhança}) + 2(m+1)n/(n-m-2)$$

De acordo com este critério a ordem óptima de um modelo corresponde ao valor de m que minimiza o correspondente $AICC(m)$. À luz deste critério deve seleccionar-se como melhor o modelo que apresente menor valor de AICC.

♦ O modelo AR com AICC mínimo – Se os resíduos são compatíveis com uma sequência de observações iid, então a autoregressão com AICC mínimo ajustável aos resíduos deverá ter ordem $p=0$. O programa PEST calcula os valores de AICC para modelos AR de ordens $0,1,\dots,26$ ajustados aos resíduos utilizando as equações de Yule-Walker dando-nos, depois, a ordem p do modelo com AICC mínimo. Um valor de $p > 0$ sugere que ainda existe alguma correlação nos resíduos, contradizendo a hipótese dos resíduos serem observações de um ruído branco.

⁽¹⁾ O valor AICC é uma modificação não enviesada da estatística $AIC = -2 \ln(\text{máxima verosimilhança}) + 2m$

Anexo C

C.1 IP 5 - A História, os Acidentes e os Números⁽¹⁾

A História

Os primeiros projectos para a realização de uma variante à Estrada Nacional 16 (EN 16), no corredor Albergaria – Vilar Formoso, foram adjudicados em 1977. Com a publicação do Plano Rodoviário Nacional (PRN), em 1985, a variante à EN 16 foi reclassificada como Itinerário Principal 5 (IP 5). Por isso, para que esta variante se pudesse enquadrar nas características de Itinerário Principal, foi necessário introduzir ajustamentos ao projecto de 1977, nomeadamente o desnivelamento das intersecções projectadas e a introdução de mais vias de lentos. O último lanço do IP 5 foi aberto ao tráfego em Maio de 1989, numa altura em que o crescimento do tráfego, na rede nacional, tinha estabilizado. Só a partir de 1990 é que se volta a verificar um incremento do tráfego.

O esforço financeiro para a realização do IP 5 foi, à época, enorme. Basta dizer que só no lanço Albergaria - Viseu foram investidos 4,3 milhões de contos e que o orçamento anual da JAE era inferior a 17 milhões de contos. Isto é, só este lanço consumiu cerca de um quarto daquele orçamento.

Face à evolução do tráfego e da sinistralidade verificada no IP 5, foi lançada, logo em 1993, uma empreitada de “Trabalhos Complementares no IP 5”, com um valor de cerca de 2,5 milhões de contos, iniciando-se também um estudo global denominado “IP 5 – Melhoria das Condições Operacionais”, concluído em 1996. Na sequência deste estudo, foi decidido que durante os anos de 1996 e de 1997 seriam realizadas várias intervenções na infraestrutura rodoviária em zonas de maior sinistralidade e pontos de acumulação de acidentes (nomeadamente ao Km 43 e ao Km 159 – Curva do Alvalde).

O processo de duplicação do actual IP 5, entre Albergaria (nó com o IP 1 /A1) e Vilar Formoso (fronteira), foi inserido numa Concessão SCUT – Sem Cobrança ao Utilizador,

⁽¹⁾ Este texto é baseado em relatórios da Junta Autónoma de Estradas (JAE), da Direcção Geral de Viação (DGV), em artigos publicados nas Revistas dos jornais Expresso e Público, em artigos da revista Estrada Viva (que é da responsabilidade da DGV e da PRP (Prevenção Rodoviária Portuguesa) e de conversas tidas com o Sr. Major Reis Paredes do Grupo Regional de Trânsito – 5 (GRT 5) que hoje reúne e trata todos os dados relativos ao IP 5.

segundo o modelo *DBFO – Design, Build, Finance and Operate*, tendo decorrido, na última metade de 1998, o seu Concurso Público Internacional. Refira-se que um dos pressupostos subjacentes ao modelo de concessão SCUT prende-se com a obtenção de elevados padrões e níveis de serviço, estando garantidos contratualmente aspectos tão importantes como a manutenção e a assistência a utentes, bem como todas as mais valias em matéria de segurança inerentes à existência de faixas separadas, separador central, intersecções desniveladas e acessos condicionados.

Segundo anúncio público feito a 19 de Abril de 1999, pelo Eng.º José Alberto Valle, director dos Serviços Regionais de Estradas do Centro, o troço do IP 5 entre a Guarda e Vilar Formoso será o primeiro a ser duplicado, tudo apontando para que as obras arranquem no princípio do ano 2000, prevendo-se que a duplicação do IP 5 esteja toda concluída entre o ano 2000 e 2003.

Os acidentes

Todos os anos se faz a mesma contabilidade dramática: somos um dos países da Europa onde se morre mais nas estradas. As explicações são muitas: guiamos mal, temos carros fracos e em más condições, as estradas continuam em mau estado e nem com o agravamento das multas as coisas melhoram. Ditas as coisas desta maneira, chega-se ao fim quase a acreditar que os desastres nas estradas portuguesas são uma fatalidade, um problema sem solução. Daí até à ideia que ninguém tem culpa, ou que a culpa é um bocadinho de todos, é um pulo.

O acidente de viação raramente é imputável a um só factor. Ele resulta, em geral, da interacção duma multiplicidade de causas:

- . experiência, destreza e comportamento do condutor
- . características dos veículos
- . características da via
- . outras causas, tais como condições atmosféricas, visibilidade, intensidade do tráfego.

Quanto às causas, na maioria dos acidentes graves aparece pelo menos um factor ligado ao comportamento dos condutores:

- . Velocidade excessiva ou inadequada às condições de circulação
- . Comportamento agressivo
- . Distracção

- . Desrespeito pelas regras de circulação
- . Fadiga
- . Não utilização do cinto de segurança
- . Outros factores

O factor humano revela-se o principal responsável pela ocorrência da maior parte dos acidentes. Daí que a atenção deva incidir prioritariamente sobre a eliminação dos comportamentos que estão na sua origem, promovendo-se a adopção de outros que permitam contribuir para a diminuição da sua incidência, risco e gravidade.

É sobre este factor humano que a Operação “Tolerância Zero” actua.

Os portugueses têm medo de ser multados, e ajudam-se uns aos outros para que os radares das Brigadas de Trânsito detectem o menor número possível de carros em excesso de velocidade. O que nem é mau – enquanto se fazem sinais de luzes a avisar que anda polícia na estrada, os condutores sempre abrandam durante mais alguns quilómetros e colocam os cintos de segurança.

