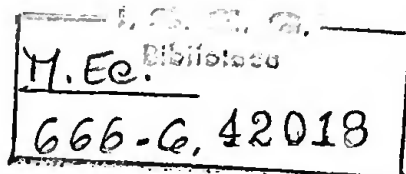
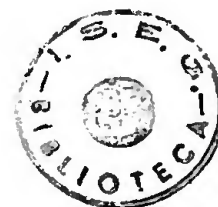


Instituto Superior de Economia e Gestão  
Universidade Técnica de Lisboa



HA30.3  
P47  
1994



RESERVADO

***INTERVENÇÕES EM  
SUCESSÕES CRONOLÓGICAS:  
UM DESENVOLVIMENTO  
DOS MODELOS ARIMA***

*(com uma aplicação ao estudo da  
sinistralidade rodoviária em Portugal)*

por

**ANTÓNIO EDUARDO Pinto Silvestre dos Santos PEREIRA**

Dissertação apresentada  
como requisito parcial para a obtenção do grau de  
Mestre em Matemática Aplicada à Economia e à Gestão

1994

Instituto Superior de Economia e Gestão

Universidade Técnica de Lisboa

***INTERVENÇÕES EM  
SUCESSÕES CRONOLÓGICAS:  
UM DESENVOLVIMENTO  
DOS MODELOS ARIMA***

*(com uma aplicação ao estudo da  
sinistralidade rodoviária em Portugal)*

ANTÓNIO EDUARDO PEREIRA

Dissertação apresentada  
como requisito parcial para a obtenção do grau de  
Mestre em Matemática Aplicada à Economia e à Gestão

Agosto de 1994

Ao Professor Bento Murteira, quero aqui deixar expresso o meu *muito obrigado*, sobretudo por ter sabido - primeiro só com os seus livros, mais tarde também com os seus ensinamentos transmitidos por via directa - ensinar-me a *gostar* da Estatística. O agradecimento justifica-se igualmente pelo apoio incondicional dado durante a feitura desta dissertação.

Quaisquer incorrecções ou omissões que porventura subsistam são, obviamente, da inteira responsabilidade do autor.

## Índice

<i>INTRODUÇÃO</i> .....	1
-------------------------	---

### PARTE I - MODELOS DE INTERVENÇÃO

1. <i>MODELOS DE INTERVENÇÃO</i> .....	6
1.1. Tipos de respostas com $\delta(B)=1$ .....	12
1.1.1. "Input" impulso .....	12
1.1.2. "Input" degrau .....	14
1.2. Tipos de respostas com $\delta(B)=1-\delta_1B$ .....	15
1.2.1. "Input" impulso .....	15
1.2.2. "Input" degrau. ....	18
1.3. Tipos de respostas com $\delta(B)=1-\delta_1B-\delta_2B^2$ .....	21
1.3.1. "Input" impulso. ....	23
1.3.2. "Input" degrau. ....	28
1.4. Modelização. ....	33

### PARTE II - CASO PRÁTICO:

#### A SINISTRALIDADE RODOVIÁRIA EM PORTUGAL

#### E O SEU COMBATE - O CONTROLO DA ALCOOLEMIA

2. <i>A PROBLEMÁTICA DA SINISTRALIDADE RODOVIÁRIA</i> .....	43
3. <i>A INFORMAÇÃO DISPONÍVEL</i> .....	44
3.1. Os dados. ....	45
3.2. As intervenções. ....	46
3.2.1. A representação das intervenções. ....	48

4. CRITÉRIOS ADOPTADOS NAS ESTIMAÇÕES	
<i>E NAS AVALIAÇÕES DE DIAGNÓSTICO</i> .....	50
5. SUCESSÃO $Y_1$ : ACIDENTES DE VIAÇÃO COM VÍTIMAS .....	51
5.1. Estacionarização e identificação do modelo do ruído. ....	52
5.2. Discussão de modelos alternativos. ....	53
5.3. Selecção de modelos. ....	56
5.4. O modelo de intervenção seleccionado. ....	57
5.5 Conclusões. ....	62
6. SUCESSÃO $Y_2$ : MORTOS EM ACIDENTES DE VIAÇÃO .....	65
6.1. Estacionarização e identificação do modelo do ruído. ....	66
6.2. Discussão de modelos alternativos. ....	66
6.3. O modelo de intervenção seleccionado. ....	68
6.4. Conclusões. ....	72
7. SUCESSÃO $Y_3$ : FERIDOS GRAVES EM ACIDENTES DE VIAÇÃO .....	73
7.1. Estacionarização e identificação do modelo do ruído. ....	74
7.2. Discussão de modelos alternativos. ....	75
7.3. Selecção de modelos. ....	76
7.4. O modelo de intervenção seleccionado. ....	78
7.5. Conclusões. ....	82
8. SUCESSÃO $Y_4$ : FERIDOS LEVES EM ACIDENTES DE VIAÇÃO .....	83
8.1. Estacionarização, identificação e um modelo alternativo para o ruído. ....	84
8.2. O modelo de intervenção seleccionado. ....	85
8.3. Conclusões. ....	89

<i>9. ALGUMAS REFLEXÕES FINAIS</i> .....	90
<i>ANEXO - Dados estatísticos: Acidentes de viação com vítimas, Mortos,</i> <i>Feridos graves e Feridos leves, por meses, de 1981 a 1992</i> <i>no território português do Continente.</i> .....	94
<i>BIBLIOGRAFIA.</i> .....	98

## *INTRODUÇÃO*

De entre as ambições do Homem, uma das mais antigas, das mais perseguidas e também das mais inatingíveis é a de prever o futuro. Quase sempre se revelam absolutamente insondáveis, os desígnios de Deus, da Natureza, ou, simplesmente, do Acaso. Em algumas situações, porém, é-nos dada a rara oportunidade de vislumbrar, para além do nosso tempo, algo mais do que as trevas. Descobrimos então que parte do que julgávamos imprevisível era apenas imprevisto. E o Homem realiza um pouco da sua vocação ancestral de adivinho...

Quando, em particular, se procuram prever fenómenos cuja incidência pode ser medida de forma quantitativa, a Matemática (e, dentro desta, a Estatística) pode revelar-se como uma razoável varinha de condão. Se, além disso, aqueles fenómenos se fizerem sentir (ou forem observados) em momentos aproximadamente equidistantes no tempo (ou se se referirem a intervalos de tempo de duração sensivelmente igual), cai-se no estudo das sucessões cronológicas, para o qual várias alternativas estão disponíveis. Podem citar-se, como principais vias metodológicas de tratamento estatístico de sucessões cronológicas, a econometria, o alisamento exponencial e os modelos de tipo ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average, por vezes também designados como metodologia de Box-Jenkins).

Saber qual daquelas vias metodológicas se afigura, em termos genéricos, como a "melhor" (em algum sentido que importaria precisar, mas que não poderia deixar de ter em conta o maior ou menor sucesso

das previsões proporcionadas) é, provavelmente, uma questão sem resposta. Apenas em face de cada situação concreta pode o analista **aspirar** a encontrar o melhor modelo de previsão possível para a sucessão (ou as sucessões) cronológica(s) em estudo. Regra geral, os modelos econométricos têm, face aos modelos univariados, a desvantagem de as previsões desejadas terem de ser obtidas à custa de outras previsões para as variáveis exógenas <sup>(1)</sup>. No entanto, algumas sucessões cronológicas, por representarem variáveis fortemente dependentes de outras, nunca poderão ser devidamente previstas no contexto de uma modelização univariada (Pack, 1990-a). Assim, por exemplo, os notáveis avanços conseguidos na construção de modelos econométricos para endogeneizar o Consumo Privado, tornam supérflua a tentativa de construir para a mesma variável um modelo univariado.

Na verdade, nenhuma sucessão cronológica pode ser devidamente prevista com base apenas no seu próprio passado. Assim, o princípio subjacente às metodologias univariadas é o de que a sucessão em estudo é gerada por uma estrutura desconhecida, a qual, no entanto, se mantém constante no tempo e pode ser devidamente inferida a partir apenas da própria sucessão. Porém, são frequentes as situações em que essa estrutura desconhecida sofre, definitiva ou temporariamente, alterações.

Deste modo, mesmo nos casos em que a modelização univariada se pode mostrar eficaz, não raras vezes ela necessita de ser ampliada, por forma a permitir tratar situações que não são cobertas pela estrutura

---

<sup>(1)</sup> Exceptuando, naturalmente, os casos (raros) em que as variáveis exógenas sejam exclusivamente constituídas por observações referentes a períodos anteriores e/ou por variáveis que possam ser consideradas como instrumentais, i. e.: cujo valor reflita, em cada momento ou período, a vontade de uma entidade (um Governo, por exemplo) que se supõe ser o utilizador do modelo.



tipo dos modelos univariados básicos, mas que são correntes em sucessões cronológicas realmente observadas. As chamadas "intervenções" são responsáveis por uma larga maioria dessas situações em que se altera a estrutura subjacente à realização observada da sucessão. Note-se que este tipo de alargamento da formulação original dos modelos é possível tanto nos modelos de tipo ARIMA, como na área do alisamento exponencial, como até pela via econométrica. No entanto, o presente trabalho restringe-se aos desenvolvimentos possíveis a partir dos modelos ARIMA originais, tal como foram concebidos por Box e Jenkins (1976) (2).