Mas, como não há polícia a toda a hora em todo o lado, o Código da Estrada vai sendo violado segundo os critérios de segurança que cada um considera adequados, e os desastres continuam a acontecer.

O que a operação “Tolerância Zero – Segurança Máxima” transmite aos condutores é exactamente a sensação de que “há polícia a toda a hora e em todo o lado”. E só assim se obtêm alguns resultados. O efeito coercivo da presença das forças de autoridade e, mais importante, a noção que um infractor pode ser detectado pelo helicóptero sem se aperceber da sua presença parece ter uma acção directa sobre “as tentações” dos condutores.

É necessário mudar os comportamentos através de uma mudança de mentalidades, uma vez que, como afirma o Major Reis Paredes “ No dia que deixe de vigorar a Tolerância Zero temos noção que tudo voltará ao mesmo, não há consciência cívica. Para a maioria dos condutores os acidentes só acontecem aos outros. Conhece alguém que admita conduzir mal? Pois não, aí está o problema.”

Os Números

Tentar saber os números exactos do que se passa no IP 5 não foi uma tarefa fácil. Com alguma persistência, depois de percorrer alguns labirintos que passaram, entre outros, pela DGV, pela Prevenção Rodoviária Portuguesa (PRP) em Aveiro, terminamos no GRT 5 em

Coimbra, na pessoa do Major Reis Paredes. Os números que nos foram fornecidos e, pelo que constatamos nos vários artigos e relatórios que consultamos, os únicos em que se pode confiar⁽²⁾ são os que nos foram fornecidos pelas Brigadas de Trânsito de Aveiro, Viseu e Guarda, que patrulham a IP 5.

Na tabela C.1 apresentamos a evolução da sinistralidade nesta via e suas consequências em termos de vítimas. Estes números não incluem os casos de feridos graves que acabam por falecer mais tarde, uma vez que esses dados não existem.

ANO	ACIDENTES	VÍTIMAS		
		Mortos	Feridos Graves	Feridos Ligeiros
1988	40	4	6	21
1989	113	24	22	106
1990	169	15	16	109
1991	218	21	20	157
1992	277	14	24	175
1993	306	27	34	221
1994	319	30	57	234
1995	360	34	50	218
1996	487	32	62	303
1997	508	39	46	266
1998	488	48	29	234
1999	192	9	11	95
TOTAL	3477	297	377	2139

Tab. C.1 – Total de acidentes e vítimas no IP 5 desde a data de abertura em Novembro de 1998 até 30 de Junho de 1999

Para, de algum modo, avaliarmos aqui ao efeitos da “Tolerância Zero” nas consequências dos acidentes, apresentamos, na tabela C.2, os dados relativos aos últimos trimestres de 1997 e 1998 , e aos dois primeiros semestres de 1998 e de 1999.

Além de se notar uma descida no número de acidentes não podemos deixar de realçar os resultados em termos de vítimas mortais que diminuíram substancialmente.

⁽²⁾ A DGV só tem dados que considera fiáveis a partir de 1997, e nem estes parecem estar correctos. Segundo uma artigo do Público, para trás o caos ainda é maior. Em 1996 houve um problema informático e perdeu-se a informação. Antes disso era o Laboratório Nacional de Engenharia Civil quem controlava os dados, e nunca os passou à DGV.

		4º Trimestre		1º Trimestre		2º Trimestre	
		1997	1998	1998	1999	1998	1999
Acidentes		162	97	112	89	135	103
Vítimas	Mortos	17	4	17	6	10	3
	Feridos Graves	17	6	7	5	5	6
	Feridos Ligeiros	78	49	53	36	61	59

Tab. C.2 – Comparação entre dados registados antes e depois da intervenção

C.2 Gráficos da Sucessão do Número Mensal de Acidentes no IP 5
 por Destacamentos de Trânsito

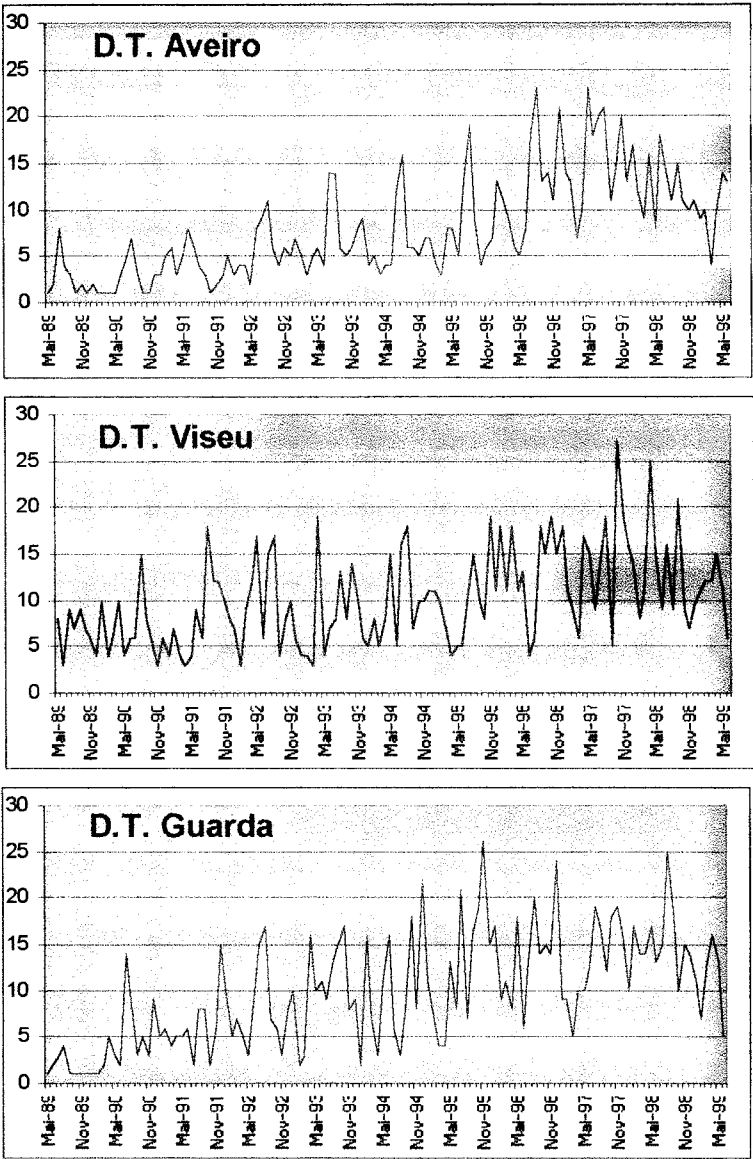


Fig. C.1 Cronograma do nº de acidentes no IP 5 por Divisões de Trânsito

C.3 Listagem do Número Mensal de Acidentes no IP 5 por Destacamentos de Trânsito e Totais