Ressalve-se, porém, que os modelos de intervenção não são apenas um desenvolvimento de uma metodologia de previsão destinado a melhorar a precisão das previsões possíveis de obter. São também (ou mesmo sobretudo) um meio privilegiado de obter uma avaliação da influência de um dado acontecimento sobre determinada sucessão cronológica, e também da forma como essa influência se distribui no tempo. Será de acordo com esta segunda perspectiva que os modelos de intervenção serão encarados no presente trabalho.

A primeira parte (teórica) trata da questão das intervenções. Depois de apresentada a forma genérica destes modelos, é dada particular atenção à caracterização de diversas formas possíveis de resposta da sucessão à ocorrência das intervenções. Inclui-se igualmente

---

(2) Alguns autores, aliás, defendem que os modelos de tipo ARIMA são mais permeáveis a este tipo de desenvolvimentos. Pack (1990-a) afirma: "(...) one should recognize that, conceptually, ARIMA models are more readily expanded than simpler method's models to represent real world time series (...)", devendo entender-se por "métodos mais simples" a generalidade dos modelos de alisamento exponencial, entre outros.

uma breve discussão sobre as particularidades das fases de identificação e de avaliação de diagnóstico nos modelos de intervenção.

A segunda e última parte (empírica), consiste numa aplicação da metodologia apresentada a um caso prático: o estudo da sinistralidade rodoviária em Portugal. Particularmente em foco estará o estudo dos efeitos das principais medidas adoptadas no âmbito do combate à condução sob os efeitos do álcool. Serão analisadas quatro sucessões cronológicas, relativas à ocorrência de acidentes de viação e aos seus efeitos em termos de vítimas, segundo a gravidade: mortais, feridos graves e feridos ligeiros.

# *PARTE I*

## *MODELOS DE INTERVENÇÃO*

## ***1. MODELOS DE INTERVENÇÃO***

Os modelos de intervenção foram desenvolvidos por Box e Tiao (1975) com o objectivo de avaliar estatisticamente as consequências de uma dada intervenção (por exemplo, por parte dos poderes públicos) sobre uma dada variável relevante, vista como uma sucessão cronológica. Atribui-se a designação genérica de "intervenção" (3) a qualquer acontecimento bem identificado susceptível de influenciar o andamento da sucessão em estudo, como por exemplo: guerras, greves, golpes de Estado, alterações legislativas, campanhas de publicidade, alterações no preço de um produto, medidas pontuais de política económica, etc..

Os modelos de intervenção são dinâmicos, uma vez que permitem dosear a resposta da sucessão ao longo do tempo. São, no fundo, simples modelos de função transferência (Box e Jenkins, 1976), apenas com uma particularidade: a sucessão (ou as sucessões) de "input" são variáveis artificiais, que em cada momento assumem apenas os valores "0" ou "1" consoante a intervenção em causa esteja ou não em vigor. Esta pequena diferença torna, no entanto, impossível que a fase de identificação do modelo siga os passos conhecidos dos modelos de função transferência vulgares (4). De facto, num modelo de intervenção, a sucessão "input" não é (ao contrário do que acontece nos modelos de

---

(3) Esta designação foi introduzida por Glass (1972), com base em Box e Tiao (1965).

(4) Pelo menos conhecidos dos modelos de função de transferência com apenas uma sucessão "input", pois, como se sabe, a identificação é bastante mais problemática nos modelos com múltiplos "inputs".

função transferência ordinários) constituída por observações de variáveis aleatórias (não é uma realização de um processo estocástico), pelo que não faz qualquer sentido pretender calcular a função de covariância cruzada entre "input" e "output". Consequentemente, também não é lícito recorrer à função de correlação cruzada para tentar identificar o modelo, pois esta teria de ser obtida à custa da covariância cruzada. Torna-se pois necessário desenvolver uma outra rotina de identificação para estes modelos.

A forma genérica de um modelo de intervenção (tendo como "input" uma só intervenção) para uma dada sucessão observada  $\{Y_t\}$  ("output") é dada por:

$$Y_t^{(\lambda)} = f(k; I; t) + N_t \quad (1.1)$$

onde  $Y_t^{(\lambda)}$  é uma transformação adequada de  $Y_t$  (por exemplo,  $\log Y_t$ ,  $(Y_t)^{-1}$ ,  $(Y_t)^{1/2}$  ou o próprio  $Y_t$ ),  $f(k; I; t)$  é uma função que modeliza de forma dinâmica a resposta do "output" a uma dada intervenção  $I$  ao longo do tempo  $t$  e em função de um conjunto  $k$  de parâmetros desconhecidos e  $N_t$  é uma "variação estocástica de fundo", designada por ruído (5). Para um modelo com múltiplas intervenções, tem-se:

$$Y_t^{(\lambda)} = \left[ \sum_{j=1}^m f(k_j; I_j; t) \right] + N_t \quad (1.2)$$

---

(5) "Stochastic background variation", "noise" (Box e Tiao, 1975).



onde  $k_j$  representa o conjunto de parâmetros (desconhecidos) associados à  $j$ -ésima variável de intervenção ( $I_j$ ).

As variáveis de intervenção mais vulgarmente utilizadas são de dois tipos: função impulso e função degrau (6). A função impulso é definida como:

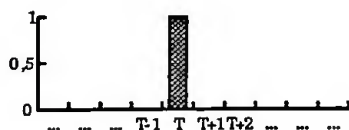
$$I_t = P_t^{(T)} = \begin{cases} 0; & t \neq T \\ 1; & t = T \end{cases} \quad (1.3)$$

e a função degrau, segundo:

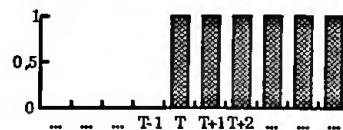
$$I_t = D_t^{(T)} = \begin{cases} 0; & t < T \\ 1; & t \geq T \end{cases} \quad (1.4)$$

As Fig. 1.1 e 1.2 mostram, respectivamente, as funções impulso e degrau.

**Fig. 1.1 - Função Impulso**



**Fig. 1.2 - Função Degrão**



---

(6) Terminologia portuguesa introduzida por Murteira, Müller e Turkman (1993) para designar, respectivamente, "pulse function" e "step function".

É intuitivo utilizar uma função impulso para representar uma intervenção que vigora apenas durante um período coberto por uma única observação (por exemplo: uma campanha eleitoral de 20 dias incluídos todos no mesmo mês, face aos registos mensais das vendas de jornais) e uma função degrau para representar aquele tipo de intervenção que se mantém indefinidamente em vigor (tal como a adesão à Comunidade Europeia, por exemplo). No entanto, é absolutamente indiferente utilizar-se uma ou outra função, pois entre elas existe uma relação muito simples, dada por

$$\begin{aligned}
 P_t^{(T)} &= D_t^{(T)} - D_{t-1}^{(T)} \\
 \Leftrightarrow & \\
 P_t^{(T)} &= (1 - B)D_t^{(T)}
 \end{aligned}
 \tag{1.5}$$

sendo  $B$  o operador de atraso definido da forma habitual:  $BX_t = X_{t-1}$ .

Deve realçar-se a possibilidade de definir outros tipos de variáveis de intervenção, de acordo com as necessidades do estudo que se pretende realizar. Box e Tiao (1975), por exemplo, num estudo sobre controle de poluição atmosférica em Los Angeles, introduziram, a par duma função degrau vulgar, duas outras funções definidas por

$$\xi_{1t} = \begin{cases} 1 & ; \text{ nos meses de "Verão" (Junho a Outubro), desde 1966} \\ 0 & ; \text{ nos restantes meses} \end{cases}$$

e

$$\xi_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{; nos meses de "In verno" (No vembro a Maio), desde 1966} \\ 0 & \text{; nos restantes meses,} \end{cases}$$

as quais configuram, no fundo, uma função degrau com início em Janeiro de 1966 mas capaz de discriminar entre meses "quentes" e "frios". Noutras situações, é possível evitar a proliferação de funções impulso correspondentes a uma mesma intervenção que se mantém durante algum tempo (correspondente a mais do que uma observação) e que depois cessa. Vejamos um exemplo: suponhamos que durante três semanas era interrompida a cobrança de uma portagem e se pretendia aferir a influência de tal facto sobre os registos semanais de intensidade de tráfego na rodovia em causa. Evidentemente, seria possível representar a interrupção da cobrança de portagem através de três variáveis impulso, uma para cada semana em que não tivesse havido cobrança. Mas, no pressuposto de que nenhuma razão levasse a pensar que a influência da não cobrança de portagem sobre a intensidade de tráfego fosse diferente em semanas diferentes, poder-se-ia igualmente utilizar uma única variável, que assumisse o valor 1 apenas nas três semanas sem cobrança (correspondentes, por exemplo, às semanas  $T$ ,  $T+1$  e  $T+2$ ). Teríamos então a seguinte variável de intervenção:



$$I_t^{(T;T+2)} = \begin{cases} 1 & ; (T \leq t \leq T+2) \\ 0 & ; (t < T) \vee (t > T+2) \end{cases} \quad (1.6)$$

a qual constitui uma espécie de "impulso prolongado" entre  $T$  e  $T+2$ .