Meses	Aveiro	Viseu	Guarda	Total	Meses	Aveiro	Viseu	Guarda	Total
Mai-89	1	8	1	10	Jun-94	4	5	16	25
Jun-89	2	3	2	7	Jul-94	12	16	6	34
Jul-89	8	9	3	20	Ago-94	16	18	3	37
Ago-89	4	7	4	15	Set-94	6	7	8	21
Set-89	3	9	1	13	Out-94	6	10	18	34
Out-89	1	7	1	9	Nov-94	5	10	8	23
Nov-89	2	6	1	9	Dez-94	7	11	22	40
Dez-89	1	4	1	6	Jan-95	7	11	11	29
Jan-90	2	10	1	13	Fev-95	4	10	7	21
Fev-90	1	4	1	6	Mar-95	3	7	4	14
Mar-90	1	6	2	9	Abr-95	8	4	4	16
Abr-90	1	10	5	16	Mai-95	8	5	13	26
Mai-90	1	4	3	8	Jun-95	5	5	8	18
Jun-90	3	6	2	11	Jul-95	13	11	21	45
Jul-90	5	6	14	25	Ago-95	19	15	7	41
Ago-90	7	15	9	31	Set-95	9	10	16	35
Set-90	3	8	3	14	Out-95	4	8	19	31
Out-90	1	5	5	11	Nov-95	6	19	26	51
Nov-90	1	3	3	7	Dez-95	7	11	15	33
Dez-90	3	6	9	18	Jan-96	13	18	17	48
Jan-91	3	4	5	12	Fev-96	11	11	9	31
Fev-91	5	7	6	18	Mar-96	9	18	11	38
Mar-91	6	4	4	14	Abr-96	6	11	8	25
Abr-91	3	3	5	11	Mai-96	5	13	18	36
Mai-91	5	4	5	14	Jun-96	8	4	6	18
Jun-91	8	9	6	23	Jul-96	18	6	13	37
Jul-91	6	6	2	14	Ago-96	23	18	20	61
Ago-91	4	18	8	30	Set-96	13	15	14	42
Set-91	3	12	8	23	Out-96	14	19	15	48
Out-91	1	12	2	15	Nov-96	11	15	14	40
Nov-91	2	10	6	18	Dez-96	21	18	24	63
Dez-91	3	8	15	26	Jan-97	14	11	9	34
Jan-92	5	7	10	22	Fev-97	13	9	9	31
Fev-92	3	3	5	11	Mar-97	7	6	5	18
Mar-92	4	9	7	20	Abr-97	10	17	10	37
Abr-92	4	12	5	21	Mai-97	23	15	10	48
Mai-92	2	17	3	22	Jun-97	18	9	12	39
Jun-92	8	6	10	24	Jul-97	20	15	19	54
Jul-92	9	15	15	39	Ago-97	21	19	17	57
Ago-92	11	17	17	45	Set-97	11	5	12	28
Set-92	6	4	7	17	Out-97	14	27	18	59
Out-92	4	8	6	18	Nov-97	20	19	19	58
Nov-92	6	10	3	19	Dez-97	13	16	16	45
Dez-92	5	6	8	19	Jan-98	17	14	10	41
Jan-93	7	4	10	21	Fev-98	12	8	17	37
Fev-93	5	4	2	11	Mar-98	9	11	14	34
Mar-93	3	3	3	9	Abr-98	16	25	14	55
Abr-93	5	19	16	40	Mai-98	8	15	17	40
Mai-93	6	4	10	20	Jun-98	18	9	13	40
Jun-93	4	7	11	22	Jul-98	14	16	15	45
Jul-93	14	8	9	31	Ago-98	11	9	25	45
Ago-93	14	13	13	40	Set-98	15	21	18	54
Set-93	6	8	15	29	Out-98	11	9	10	30
Out-93	5	14	17	36	Nov-98	10	7	15	32
Nov-93	6	10	8	24	Dez-98	11	10	14	35
Dez-93	8	6	9	23	Jan-99	9	11	11	31
Jan-94	9	5	2	16	Fev-99	10	12	7	29
Fev-94	4	8	16	28	Mar-99	4	12	13	29
Mar-94	5	5	7	17	Abr-99	10	15	16	41
Abr-94	3	8	3	14	Mai-99	14	11	13	38
Mai-94	4	15	11	30	Jun-99	13	6	5	24

Tab. C.3 N° de Acidentes no IP 5 desde Maio de 1989 a Junho de 1999

C.4 Mapa do Itinerário Principal 5



Fig. C.2 Mapa do IP 5

C.5 Autocorrelações da Sucessão AT0

0,616	0,559	0,513	0,504	0,437	0,417	0,381	0,42	0,461	0,461
0,511	0,504	0,464	0,365	0,363	0,309	0,259	0,175	0,205	0,229
0,265	0,216	0,293	0,312	0,232	0,144	0,15	0,135	0,105	0,056
0,027	0,009	0,046	0,035	0,057	0,135	0,055	0,024	0,023	0,053

Tab. C.4 FAC da sucessão AT0

0,616	0,29	0,159	0,149	0,013	0,045	0,014	0,13	0,173	0,096
0,173	0,072	-0,024	-0,166	-0,038	-0,069	-0,087	-0,154	-0,012	0,023
0,05	-0,078	0,117	0,095	-0,088	-0,14	0,025	0,043	0,044	-0,019
-0,052	-0,164	-0,031	-0,045	0,029	0,175	-0,007	-0,016	0,002	0,062

Tab. C.5 FACP da sucessão AT0

Anexo D

D.1 Valores do Periodograma da Sucessão AT0

Frequência	Periodograma	Frequência	Periodograma
0,0556034	605,1020000	1,6124989	1,9510900
0,1112068	261,1290000	1,6681023	4,3604700
0,1668102	51,0939000	1,7237057	8,5832500
0,2224136	40,5908000	1,7793091	5,8209500
0,2780170	34,7989000	1,8349125	9,4103100
0,3336205	17,1147000	1,8905159	22,4207000
0,3892239	7,8608800	1,9461193	14,1789000
0,4448273	14,5648000	2,0017228	1,6597200
0,5004307	131,5030000	2,0573262	18,0411000
0,5560341	33,4828000	2,1129296	17,9570000
0,6116375	46,7593000	2,1685330	3,1826500
0,6672409	8,3881500	2,2241364	20,3883000
0,7228443	6,2045700	2,2797398	13,9604000
0,7784477	4,3316700	2,3353432	5,3083700
0,8340511	19,5134000	2,3909466	14,2670000
0,8896546	15,7661000	2,4465500	11,9398000
0,9452580	0,2891200	2,5021534	9,8151100
1,0008614	0,2568730	2,5577569	3,9217700
1,0564648	32,7680000	2,6133603	5,3642900
1,1120682	3,0067500	2,6689637	18,7202000
1,1676716	21,7653000	2,7245671	4,8479800
1,2232750	11,2252000	2,7801705	12,5038000
1,2788784	38,2069000	2,8357739	9,8765300
1,3344818	1,4183400	2,8913773	16,7543000
1,3900852	18,5825000	2,9469807	13,2385000
1,4456887	2,8803200	3,0025841	25,6606000
1,5012921	11,9284000	3,0581875	9,5967000
1,5568955	69,5608000	3,1137909	5,9955700

Tab. D.1 Valores do periodograma da sucessão AT0

D.2 Valores do Periodograma da Sucessão AT0 Sem Tendência Linear

Frequência	Periodograma	Frequência	Periodograma
0,0560999	11,9734000	1,6124989	5,5758400
0,1112068	15,1767000	1,6681023	8,5428500
0,1668102	1,7462200	1,7237057	6,4105500
0,2224136	1,3667300	1,7793091	8,3516100
0,2780170	5,5394600	1,8349125	4,9055300
0,3336205	1,0038500	1,8905159	20,0696000
0,3892239	9,9892400	1,9461193	8,4914700
0,4448273	4,1245000	2,0017228	1,1284200
0,5004307	175,7680000	2,0573262	14,2442000
0,5560341	10,3587000	2,1129296	25,3551000
0,6116375	20,9338000	2,1685330	4,1176700
0,6672409	7,7252300	2,2241364	19,0435000
0,7228443	7,5644600	2,2797398	15,6474000
0,7784477	0,8197000	2,3353432	2,4153700
0,8340511	15,2960000	2,3909466	10,4728000
0,8896546	8,6856400	2,4465500	9,0892400
0,9452580	4,3521500	2,5021534	6,2504300
1,0008614	1,6446500	2,5577569	4,3052700
1,0564648	32,5015000	2,6133603	9,0628800
1,1120682	3,1875500	2,6689637	13,7033000
1,1676716	17,5264000	2,7245671	2,3990800
1,2232750	11,1793000	2,7801705	8,0509200
1,2788784	26,3592000	2,8357739	11,4549000
1,3344818	0,4977170	2,8913773	17,0082000
1,3900852	13,1688000	2,9469807	9,8862500
1,4456887	2,9130800	3,0025841	24,3540000
1,5012921	5,9921000	3,0581875	14,3790000
1,5568955	53,9759000	3,1137909	5,6480600

Tab. D.2 Valores do periodograma da sucessão AT0 depois de retirada a tendência linear

Anexo E

Testes de Significância dos Máximos de um Periodograma

Para estudarmos a significância estatística dos “picos” (ou máximos) de um periodograma põe-se a hipótese nula de que se trata de um periodograma de uma realização de ruído branco Gaussiano.

Teste de Walker. Seja $I_{\max}^0$ o maior dos “picos” observados. Este é significativo se, contra a hipótese nula, a probabilidade de obter um “pico” maior partindo de outra observação é muito pequena. Em termos gerais, o nível de significância da hipótese nula é a probabilidade,

$$P\left\{\frac{I_{\max}}{\sigma^2} \geq g\right\}, \quad g = I_{\max}^0 / \sigma^2 \quad (\text{E.1})$$

onde $\sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2$, isto é, a variância do ruído branco.

Mostra-se que (Murteira 1993), tomando

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{2[n/2]} \sum_{j=1}^{[n/2]} I_j \quad (\text{E.2})$$

para estimador de σ^2 , pode admitir-se que, para amostras grandes, a estatística

$$U = I_{\max} / \frac{1}{2[n/2]} \sum_{j=1}^{[n/2]} I_j \quad (\text{E.3})$$

tem a mesma distribuição que $I_{\max} / \sigma^2$, donde se tem

$$P\{U > g\} \approx 1 - \left[1 - \exp\left\{-\frac{g}{2}\right\}\right]^{[n/2]} \quad (\text{E.4})$$

Teste de Fisher. Considerando a estatística

$$T = I_{\max} / \sum_{j=1}^{[n/2]} I_j \quad (\text{E.5})$$

Fisher mostrou que, na hipótese nula, se tem

$$P\{T > g\} = \sum_{j=1}^G (-1)^{j-1} \binom{[n/2]}{j} (1-g)^{[n/2]} \quad (\text{E.6})$$

onde G é o maior inteiro menor do que $1/g$.

Usando apenas o primeiro termo do desenvolvimento (E.6) obtém-se uma boa aproximação que é utilizada em muitas aplicações práticas:

$$P\{T > g\} \approx [n/2](1 - g)^{[n/2]-1} \quad (E.7)$$

Teste de Whittle. Este teste não é mais do que um alargamento do teste de Fisher ao estudo da significância dos “picos” de 2ª ordem, 3ª ordem, etc. Suponhamos que $I_{\max}$ é significativo e seja $I'_{\max}$ o “pico” de 2ª ordem. Então fazendo,

$$T' = \frac{I'_{\max}}{\sum_{j=1}^{[n/2]} I_j - I_{\max}} \quad (E.8)$$

podemos determinar a probabilidade $P\{T' > g\}$ substituindo em (E.7) n por $n-1$. Assim, ficamos com a expressão:

$$P\{T' > g\} \approx [(n-1)/2](1 - g)^{[(n-1)/2]-1} \quad (E.9)$$

Se o segundo “pico” é significativo passamos ao pico de 3ª ordem, com as devidas adaptações, e assim sucessivamente.