A influência de uma dada intervenção  $I_t$  sobre a sucessão "output" é representada pela função  $f(k; I; t)$  (7), que genericamente é da forma

$$\frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b I_t \quad (1.7)$$

com  $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$  e  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ . Os parâmetros  $(b, \omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_r)$  constituem o conjunto de parâmetros  $k$  referido em (1.1). Note-se que o parâmetro  $b$  representa o atraso (número de períodos) após o qual o efeito da intervenção começa a fazer sentir-se sobre o "output". Por seu turno, os coeficientes do polinómio  $\omega(B)$  representam os efeitos "iniciais" (correspondentes aos primeiros  $s$  períodos após o instante  $T+b$ ) da intervenção, enquanto o polinómio  $\delta(B)$  ilustra a maneira como a sucessão "output" repercute no tempo aqueles efeitos "iniciais", anulando-os, atenuando-os, perpetuando-os ou, até, potenciando-os. Por isso se usa dizer que o polinómio  $\delta(B)$  representa os efeitos "permanentes" da intervenção. As raízes do polinómio  $\omega(B)$  supõem-se localizadas fora do círculo de raio unidade, isto é:

---

(7) Geralmente designada como função de transferência.

$$\omega(B) \neq 0; \quad \forall B: |B| \leq 1 \quad (1.8)$$

Quanto a  $\delta(B)$ , as suas raízes admite-se que estejam fora do círculo unitário ou sobre ele:

$$\delta(B) \neq 0; \quad \forall B: |B| < 1 \quad (1.9)$$

A forma do polinómio  $\delta(B)$  (nomeadamente a circunstância de ter ou não alguma raíz de módulo unitário) determina a maneira como, a longo prazo, a sucessão "output" continua ou não a responder à intervenção ocorrida. Vejam-se alguns exemplos.

### ***1.1. Tipos de respostas com $\delta(B)=1$***

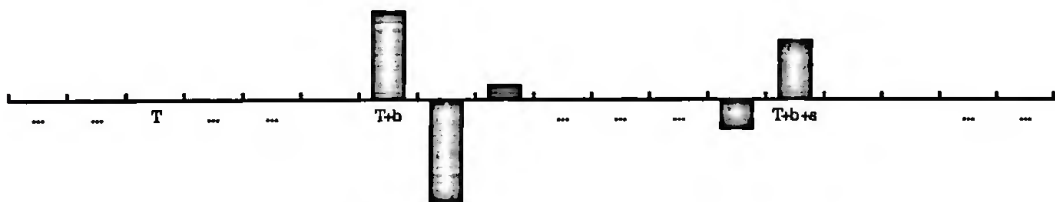
#### ***1.1.1. "Input" impulso***

O caso mais simples é, sem dúvida, o de  $\delta(B)=1$ . Nesta situação, tem-se, para um intervenção de tipo impulso, a seguinte função de transferência (agora notada, para maior simplicidade, por  $v$ , em vez de  $f(k;I;t)$ ):

$$v_i = \begin{cases} 0 & ; t < T+b \\ \omega_0 & ; t = T+b \\ -\omega_i & ; t = T+b+i ; 1 \leq i \leq s \\ 0 & ; t > T+b+s \end{cases} \quad (1.10)$$

A Fig. 1.3 mostra uma resposta provocada por um "input" impulso com  $\delta(B)=1$ . Note-se que para os momentos  $(T+b; \dots; T+b+s)$  a função de transferência não tem um figurino definido, estando dependente dos valores (módulo e sinal) dos parâmetros  $\omega_i$ . Assim, a evolução mostrada na Fig. 1.3 durante aquele período é meramente exemplificativa. Antes de  $T+b$  e depois de  $T+b+s$ , o impulso não exerce qualquer influência sobre a sucessão "output".

**Fig. 1.3 - Resposta a uma intervenção impulso com  $\delta(B)=1$**



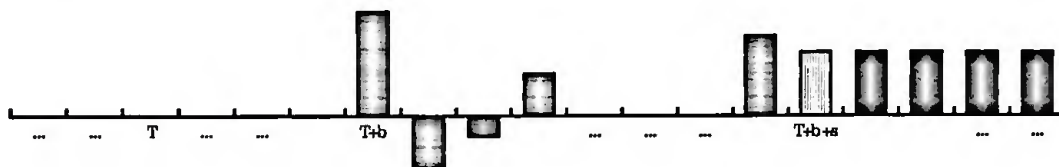
### 1.1.2. "Input" degrau

Ainda com  $\delta(B)=1$ , mas agora face a uma intervenção de tipo degrau, a resposta seria:

$$v_t = \begin{cases} 0 & ; t < T+b \\ \omega_0 & ; t = T+b \\ \omega_0 - \sum_{j=1}^i \omega_j & ; t = T+b+i ; 1 \leq i < s \\ \omega_0 - \sum_{j=1}^s \omega_j & ; t \geq T+b+s \end{cases} \quad (1.11)$$

A Fig. 1.4 ilustra um exemplo duma resposta como a mencionada em (1.11). Mais uma vez se verifica não só que a transferência é nula antes de  $T+b$ , como também que nos momentos  $(T+b; \dots; T+b+s)$  a resposta não tem qualquer figurino definido (a evolução mostrada na Fig. 1.4 é apenas ilustrativa). No entanto, desta vez, observa-se que a partir de  $T+b+s$  (inclusive) a intervenção provoca uma resposta permanente e invariável.

**Fig. 1.4 - Resposta a uma intervenção degrau com  $\delta(B)=1$**



### **1.2. Tipos de respostas com $\delta(B)=1-\delta_1B$**

Outro caso que vale a pena analisar é o de  $\delta(B)=1-\delta_1B$ . A hipótese segundo a qual as raízes de  $\delta(B)$  estão fora do círculo de raio unidade ou sobre ele, traduz-se neste caso pela exigência

$$|\delta_1| \leq 1. \quad (1.12)$$

#### **1.2.1. "Input" impulso**

Para um "input" impulso, a resposta dada pela sucessão é agora a seguinte:

$$v_t = \begin{cases} 0 ; & t < T+b \\ \omega_0 ; & t = T+b \\ \omega_0 \delta_1^i - \sum_{j=1}^i \omega_j \delta_1^{i-j} ; & t = T+b+i ; 1 \leq i < s \\ \delta_1^t \left[ \omega_0 \delta_1^{-(T+b)} - \sum_{j=1}^s \omega_j \delta_1^{-(T+b+j)} \right] ; & t \geq T+b+s \end{cases} \quad (1.13)$$

Como sempre, a resposta é nula antes de  $T+b$  e evolui de forma indefinida no período  $(T+b; \dots; T+b+s)$ . A partir de  $T+b+s$ , o tipo de resposta depende exclusivamente do valor de  $\delta_1$ . Assim, para  $0 < \delta_1 < 1$ , a resposta da sucessão começa a tender para zero, seja por valores positivos (caso ilustrado pela Fig. 1.5-a)), seja por valores negativos (Fig. 1.5-b)), dependendo do sinal de  $v_{T+b+s}$ . Quando  $-1 < \delta_1 < 0$ , a resposta do "output" tende para zero alternando valores positivos com negativos (Fig. 1.6) e quando  $\delta_1 = -1$  a resposta estabiliza em módulo e alterna de sinal entre  $\left[ \omega_0 + \omega_1 - \omega_2 + \omega_3 - \omega_4 + \omega_5 - \omega_6 + \dots + (-1)^{s+1} \cdot \omega_s \right]$  para  $(t-T-b)$  par e  $(-1) \cdot \left[ \omega_0 + \omega_1 - \omega_2 + \omega_3 - \omega_4 + \omega_5 - \omega_6 + \dots + (-1)^{s+1} \cdot \omega_s \right]$  para  $(t-T-b)$  ímpar (Fig. 1.7). Com  $\delta_1 = 0$ , cai-se evidentemente na situação referida em 1.1.1.. Com  $\delta_1 = 1$ , e relembrando a relação (1.5), tudo se passa como se na verdade se tivesse um "input" degrau e  $\delta(B)=1$  (situação representada pela Fig. 1.4).

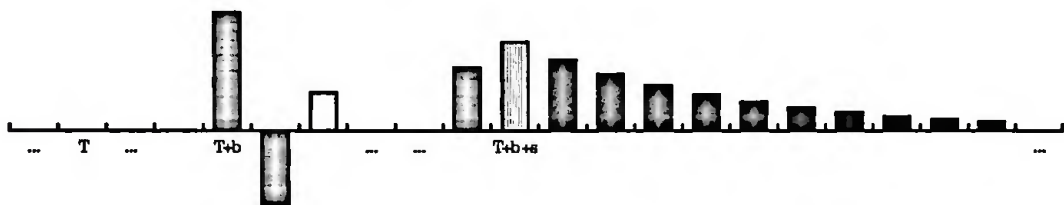
Aparentemente, os casos em que  $\delta_1 < 0$  revestem-se de menor interesse prático, pois é difícilmente concebível uma situação em que, a partir de certa data, a transferência motivada pelo impulso seja

alternadamente "favorável" e "desfavorável" (positiva e negativa) à sucessão "output".

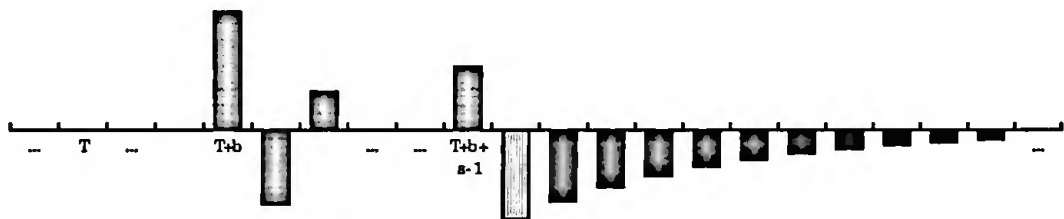
**Fig. 1.5 - Resposta a uma intervenção impulso com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B$**

**e com  $0 < \delta_1 < 1$**

**a) -  $v_{T+b+s} > 0$**



**b) -  $v_{T+b+s} < 0$**



**Fig. 1.6 - Resposta a uma intervenção impulso com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B$**

**e com  $-1 < \delta_1 < 0$**

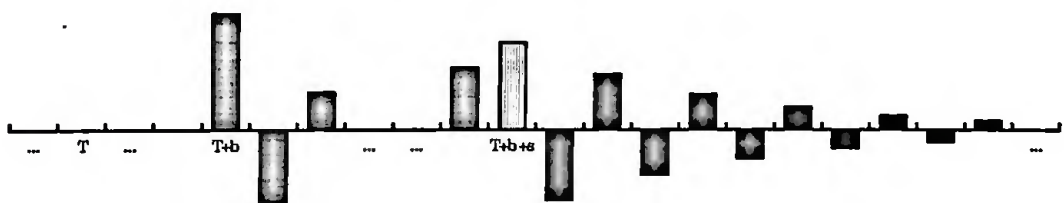
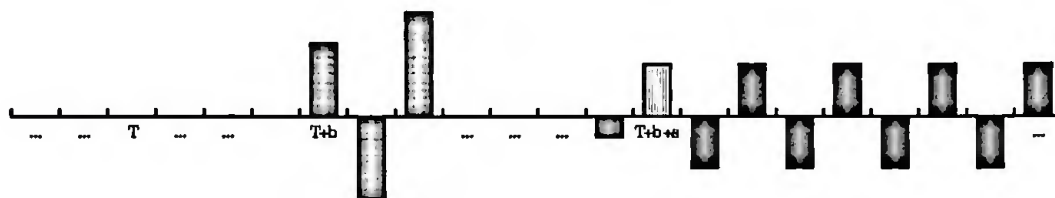


Fig. 1.7 - Resposta a uma intervenção impulso com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B$

e com  $\delta_1 = -1$



### 1.2.2. "Input" degrau

Quando o "input" consiste numa função degrau, e ainda com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B$ , a função de transferência é:

$$v_t = \begin{cases} 0 ; & t < T+b \\ \omega_0 ; & t = T+b \\ \omega_0 \sum_{j=0}^i \delta_1^j - \sum_{m=1}^i (\omega_m \sum_{n=0}^{i-m} \delta_1^n) ; & t = T+b+i ; 1 \leq i < s \\ \omega_0 \sum_{j=0}^{t-T-b} \delta_1^j - \sum_{m=1}^s (\omega_m \sum_{n=0}^{t-T-b-m} \delta_1^n) ; & t \geq T+b+s \end{cases} \quad (1.14)$$

Naturalmente, continua a verificar-se a característica geral de a resposta do "output" ser nula antes de  $T+b$  e evoluir de modo indefinido até  $T+b+s$ . A partir daí, a forma como a resposta evolui depende do valor de  $\delta_1$ . Assim, com  $|\delta_1| < 1$  (e para  $\delta_1$  não nulo), a função de transferência tende para  $(\omega_0 - \omega_1 - \omega_2 - \dots - \omega_s) / (1 - \delta_1)$ . No entanto, a

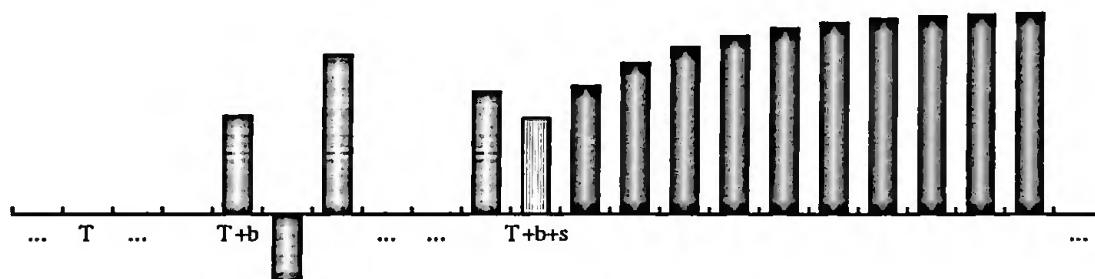


aproximação ao nível da assíntota pode ser feita através de uma série de avanços e recuos, caso  $\delta_1 < 0$ . A Fig. 1.8-a) mostra uma situação com  $0 < \delta_1 < 1$  e na Fig. 1.8-b) tem-se  $-1 < \delta_1 < 0$ . Em ambos os casos, supõe-se  $(\omega_0 - \omega_1 - \omega_2 - \dots - \omega_s) > 0$ . Para  $\delta_1 = 1$ , a resposta evolui linearmente, com declive  $(\omega_0 - \omega_1 - \omega_2 - \dots - \omega_s)$  (na Fig. 1.9 supõe-se uma situação com declive positivo). Com  $\delta_1 = -1$  tem-se novamente um caso com pouco interesse prático, em que a resposta do "output" passa a alternar entre  $(\omega_0 - \omega_2 - \omega_4 - \omega_6 - \dots)$  para  $(t-T-b)$  par e  $(-\omega_1 - \omega_3 - \omega_5 - \omega_7 - \dots)$  quando  $(t-T-b)$  é ímpar (situação exemplificada na Fig. 1.10).

**Fig. 1.8 - Resposta a uma intervenção degrau com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B$  e com**

$$|\delta_1| < 1$$

a)  $0 < \delta_1 < 1$



b)  $-1 < \delta_1 < 0$

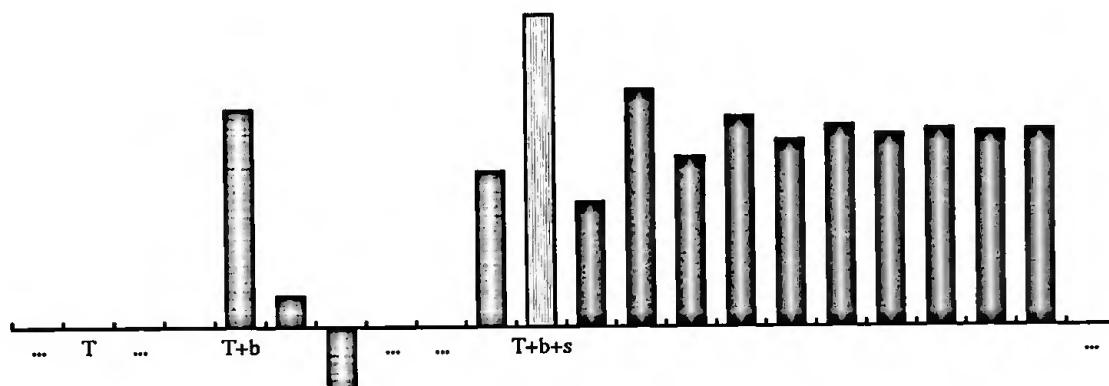


Fig. 1.9 - Resposta a uma intervenção degrau com  $\delta(B)=1-\delta_1 B$  e com  $\delta_1 = 1$

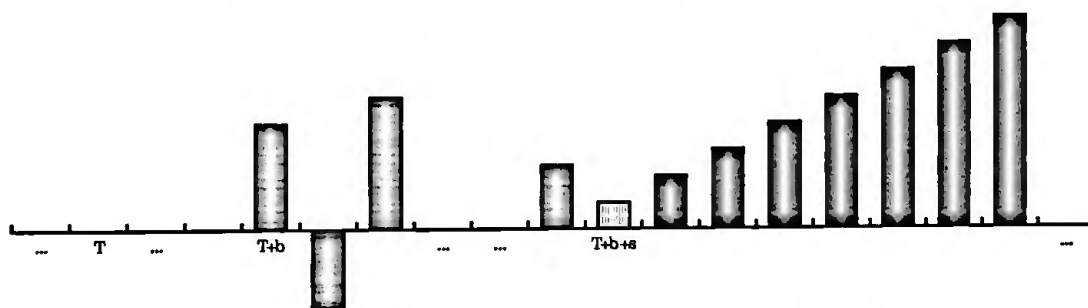
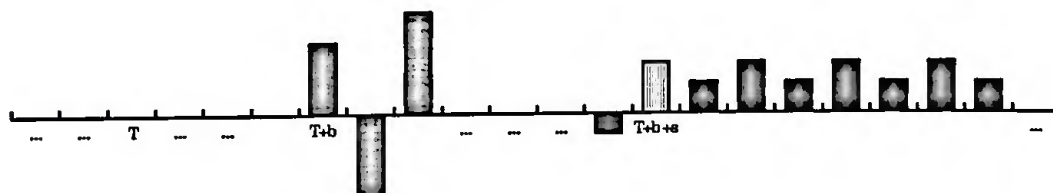


Fig. 1.10 - Resposta a uma intervenção degrau com  $\delta(B)=1-\delta_1 B$  e com  $\delta_1 = -1$



### 1.3. Tipos de respostas com $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2$

Se é verdade que, teoricamente, não se impõe qualquer limite máximo à ordem  $r$  do polinómio  $\delta(B)$  (nem, aliás, à ordem  $s$  do polinómio  $\omega(B)$ ), também o é, no entanto, que a consideração de modelos com  $r = 2$  não pode deixar de levantar já algumas dúvidas quanto à manutenção da observância do princípio da parcimónia, tão essencial nos modelos de função transferência, como na modelização ARIMA convencional ou em qualquer outro tipo de modelização estatística. Ainda assim, valerá talvez a pena estudar quais os tipos de funções de transferência passíveis de serem originados nestes casos.