Anexo F

F.1 Comparação entre Amaciamentos

Determinar o comprimento apropriado de uma média móvel é importante nos modelos de decomposição. Funciona, como regra, que quanto mais forem os termos na média móvel mais se elimina a variação aleatória. Logo, deveríamos utilizar o maior comprimento possível. No entanto, quanto maior for esse comprimento, mais termos (e informação) perdemos no processo do cálculo das médias e, por outro lado, amaciamentos com médias móveis muito longas tendem a amaciar saltos ou ciclos que têm interesse. Um 12 MA centrado é frequentemente utilizado para dados com sazonalidade mensal.

Apresentamos os dois amaciamentos efectuados à sucessão em estudo para o modelo de decomposição clássica apresentado na secção 3.1.4. Veja-se como um 6 MA centrado apanha as variações sazonais enquanto um 12 MA “desenha” a tendência sem ser contaminado pela variação sazonal (Fig. F.1 e F.2).

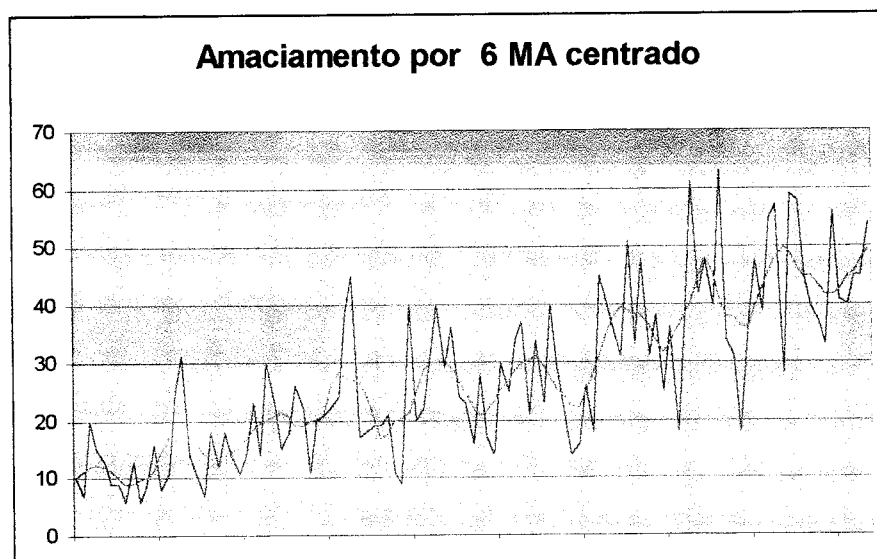


Fig. F.1 MA 6 centrado aplicado aos dados do nº de acidentes

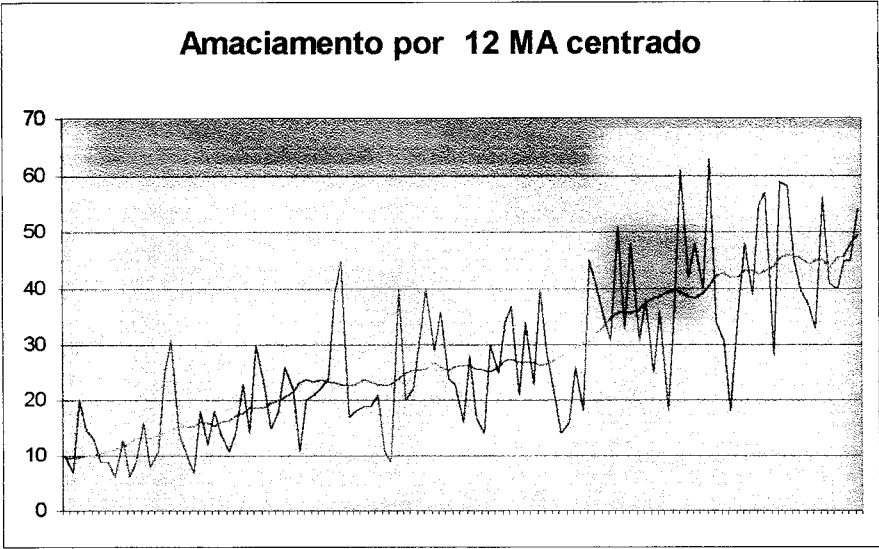


Fig. F.2 MA 12 centrado aplicado aos dados do nº de acidentes

F.2 Cálculo dos Índices Sazonais

	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
1989	-	-	-	-	104,8	72,73	203,39	148,15	129,46	85,04	81,82	54,14
1990	113,45	48,65	69,01	121,52	60,76	80,98	178,04	213,79	92,05	72,33	45,9	112,5
1991	74,81	115,82	88,19	67,01	82,15	128,97	75,34	160,36	123,21	77,59	89,63	127,09
1992	102,13	47,4	84,81	89,52	93,12	102,67	169,26	195,65	75,42	78,69	80,57	81,14
1993	91,3	48,98	39,56	166,67	80,13	86,84	122,57	155,09	108,07	138,02	94,43	88,6
1994	61,05	106,84	66,02	55,26	119,01	96,62	125,35	135,16	77,9	126,32	85,71	151,66
1995	109,26	77,3	50,15	56,39	88,39	59,42	146,14	128,13	104,74	89,1	143,33	91,67
1996	134,58	85,71	101,9	65,29	93,41	45,76	92,5	154,76	108,86	125,49	101,91	155,08
1997	80,47	72,37	42,77	88,18	111,2	90,35	128,91	132,05	63,58	129,79	126,2	98,45
1998	88,24	83,3	73,13	123,95	93,65	88,32	98,68	91,84	111,76	-	-	-
Média	90,07	82,05	71,29	87,69	92,66	85,27	134	151,5	99,51	102,5	88,03	116,7

Tab. F.1 Rácios sazonais de um 12 MA centrado
(originais/médias móveis)

Anexo G

G.1 Sucessão AT0 transformada por Box-Cox com $\lambda = 0,5$ e diferenciada a 12

MÊS	X_t	$f_{0,5}(X_t)$	$\nabla_{12} f_{0,5}(X_t)$	MÊS	X_t	$f_{0,5}(X_t)$	$\nabla_{12} f_{0,5}(X_t)$
Mai-89	10	4,32455532	-	Fev-94	28	8,583005244	3,949755664
Jun-89	7	3,291502622	-	Mar-94	17	6,246211251	2,246211251
Jul-89	20	6,94427191	-	Abr-94	14	5,483314774	-5,165795867
Ago-89	15	5,745966692	-	Mai-94	30	8,95445115	2,01017924
Set-89	13	5,211102551	-	Jun-94	25	8	0,61916848
Out-89	9	4	-	Jul-94	34	9,66190379	0,526375064
Nov-89	9	4	-	Ago-94	37	10,16552506	-0,48358558
Dez-89	6	2,898979486	-	Set-94	21	7,16515139	-1,605178224
Jan-90	13	5,211102551	-	Out-94	34	9,66190379	-0,33809621
Fev-90	6	2,898979486	-	Nov-94	23	7,591663047	-0,206295925
Mar-90	9	4	-	Dez-94	40	10,64911064	3,057447594
Abr-90	16	6	-	Jan-95	29	8,770329614	2,770329614
Mai-90	8	3,656854249	-0,667701071	Fev-95	21	7,16515139	-1,417853854
Jun-90	11	4,633249581	1,341746959	Mar-95	14	5,483314774	-0,762896478
Jul-90	25	8	1,05572809	Abr-95	16	6	0,516685226
Ago-90	31	9,135528726	3,389562033	Mai-95	26	8,198039027	-0,756412123
Set-90	14	5,483314774	0,272212223	Jun-95	18	6,485281374	-1,514718626
Out-90	11	4,633249581	0,633249581	Jul-95	45	11,41640786	1,754504075
Nov-90	7	3,291502622	-0,708497378	Ago-95	41	10,80624847	0,640723414
Dez-90	18	6,485281374	3,586301889	Set-95	35	9,832159566	2,667008176
Jan-91	12	4,92820323	-0,282899321	Out-95	31	9,135528726	-0,526375064
Fev-91	18	6,485281374	3,586301889	Nov-95	51	12,28285686	4,69119381
Mar-91	14	5,483314774	1,483314774	Dez-95	33	9,489125293	-1,159985348
Abr-91	11	4,633249581	-1,366750419	Jan-96	48	11,85640646	3,086076846
Mai-91	14	5,483314774	1,826460524	Fev-96	31	9,135528726	1,970377336
Jun-91	23	7,591663047	2,958413466	Mar-96	38	10,32882801	4,845513232
Jul-91	14	5,483314774	-2,516685226	Abr-96	25	8	2
Ago-91	30	8,95445115	-0,181077576	Mai-96	36	10	1,801960973
Set-91	23	7,591663047	2,108348273	Jun-96	18	6,485281374	0
Out-91	15	5,745966692	1,112717112	Jul-96	37	10,16552506	-1,250882804
Nov-91	18	6,485281374	3,193778752	Ago-96	61	13,62049935	2,814250877
Dez-91	26	8,198039027	1,712757653	Set-96	42	10,9614814	1,129321831
Jan-92	22	7,38083152	2,452628289	Out-96	48	11,85640646	2,720877735
Fev-92	11	4,633249581	-1,852031794	Nov-96	40	10,64911064	-1,633746216
Mar-92	20	6,94427191	1,460957136	Dez-96	63	13,87450787	4,385382573
Abr-92	21	7,16515139	2,531901809	Jan-97	34	9,66190379	-2,194502671
Mai-92	22	7,38083152	1,897516746	Fev-97	31	9,135528726	0
Jun-92	24	7,797958971	0,206295925	Mar-97	18	6,485281374	-3,843546632
Jul-92	39	10,489996	5,006681223	Abr-97	37	10,16552506	2,165525061
Ago-92	45	11,41640786	2,461956715	Mai-97	48	11,85640646	1,856406461
Set-92	17	6,246211251	-1,345451795	Jun-97	39	10,489996	4,004714623
Out-92	18	6,485281374	0,739314682	Jul-97	55	12,83239697	2,666871914
Nov-92	19	6,717797887	0,232516513	Ago-97	57	13,09966887	-0,520830481
Dez-92	19	6,717797887	-1,48024114	Set-97	28	8,583005244	-2,378476153
Jan-93	21	7,16515139	-0,21568013	Out-97	59	13,3622915	1,505885035
Fev-93	11	4,633249581	0	Nov-97	58	13,23154621	2,582435571
Mar-93	9	4	-2,94427191	Dez-97	45	11,41640786	-2,458100001
Abr-93	40	10,64911064	3,483959251	Jan-98	40	10,64911064	0,987206851
Mai-93	20	6,94427191	-0,43655961	Fev-98	37	10,16552506	1,029996335
Jun-93	22	7,38083152	-0,417127451	Mar-98	33	9,489125293	3,003843919
Jul-93	31	9,135528726	-1,354467271	Abr-98	56	12,96662955	2,801104486
Ago-93	40	10,64911064	-0,767297224	Mai-98	41	10,80624847	-1,050157986
Set-93	29	8,770329614	2,524118363	Jun-98	40	10,64911064	0,159114644
Out-93	36	10	3,514718626	Jul-98	45	11,41640786	-1,415989109
Nov-93	24	7,797958971	1,080161084	Ago-98	45	11,41640786	-1,683261006
Dez-93	23	7,591663047	0,87386516	Set-98	54	12,69693846	4,113933212
Jan-94	16	6	-1,16515139				

Tab. G.1 Sucessão AT0 transformada (Box-Cox com $\lambda = 0,5$)

G.2 Autocorrelações da sucessão AT0 transformada por Box-Cox com $\lambda = 0,5$

-0,13	-0,002	-0,17	0,035	-0,054	0,081	0,023	-0,016	0,051	0,07
0,089	-0,48	0,096	0,008	0,153	-0,023	0,073	-0,104	-0,029	0,008
0	-0,037	-0,062	0,034	-0,036	-0,052	-0,057	-0,04	0,056	0,046
0,05	-0,146	-0,035	-0,028	-0,047	0,019	-0,052	0,014	0,001	0,03

Tab. G.2 FAC da sucessão $V_{12} f_{0,5}(X_t)$

-0,13	-0,019	-0,175	-0,011	-0,061	0,038	0,041	-0,023	0,073	0,098
0,124	-0,46	0,014	0,048	0,021	0,01	0,032	0,011	-0,036	-0,004
-0,017	0,029	0,148	-0,255	-0,012	-0,019	-0,021	-0,078	0,107	0,023
0,013	-0,171	-0,101	-0,007	0,039	-0,143	-0,123	-0,008	0,008	-0,118