A restrição de que as raízes do polinómio  $\delta(B)$  estejam fora ou sobre o círculo de raio unidade, conduz ao seguinte conjunto de valores para  $(\delta_1; \delta_2)$ :

$$\Delta = \{ (\delta_1; \delta_2) : (\delta_1 + \delta_2 \leq 1) \wedge (\delta_2 - \delta_1 \leq 1) \wedge (-1 \leq \delta_2 \leq 1) \}. \quad (1.15)$$

A Fig. 1.11 mostra, no plano  $(\delta_1; \delta_2)$ , a representação gráfica desse conjunto. Os pontos admissíveis são os localizados no interior e sobre o triângulo desenhado na figura; acima e sobre o arco de parábola igualmente desenhado, localizam-se os pontos correspondentes a raízes reais para o polinómio  $\delta(B)$ ; abaixo do mesmo arco, as raízes de  $\delta(B)$

são imaginárias. Os pontos localizados sobre o triângulo correspondem à existência de raízes de módulo unitário para o polinómio  $\delta(B)$ .

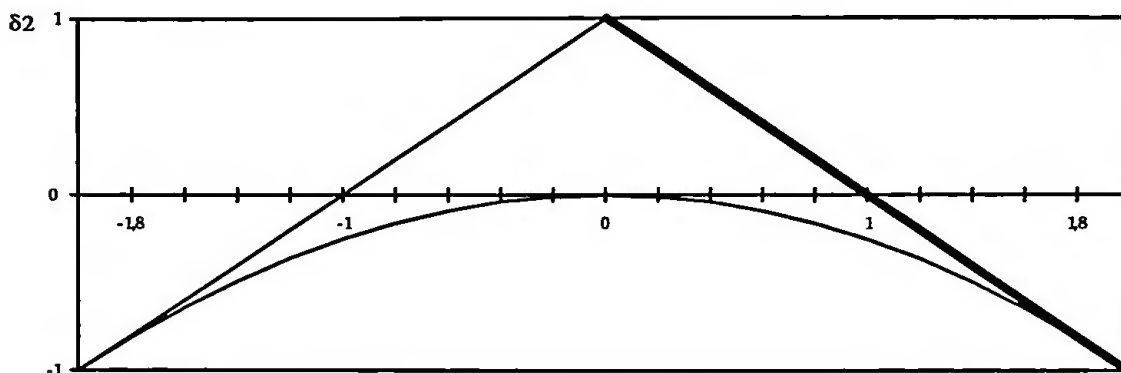
No entanto, e conforme se verá nos pontos 1.3.1. e 1.3.2., os casos com potencial interesse prático situam-se apenas no interior do triângulo e num dos seus lados (representado com um traço mais cheio na Fig. 1.11). Assim, os casos com maior interesse prático estão contidos no seguinte sub-conjunto de  $\Delta$ :

$$\Delta^* = \{ (\delta_1; \delta_2) : (\delta_1 + \delta_2 \leq 1) \wedge (\delta_2 - \delta_1 < 1) \wedge (-1 < \delta_2 < 1) \} \cup \quad (1.16)$$

$$\cup (\delta_1 = 0; \delta_2 = 1) \cup (\delta_1 = 2; \delta_2 = -1)$$

Note-se que não é dito que todos os elementos de  $\Delta^*$  possam ter interesse prático, mas tão só que esse interesse não se encontra fora de  $\Delta^*$ .

**Fig. 1.11 - Região do plano  $(\delta_1; \delta_2)$  correspondente à restrição de que as raízes de  $\delta(B)$  tenham módulo superior ou igual à unidade**



81

### 1.3.1. "Input" impulso

Para uma intervenção de tipo impulso, a função de transferência assume agora a seguinte forma:

$$v_t = \begin{cases} 0 & ; t < T+b \\ \omega_0 & ; t = T+b \\ \omega_0 \sum_{i=0}^{(t-T-b)^*} [\delta_1^{t-T-b-2i} \cdot \delta_2^i \cdot ({}^i_{t-T-b-i})] - \\ \quad - \sum_{h=1}^{\min(t-T-b; s)} [\omega_h \cdot \sum_{i=0}^{(t-T-b-h)^*} [\delta_1^{t-T-b-h-2i} \cdot \delta_2^i \cdot ({}^i_{t-T-b-h-i})]] & ; t > T+b \end{cases} \quad (1.17)$$

onde  $(t-T-b)^*$  e  $(t-T-b-h)^*$  são definidos pela relação abaixo:

$$(m)^* = \begin{cases} \frac{m}{2} ; m \text{ par} \\ \frac{m-1}{2} ; m \text{ ímpar.} \end{cases} \quad (1.18)$$

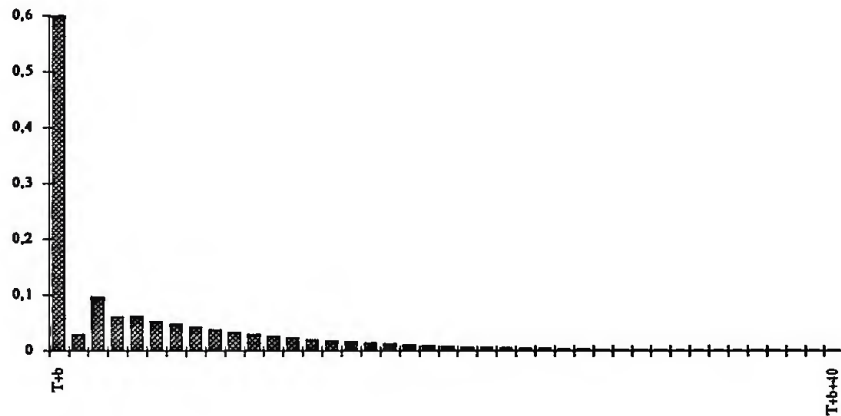
Naturalmente, mantém-se a regra segundo a qual a transferência motivada pelo "input" é nula antes de  $(T+b)$  e evolui de forma indeterminada (dependente de  $\omega(B)$ ) entre  $(T+b)$  e  $(T+b+s)$ . A partir de  $(T+b+s)$ , a resposta da sucessão "output" depende dos valores de  $\delta_1$  e  $\delta_2$ .

Quando  $(\delta_1; \delta_2)$  é tal que as raízes de  $\delta(B)$  têm ambas módulo superior à unidade (pontos localizados no interior do triângulo da Fig. 1.11), a transferência para o "output" começa a tender para zero a partir de  $(T+b+s)$ . No entanto, a forma como a função de transferência tende para zero pode ser muito diversa e até, por vezes, bastante improvável. A Fig. 1.12 exemplifica alguns casos; a situação c) afigura-se de difícil aceitação, pois nela a intervenção tem um efeito alternadamente "favorável" e "desfavorável" (i.e.: positivo e negativo) à sucessão "output"; na situação b) também se verifica que a transferências positivas se seguem outras negativas e vice-versa, mas tal acontece de modo mais suave e, portanto, mais verosímil.

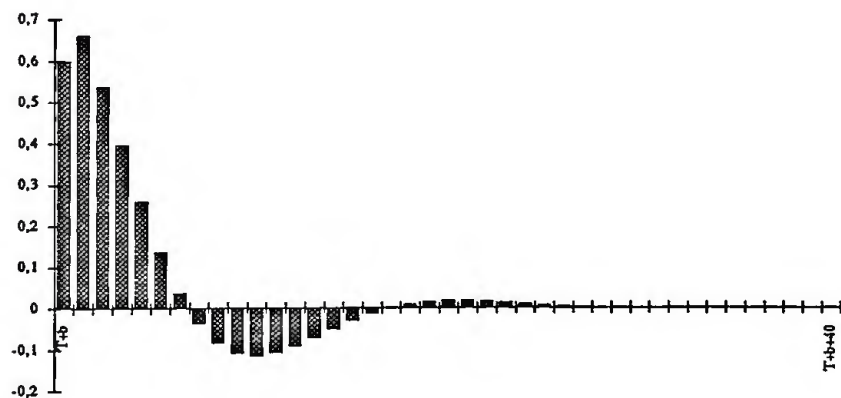
**Fig. 1.12 - Exemplos de respostas a um "input" impulso, com  $\delta(B)=1-\delta_1B-\delta_2B^2$  e com ambas as raízes de  $\delta(B)$  superiores, em módulo, à unidade.**