Tab. G.3 FACP da sucessão $V_{12} f_{0,5}(X_t)$

G.3 Resíduos do Modelo Ajustado à Sucessão AT0

1	-1,51572	21	0,7541351	41	0,4944372	61	-1,062218	81	-1,287333
2	0,4937277	22	-0,6408086	42	2,643306	62	-2,729528	82	-0,391614
3	0,2077084	23	1,090692	43	0,4339013	63	0,161499	83	-2,952311
4	2,541543	24	0,01833153	44	-0,0714431	64	-1,15366	84	1,559581
5	-0,5758076	25	0,928113	45	-2,386604	65	0,2537556	85	1,125051
6	-0,2147694	26	1,224554	46	2,101608	66	-0,7714982	86	0,9753275
7	-1,556518	27	1,745806	47	-0,8368626	67	3,295694	87	0,331769
8	2,738283	28	2,277363	48	-1,027189	68	-0,3868737	88	-0,5426388
9	-1,130919	29	-1,571318	49	0,7210097	69	2,333968	89	-2,871444
10	2,738283	30	-0,031107	50	-0,4877396	70	0,6069064	90	1,629983
11	0,6352954	31	0,2682905	51	-0,9906464	71	2,312778	91	1,731906
12	-2,214769	32	-0,1293693	52	-1,25843	72	0,3219004	92	-0,8647418
13	-0,1614113	33	-0,4965744	53	-2,081372	73	0,1551328	93	-0,8289118
14	2,481687	34	-1,32992	54	0,801703	74	-2,900679	94	-0,1125245
15	-3,208503	35	-2,972069	55	-0,728013	75	-1,977452	95	-0,0643721
16	0,8821926	36	2,649727	56	2,155702	76	1,098657	96	3,12592
17	0,8273101	37	-0,5866199	57	0,1275368	77	0,4721308	97	-1,052117
18	0,1031866	38	-0,3442583	58	-0,6854224	78	1,292676	98	0,04455996
19	1,175227	39	-0,8896065	59	-2,240254	79	-0,0033383	99	-2,014512
20	2,92398	40	0,09730577	60	-1,103801	80	3,246428	100	-2,939355
								101	1,106532

Tab. G.4 Resíduos do modelo ajustado à sucessão AT0

G.4 Autocorrelações dos resíduos obtidos pela modelação da sucessão AT0

-0,069	0,062	-0,145	0,005	-0,118	0,189	-0,131	-0,026	-0,059	0,094
0,048	-0,071	0,016	0,032	0,059	-0,014	0,05	-0,057	-0,055	-0,04
-0,05	-0,028	-0,098	0,023	-0,012	0,013	-0,058	0,015	0,043	0,04
-0,083	-0,103	-0,099	-0,054	-0,067	0,054	-0,088	0,101	-0,042	0,092

Tab. G.5 FAC dos resíduos da modelação de AT0

-0,069	0,058	-0,138	-0,016	-0,106	0,162	-0,112	-0,085	-0,013	0,066
0,08	-0,14	0,055	0,072	0,06	-0,05	0,025	0,047	-0,088	-0,056
-0,09	0,023	0,094	-0,021	-0,03	0,03	-0,028	-0,02	0,022	0,061
-0,066	-0,143	-0,098	-0,071	-0,08	-0,006	-0,114	0,103	-0,068	0,001

Tab. G.6 FACP dos resíduos da modelação de AT0

Anexo H

H.1 Sucessão Residual N_t

1	-0,667701	23	1,4609571	45	-1,165151	67	4,6911938	89	-2,378476
2	1,341747	24	2,5319018	46	3,9497557	68	-1,159985	90	1,505885
3	1,0557281	25	1,8975167	47	2,2462113	69	3,0860768	91	2,5824356
4	3,389562	26	0,2062959	48	-5,165796	70	1,9703773	92	-2,4581
5	0,2722122	27	5,0066812	49	2,0101792	71	4,8455132	93	0,9872069
6	0,6332496	28	2,4619567	50	0,6191685	72	2	94	1,0299963
7	-0,708497	29	-1,345452	51	0,5263751	73	1,801961	95	3,0038439
8	3,5863019	30	0,7393147	52	-0,483586	74	0	96	2,8011045
9	-0,282899	31	0,2325165	53	-1,605178	75	-1,250883	97	-1,050158
10	3,5863019	32	-1,480241	54	-0,338096	76	2,8142509	98	0,1591146
11	1,4833148	33	-0,21568	55	-0,206296	77	1,1293218	99	-1,415989
12	-1,36675	34	0	56	3,0574476	78	2,7208777	100	-1,683261
13	1,8264605	35	-2,944272	57	2,7703296	79	-1,633746	101	4,1139332
14	2,9584135	36	3,4839593	58	-1,417854	80	4,3853826	102	-1,444841
15	-2,516685	37	-0,43656	59	-0,762897	81	-2,194503	103	-0,954839
16	-0,181078	38	-0,417128	60	0,5166852	82	0	104	1,2084949
17	2,1083483	39	-1,354467	61	-0,756412	83	-3,843547	105	1,4494171
18	1,1127171	40	-0,767297	62	-1,514719	84	2,1655251	106	1,5678036
19	3,1937788	41	2,5241184	63	1,7545041	85	1,8564065	107	2,2442033
20	1,7127577	42	3,5147186	64	0,6407234	86	4,0047146	108	0,8026179
21	2,4526283	43	1,0801611	65	2,6670082	87	2,6668719	109	2,4855785
22	-1,852032	44	0,8738652	66	-0,526375	88	-0,520831	110	0,1118473

Tab. H.1 Sucessão Residual N_t

H.2 Autocorrelações da Sucessão Residual N_t

-0,106	-0,008	-0,101	0,044	-0,062	0,092	-0,056	-0,025	0,016	0,086
0,04	-0,474	0,12	0,029	0,131	-0,044	0,053	-0,141	0,032	0,035
-0,003	-0,011	0,093	-0,013	-0,047	-0,065	-0,061	-0,017	0,063	0,041
0,005	-0,152	-0,002	-0,078	-0,073	0,041	-0,05	0,024	0,007	0,036

Tab. H.2 FAC da sucessão residual N_t

-0,106	-0,02	-0,106	0,021	-0,061	0,072	-0,037	-0,044	0,027	0,074
0,065	-0,486	0,075	0,058	0,073	-0,016	-0,014	-0,012	-0,071	0,041
-0,036	0,118	0,135	-0,327	0,03	-0,046	0,039	-0,075	0,073	0,004
-0,055	-0,166	-0,106	0,047	-0,005	-0,168	-0,136	0,016	0,001	-0,078