**Simulações feitas para  $\omega(B)=0,6-0,3B-0,1B^2$ .**

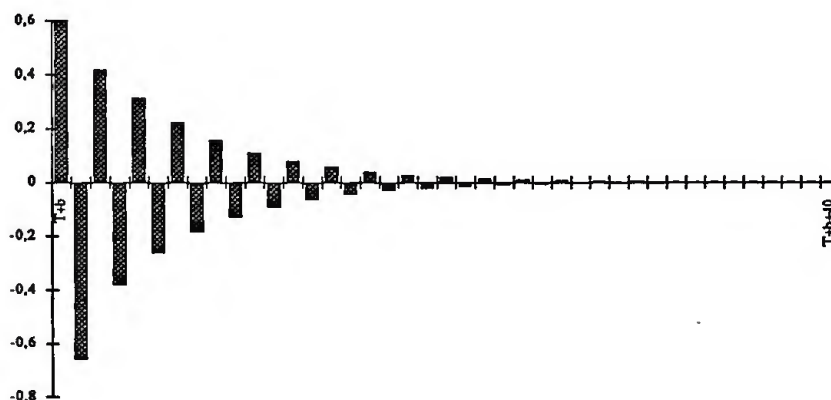
**a): ( $\delta_1 = 0,55$  ;  $\delta_2 = 0,3$ )**



**b): ( $\delta_1 = 1,6$  ;  $\delta_2 = -0,7$ )**



c):  $(\delta_1 = -0,6 ; \delta_2 = 0,2)$



Quando se tem  $(\delta_1 + \delta_2 = 1)$  e  $(0 < \delta_1 < 2)$ , a função de transferência, a partir do momento  $(T+b+s)$ , tende para um dado valor, geralmente diferente de zero:

$$\begin{aligned}
 [(\delta_1 + \delta_2 = 1) \wedge (0 < \delta_1 < 2)] \Rightarrow \lim_{t \rightarrow +\infty} v_t = v_\infty &= \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{2 - \delta_1} \\
 &= \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{1 + \delta_2}
 \end{aligned}
 \tag{1.19}$$

Com  $(\delta_1 = 2 ; \delta_2 = -1)$ , a função transferência evolui linearmente a partir de  $(T+b+s)$ , com declive  $(\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s)$ :

$$(\delta_1 = 2; \delta_2 = -1) \Rightarrow (v_{t+1} - v_t) = \omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s ; \forall t: t \geq T+b+s \tag{1.20}$$



Nas restantes situações, obtêm-se funções de transferência para as quais dificilmente se vislumbra alguma aplicação prática.

Com  $(\delta_2 - \delta_1 = 1)$  e  $(-2 < \delta_1 < 0)$ , tem-se que a partir de  $(T+b+s)$  o módulo da função transferência tende para o módulo da expressão (1.19), mas o respectivo sinal é alternadamente positivo e negativo.

Com  $(\delta_1 = 0 ; \delta_2 = 1)$ , a função de transferência alterna entre  $v_t = v_{T+b+s-1}$  , para  $t=(T+b+s+m)$  e  $m$  ímpar, e  $v_t = v_{T+b+s}$  , para  $t=(T+b+s+m)$  e  $m$  par.

Com  $(\delta_1 = -2 ; \delta_2 = -1)$  o módulo da função de transferência evolui linearmente com um declive dado pelo módulo da expressão (1.20), mas o respectivo sinal é alternado. Nas restantes situações em que  $\delta_2 = -1$  , (agora com  $-2 < \delta_1 < 2$ ), a função de transferência passa, a partir de  $(T+b+s)$ , a oscilar dentro dum intervalo constante no tempo. Como casos particulares, vejam-se algumas situações. Com  $(\delta_1 = 0 ; \delta_2 = -1)$ , a função de transferência é dada, a partir de  $(T+b+s)$ , por:

$$v_t = \begin{cases} v_{T+b+s-1} (-1)^{\frac{m+1}{2}} ; t = T+b+s+m ; m \text{ ímpar} \\ v_{T+b+s} (-1)^{\frac{m}{2}} ; t = T+b+s+m ; m \text{ par} \end{cases} \quad (1.21)$$

Com  $(\delta_1 = -1 ; \delta_2 = -1)$ , a função de transferência, a partir de  $(T+b+s)$ , repete infinitamente a seguinte sucessão de valores:

$$\dots; -(v_{T+b+s} + v_{T+b+s-1}); (v_{T+b+s-1}); (v_{T+b+s}); \dots$$

Com  $(\delta_1 = 1; \delta_2 = -1)$ , a função de transferência também repete infinitamente, a partir de  $T+b+s$ , uma sucessão de valores, que no caso é

$$\dots; (v_{T+b+s} - v_{T+b+s-1}); -(v_{T+b+s-1}); -(v_{T+b+s}); (v_{T+b+s-1} - v_{T+b+s}); (v_{T+b+s-1}); (v_{T+b+s}); \dots$$

### 1.3.2. "Input" degrau

Se se tiver uma intervenção do tipo degrau, e ainda com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2$ , a função de transferência assume a seguinte forma:

$$v_t = \begin{cases} 0; & t < T+b \\ \omega_0; & t = T+b \\ \omega_0 \sum_{i=0}^{(t-T-b)^*} \left[ \delta_2^i \sum_{j=0}^{t-T-b-2i} \delta_1^j \binom{j+i}{i} \right] - \sum_{h=1}^{\min(t-T-b, s)} \left[ \omega_h \sum_{i=0}^{(t-T-b-h)^*} \left[ \delta_2^i \sum_{j=0}^{t-T-b-h-2i} \delta_1^j \binom{j+i}{i} \right] \right]; & t > T+b \end{cases} \quad (1.22)$$

onde  $(t-T-b)^*$  e  $(t-T-b-h)^*$  são definidos segundo a expressão (1.18).

O comportamento da função de transferência conforme é dada pela expressão (1.22), mantém-se indeterminado (dependente de  $\omega(B)$ ) entre  $(T+b)$  e  $(T+b+s)$ . A partir de  $(T+b+s)$ , a evolução da resposta dada pela sucessão "output" ao "input" degrau depende exclusivamente dos parâmetros  $\delta_1$  e  $\delta_2$ .

Assim, quando  $(\delta_1; \delta_2)$  é tal que o polinómio  $\delta(B)$  tem exclusivamente raízes de módulo superior à unidade (situação representada pelo interior do triângulo da Fig. 1.11), a função de transferência tende, a partir de  $(T+b+s)$ , para o valor

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} v_t = v_\infty = \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{1 - \delta_1 - \delta_2} \quad (1.23)$$

A forma como o valor da função se aproxima daquele valor limite pode ser muito diversa, à semelhança das formas como, com um "input" impulso e nas mesmas condições para o polinómio  $\delta(B)$ , a função se anula (ver Fig. 1.12).

Quando  $\delta_1 + \delta_2 = 1$ , a expressão (1.23) mantém-se válida, indicando que a função de transferência cresce (ou diminui) indefinidamente:

$$(\delta_1 + \delta_2 = 1) \Rightarrow \lim_{t \rightarrow +\infty} v_t = v_\infty = \pm \infty \quad (1.24)$$

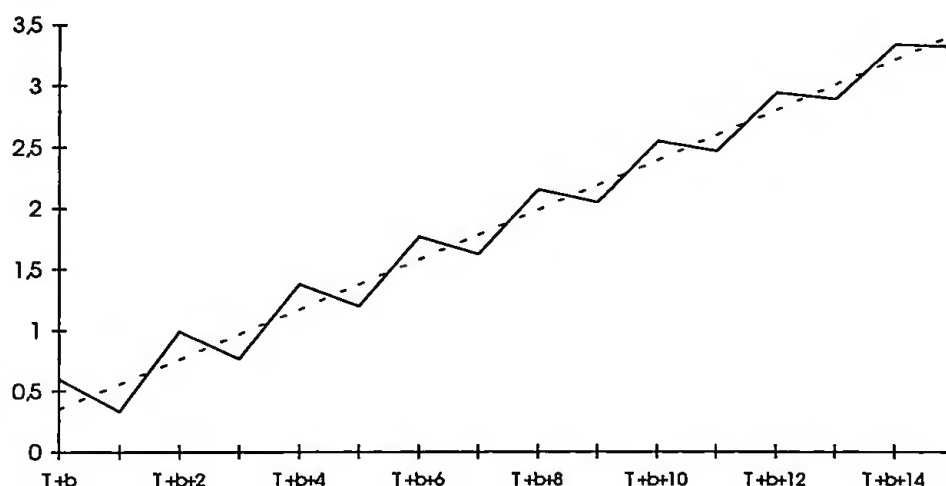
Com  $(\delta_1 + \delta_2 = 1)$  e  $(0 < \delta_1 < 1)$  ou  $(1 < \delta_1 < 2)$ , a função de transferência passa, a partir de  $(T+b+s)$ , a tender para uma assíntota oblíqua. O declive da recta assíntota é dado pela expressão seguinte:

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} (v_t - v_{t-1}) = \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{2 - \delta_1} = \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{1 + \delta_2} \quad (1.25)$$

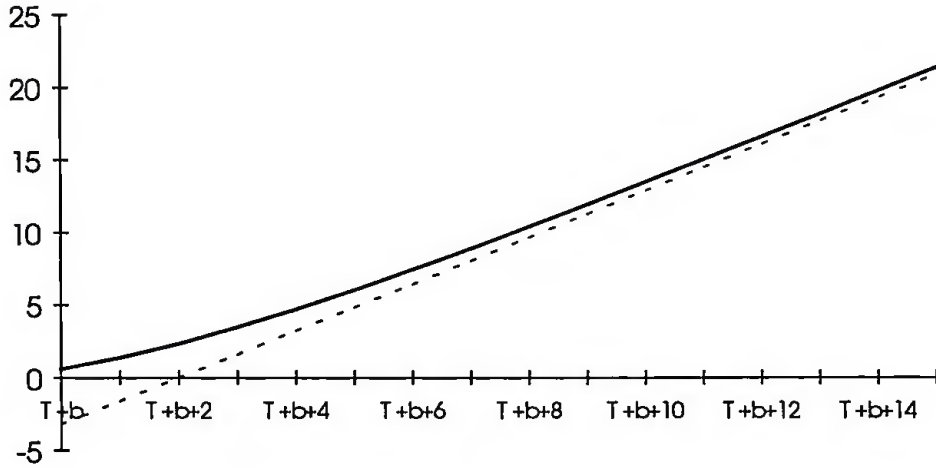
Para  $(0 < \delta_1 < 1)$ , a aproximação faz-se "serpenteando" em torno da assíntota, enquanto para  $(1 < \delta_1 < 2)$  a aproximação se faz por aumentos (ou diminuições) sucessivos dos incrementos da função transferência. A Fig. 1.13 mostra exemplos destas situações; para maior facilidade de interpretação, a função de transferência aparece representada como se de uma função contínua se tratasse e, além disso, os gráficos incluem também (a tracejado) a representação de uma recta com o mesmo declive da assíntota.

**Fig. 1.13 - Exemplos de respostas a um "input" degrau, com  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2$  e com  $(\delta_1 + \delta_2 = 1)$  e  $(0 < \delta_1 < 1)$  ou  $(1 < \delta_1 < 2)$**

a):  $\delta_1 = 0,05$  ;  $\omega_0 = 0,6$  ;  $\omega_1 = 0,3$  ;  $\omega_2 = -0,1$



b):  $\delta_1 = 1,75 ; \omega_0 = 0,6 ; \omega_1 = 0,3 ; \omega_2 = -0,1$



Com  $(\delta_1 = 1; \delta_2 = 0)$ , a função de transferência evolui linearmente a partir de  $(T+b+s)$ , com um declive igual ao valor da expressão (1.25).

Com  $(\delta_1 = 0; \delta_2 = 1)$ , a função de transferência "serpenteia" em torno duma recta com declive dado pela expressão (1.25), mas sem tender para ela nem dela se afastar. Assim, tem-se neste caso, que:

$$(v_{t+2} - v_t) = \omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s ; \forall t: t \geq T+b+s \quad (1.26)$$

Quando  $(\delta_1 = 2; \delta_2 = -1)$ , a expressão (1.25) indica que os incrementos da função transferência aumentam (ou diminuem) de forma ilimitada. De facto, nota-se que:

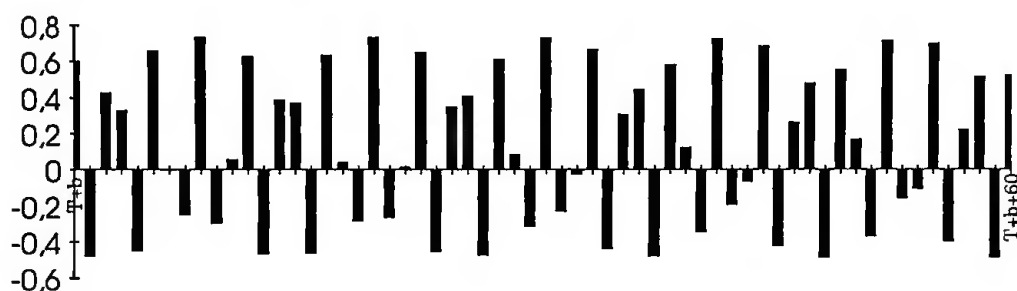
$$\lim_{t \rightarrow +\infty} (v_t - v_{t-1}) = \lim_{\delta_1 \rightarrow 2} \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_s}{2 - \delta_1} = \pm \infty \quad (1.27)$$

As situações correspondentes às restantes possibilidades de valores para  $(\delta_1; \delta_2)$  são de pouco interesse prático, por originarem comportamentos dificilmente aceitáveis da função de transferência. Assim, com  $(\delta_2 = -1)$  e  $(-2 < \delta_1 < 2)$ , a função de transferência oscila permanentemente dentro de um intervalo que se mantém constante no tempo (8). A Fig. 1.14 exemplifica uma destas situações.

**Fig. 1.14 - Exemplo de resposta a um "input" degrau, com**

$$(\delta_1 = -1,3 ; \delta_2 = -1)$$

$$(\omega_0 = 0,6 ; \omega_1 = 0,3 ; \omega_2 = -0,1)$$



Com  $(\delta_1 = -2; \delta_2 = -1)$ , o módulo da função de transferência cresce linearmente para valores desfasados de dois períodos, mas o sinal da função é alternadamente positivo e negativo. A Fig. 1.15 exemplifica.

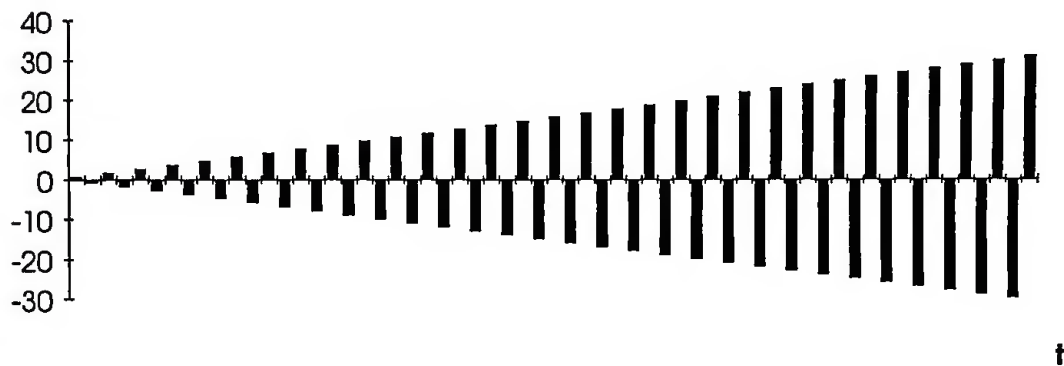
---

(8) Aliás, tal como, conforme já foi exposto, acontece para idênticos valores de  $(\delta_1; \delta_2)$  com um "input" impulso.

**Fig. 1.15 - Exemplo de resposta a um "input" degrau, com**

$$(\delta_1 = -2 ; \delta_2 = -1)$$

$$(\omega_0 = 0,6 ; \omega_1 = 0,3 ; \omega_2 = -0,1)$$



Por último, resta analisar o que se passa quando  $(\delta_2 - \delta_1 = 1)$  e  $(-2 < \delta_1 < 0)$ . Nestas situações, sendo  $(t = T + b + s + m)$ , a função de transferência estabiliza num dado valor para os valores pares de  $m$  e noutra para os valores ímpares de  $m$ .

#### **1.4. Modelização**

Para se ter um modelo de intervenção especificado, importa identificar os inteiros  $r$ ,  $s$  e  $b$ , bem como explicitar qual a forma assumida pelo ruído  $N_t$ . Pressupõe-se o conhecimento prévio e exacto do momento  $T$  em que se dá a intervenção.

Começemos pelo ruído. Box e Tiao (1975) modelizam-no segundo um esquema ARIMA (eventualmente SARIMA, ou multiplicativo). Será

também essa a perspectiva adoptada aqui, mas é interessante notar que a essência da idéia de um modelo de intervenção não impede que o ruído seja modelizado de uma qualquer outra forma.

Assumindo que  $N_t \sim ARIMA(p,d,q)$ , a identificação dos inteiros  $p$ ,  $d$  e  $q$  faz-se segundo os procedimentos habituais. Há apenas uma questão que importa responder: qual o conjunto de observações que deve ser utilizado para modelizar o ruído? Com efeito, recordando a expressão (1.1), tem-se que as observações (ou uma sua transformação adequada) da série cronológica  $\{Y_t\}$  são geradas pelo modelo de intervenção  $Y_t^{(\lambda)} = v_t + N_t$ , pelo que não é imediato que se possam usar (todas) as observações (transformadas por  $\lambda$ ) de  $\{Y_t\}$  para modelizar  $N_t$ . No entanto, notando que

$$v_t = 0 ; \forall t: t < T+b \quad (1.28)$$

tem-se:

$$Y_t^{(\lambda)} = N_t ; \forall t: t < T+b. \quad (1.29)$$

Assim se compreende que Box e Tiao (1975) tenham proposto que para a especificação de  $N_t$  se usassem as observações de  $\{Y_t\}$  até ao momento  $(T-1)$ , inclusive (9), isto é: as observações correspondentes ao

---

(9) Na verdade, e segundo a argumentação exposta, poder-se-ia esperar que a recomendação fosse no sentido de usar as observações até ao momento  $(T+b-1)$ , inclusive, mas dado que o parâmetro  $b$  é já





período anterior à ocorrência da intervenção. De forma análoga, no caso de existirem múltiplas intervenções, dever-se-iam utilizar as observações registadas até ao momento de ocorrência da primeira intervenção. Na verdade, parece ser esta a alternativa mais coerente. Apesar disso, outras possibilidades têm sido exploradas.