Tab. H.3 FACP da sucessão residual N_t

H.3 Resíduos Finais do Modelo Ajustado à Sucessão Completa

1	-1,511413	23	1,10755	45	-2,383009	67	3,306826	89	-2,866459
2	0,4980354	24	-0,006299	46	2,110603	68	-0,309748	90	1,680244
3	0,2120161	25	0,9189906	47	-0,85044	69	2,318914	91	1,782785
4	2,54585	26	1,276331	48	-1,345675	70	0,6332769	92	-0,768868
5	-0,5715	27	1,711559	49	0,7250762	71	2,27046	93	-0,822843
6	-0,210462	28	2,328708	50	-0,44105	72	0,1148252	94	-0,088346
7	-1,55221	29	-1,555559	51	-0,99663	73	0,1577153	95	-0,098799
8	2,74259	30	-0,02186	52	-1,193818	74	-2,910809	96	3,038139
9	-1,126612	31	0,2781706	53	-2,074838	75	-1,982061	97	-1,024881
10	2,74259	32	-0,046107	54	0,8528786	76	1,113399	98	0,0280461
11	0,6396031	33	-0,488075	55	-0,705288	77	0,4640479	99	-2,026847
12	-2,210462	34	-1,298551	56	2,209757	78	1,328074	100	-2,918722
13	-0,175865	35	-2,938961	57	0,0998583	79	0,0574784	101	1,072861
14	2,496484	36	2,63542	58	-0,643626	80	3,304226	102	-1,30401
15	-3,19787	37	-0,575795	59	-2,258536	81	-1,260589	103	-0,735402
16	0,9268003	38	-0,282434	60	-1,35859	82	-0,358256	104	-0,528107
17	0,8265381	39	-0,886138	61	-1,044297	83	-2,946776	105	-0,32856
18	0,1076703	40	0,1741252	62	-2,696529	84	1,409835	106	0,3528733
19	1,160178	41	0,4879513	63	0,1467991	85	1,133597	107	1,021261
20	2,971451	42	2,654249	64	-1,118142	86	0,9296436	108	1,98438
21	0,7452822	43	0,4496884	65	0,2327728	87	0,3037577	109	0,5527239
22	-0,593338	44	-0,005191	66	-0,71629	88	-0,511037	110	-1,013859

Tab. H.4 Resíduos Finais

H.4 Autocorrelações dos Resíduos Finais obtidos por Modelação da Sucessão Completa

-0,052	0,076	-0,126	0,007	-0,111	0,158	-0,144	-0,055	-0,085	0,112
0,056	-0,049	0,037	0,029	0,055	-0,01	0,052	-0,062	-0,082	-0,051
-0,022	-0,016	0,097	0,01	-0,049	-0,005	-0,035	0,056	0,065	0,042
-0,087	-0,123	-0,137	-0,092	-0,076	0,067	-0,07	0,116	-0,024	0,116

Tab. H.5 FAC dos resíduos da modelação da Sucessão Completa

-0,052	0,074	-0,12	-0,01	-0,095	0,139	-0,128	-0,11	-0,045	0,091
0,082	-0,135	0,069	0,066	0,06	-0,061	0,033	0,037	-0,11	-0,062
-0,048	0,046	0,081	-0,031	-0,065	0,008	-0,035	0,012	0,064	0,067
-0,067	-0,162	-0,142	-0,118	-0,08	0,044	-0,08	0,1	-0,059	0,03

Tab. H.6 FACP dos resíduos da modelação da Sucessão Completa

Anexo I

Outros Modelos Testados

Foram muitas as transformações e os modelos que testámos, no entanto apenas apresentamos aqui um resumo daqueles que nos pareceram mais interessantes, essencialmente pelas razões por que foram eliminados.

♦ Depois de estabilizar a variância das observações com a transformação de Box-Cox para $\lambda = \frac{1}{2}$ optámos por uma diferenciação simples de modo a eliminarmos a tendência observada. No entanto, esta diferenciação simples não se mostrou suficiente registando-se ainda movimentos periódicos. Este facto levou-nos a introduzir uma diferenciação sazonal. Todos os modelos estimados revelaram problemas de estacionaridade, apresentando factores na parte MA não invertíveis ou com raízes muito próximas da fronteira da região de invertibilidade. Como exemplo dos modelos estimados, neste caso, temos: SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂, SARIMA(0,1,1)(1,1,0)₁₂ e SARIMA(0,1,1)(1,1,1)₁₂.

♦ Diferenciámos também, a sucessão transformada por Box-Cox, a 24 (diferenciação sazonal). Tanto o cronograma como os correlogramas da sucessão assim transformada revelaram que esta se encontrava estacionarizada. No entanto, e apesar de termos identificado e estimado um modelo satisfatório para a sucessão AT0, tivemos problemas quando tentámos identificar a intervenção na modelação da sucessão completa. A intervenção era sempre detectada dois meses antes do que efectivamente ocorreu. Isto deveu-se ao facto da tendência crescente do número de acidentes no IP 5, pelo menos nos dois anos anteriores à intervenção, ser mais forte do que a descida deste número induzida pela Tolerância Zero.

♦ Outra forma de tratamento dos dados que tentámos foi tomar o número de acidentes em Agosto (valores mais elevados) e Junho (valores mais baixos) como variáveis de intervenção não considerando sazonalidade anual na sucessão. Isto foi sugerido pelo facto da variação dos valores de cada mês relativamente à média, considerando a sucessão “destendenciada”, não apresentar o mesmo tipo de comportamento todos os meses. Por exemplo, nos meses de Abril e Maio o número de acidentes não apresenta características de sazonalidade muito definidas

verificando-se alterações bastante aleatórias isto devido, talvez, à mobilidade das férias da Páscoa. Analogamente, nos meses de Inverno verifica-se alguma variabilidade, que se poderá eventualmente justificar pelo frio e chuva que muito influenciam a sinistralidade no IP 5,mas que nem sempre se concentram nos mesmos meses. Os resultados apresentados pela modelação dos dados tratados desta forma revelaram-se insatisfatórios quanto à qualidade do ajustamento dos modelos, pelo que fomos levados a abandonar esta metodologia.

♦ Efectuámos também um ajustamento de calendário, ponderando os meses pelo seu número de dias, mas a sucessão transformada não apresentou diferenças significativas que justificassem a sua utilização em todo o estudo realizado.