Murteira, Müller e Turkman (1993) referem que, se o número de observações disponíveis for suficientemente grande, poderá utilizar-se a sua totalidade. O argumento que sustenta esta alternativa é que, na situação referida, as distorções introduzidas pela função de transferência no processo de identificação do ARIMA seguido pelo ruído viriam atenuadas pelo carácter muito numeroso do conjunto de dados.

Uma última alternativa é igualmente mencionada por Murteira, Müller e Turkman (1993) e consiste em utilizar o conjunto de todas as observações, à excepção de um intervalo(s) durante o qual ocorre a intervenção (ou as intervenções) e se fazem sentir os seus efeitos. Fora deste intervalo, o efeito da intervenção (ou das intervenções) é nulo ou desprezível. Esta alternativa, no entanto, ao quebrar a continuidade cronológica da série em estudo, irá por certo dificultar o processo de identificação.

Quanto à especificação da função de transferência (i.e: a identificação de  $r$ ,  $s$  e  $b$ ), ela tem de ser feita conjugando intuição com um processo de tentativa e erro. Com efeito, e como já foi visto, quando se lida com variáveis de intervenção não há possibilidade de recorrer a

---

um parâmetro do modelo (embora não se destine a ser estimado) é inevitável que a sua determinação envolva algum grau de incerteza, que o mesmo é dizer alguma possibilidade de erro. Assim, é mais seguro usar as observações registadas só até  $(T-1)$ .

correlações cruzadas para identificar a função de transferência. Esta é uma daquelas situações em que se exige que o analista estatístico tenha a capacidade de olhar para além dos números.

Importa, antes do mais, conhecer a fundo a intervenção em causa: quais as razões que a ditaram?; foi decidida por algum agente interessado em obter efeitos particulares? se sim, que efeitos são esses?; ou a intervenção resulta de contingências externas ao contexto em estudo?; neste caso, quais as suas consequências?; em qualquer dos casos, quais os mecanismos lógicos pelos quais é esperado que a intervenção produza efeitos?; e qual o impacto previsível desses efeitos na sucessão cronológica em estudo? Questões deste género, uma vez respondidas, devem permitir ter uma idéia apriorística sobre o tipo de função de transferência envolvida no modelo, nomeadamente levando a supor quais os efeitos iniciais esperados e qual a propagação no tempo desses efeitos. Essa idéia deve então ser traduzida em valores para  $r$ ,  $s$  e  $b$  (o que nem sempre será um passo fácil de ser dado, mas para o qual se poderá contar com a ajuda de algumas das figuras incluídas nos pontos 1.1.1. a 1.3.2) e deve depois ser testada, iniciando-se com ela o processo de tentativa e erro, ou seja: o modelo de intervenção formado pela conjugação do ARIMA identificado com o trio  $(r,s,b)$  deve ser estimado <sup>(10)</sup>, procedendo-se depois à avaliação dos resultados obtidos (verificação do diagnóstico). Nesta fase de análise crítica dos resultados

---

<sup>(10)</sup> A questão da estimação, sendo embora evidentemente fundamental, é geralmente considerada como "menos interessante", no sentido em que se trata de uma fase mais objectiva, em que a intervenção do analista e a sua capacidade de discernimento são menos decisivas. Assim, este ponto não irá aqui ser tratado. As técnicas de estimação, porém, encontram-se abundantemente documentadas, podendo consultar-se, por exemplo, Box e Jenkins (1976), Box e Tiao (1975) ou Chang, Tiao e Chen (1988).

obtidos na estimação, pode ser útil construir a representação gráfica da função de transferência estimada, com o objectivo de averiguar se, de um ponto de vista lógico, o padrão de resposta da sucessão "output" à intervenção é ou não admissível. Se os resultados da estimação forem satisfatórios (dos pontos de vista estatístico e lógico), o processo conclui-se; caso contrário, há que reformular o modelo, seja alterando  $r$ ,  $s$  ou  $b$ , seja introduzindo um ARIMA diferente. Em todo este processo importa naturalmente ter sempre presente o princípio da parcimónia.

Suponhamos o seguinte exemplo, aproveitado (e desenvolvido a partir) de Box e Tiao (1975). Seja um bem indispensável, dificilmente substituível e possível de armazenamento, pelo menos em quantidades limitadas: a gasolina, por exemplo. Suponha-se que, a determinada altura, se cria entre os consumidores a expectativa de um aumento de preço (por alguma razão que aqui não nos importa) e que passado algum tempo esse aumento tem efectivamente lugar. A influência esperada destes factos sobre a sucessão cronológica das quantidades vendidas (observadas semanalmente, por exemplo) seria a seguinte: inicialmente (durante uma ou duas semanas, por exemplo), e imediatamente após a formação da expectativa de subida de preço ( $b=0$ ), notar-se-ia um aumento das vendas, resultante de um processo de açambarcamento (atestar o depósito, no caso da gasolina); logo após a ocorrência efectiva do aumento de preço, dar-se-ia uma retracção nas vendas, pois os consumidores dedicar-se-iam a consumir os stocks acumulados; com o passar do tempo, essa retracção nas vendas ir-se-ia tornando menos nítida e no final seria de esperar que as vendas retornassem ao normal,

ou então que estabilizassem num nível ligeiramente inferior ao normal. Box e Tiao (1975) modelizam esta resposta da seguinte forma:

$$v_t = \left[ \omega_0 + \frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} + \frac{\omega_2 B}{1 - B} \right] \cdot P_t^{(\sigma)} \quad (1.30)$$

supondo -se  $(\omega_0 > 0)$ ,  $(\omega_1 < 0)$ ,  $(\omega_2 < 0)$  e  $(0 < \delta < 1)$ . Note-se que  $\omega_0$  representa o acréscimo das vendas durante o período de açambarcamento,  $(\omega_1 + \omega_2)$  representa a retracção das vendas logo após o aumento de preço e  $\omega_2$  representa o efeito permanente de diminuição das vendas em consequência do aumento de preço; logicamente, poderá ter-se  $(\omega_2 = 0)$ . Graficamente, (1.30) assume o seguinte aspecto:

**Fig. 1.16 - Resposta das vendas em volume a um aumento de preço previsto pelos consumidores**



A expressão (1.30) merece alguns comentários. Em primeiro lugar, e embora sem perda de generalidade, Box e Tiao supõem que o aumento de preço ocorre logo no período seguinte ao da formação da

expectativa de aumento (isto é: o período de açambarcamento dura apenas o correspondente a uma observação do "output"). Em segundo lugar, a expressão (1.30) não é redutível à forma geral dada pela expressão (1.7), que se recorda:

$$v_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b I_t \quad (1.7)$$

De facto, nota-se que (1.30) é formado pela soma de três expressões, elas sim redutíveis à forma geral (1.7). Assim, se se aceita a modelização de Box e Tiao para o exemplo exposto, das duas uma: ou se abandona a formulação genérica da função de resposta segundo (1.7); ou (hipótese mais agradável) se assume que uma dada intervenção pode eventualmente ter efeitos que só sejam bem traduzidos pela conjugação de mais do que uma funções do tipo (1.7).

No entanto, parece ser possível interpretar o exemplo proposto numa forma que, sendo diferente da adoptada por Box e Tiao, permite modelizar os mesmos efeitos sem obrigar a introduzir considerações adicionais como as do parágrafo anterior. Esta outra interpretação consiste no seguinte: no exemplo proposto não existe apenas uma, mas sim duas intervenções. A primeira intervenção consiste na formação da expectativa de aumento de preço, ao passo que a segunda consiste na ocorrência efectiva daquele aumento. A primeira intervenção pode ser traduzida por uma função impulso e tem associada a seguinte função resposta:

$$v_{1t} = \omega_0 P_t^{(T)} \quad (1.31)$$

sendo  $T$  o momento em que a expectativa de aumento de preço se cria e ( $\omega_0 > 0$ ). A segunda intervenção é logicamente melhor traduzida por uma função degrau (uma vez que o novo preço se mantém indefinidamente em vigor) e tem como função resposta a seguinte (continuando a supor, tal como Box e Tiao, que o aumento de preço ocorre no período imediatamente seguinte ao da formação da expectativa de aumento):

$$v_{2t} = \frac{\omega_1 - \omega_2 B}{1 - \delta B} D_t^{(T+1)} \quad (1.32)$$

onde ( $\omega_1 < 0$ ), ( $\omega_1 \leq \omega_2$ ) e ( $0 < \delta < 1$ ). Nas condições referidas para os parâmetros, a conjugação das expressões (1.31) e (1.32) proporciona um padrão de resposta em tudo idêntico ao da Fig. 1.16. No entanto, a retracção das vendas verificada logo após o aumento de preço é agora dada por  $\omega_1$ , enquanto o efeito permanente de diminuição das vendas devido à subida de preço é agora  $(\omega_1 - \omega_2)/(1 - \delta)$ ; naturalmente, poderá ter-se ( $\omega_1 - \omega_2 = 0$ ), caso em que o aumento de preço acaba por, ao fim de algum tempo, deixar de influenciar o nível das vendas. O parâmetro  $\omega_0$  continua a representar o aumento das vendas durante o açambarcamento.

Quer a modelização adoptada por Box e Tiao, quer aquela que aqui é proposta, envolvem a estimação de quatro parâmetros. Naturalmente, poder-se-iam especificar outros modelos menos

parcimoniosos capazes de produzir o mesmo padrão de resposta, mas como abordagem inicial deve procurar-se o maior grau de parcimónia possível.

A finalizar este ponto, diga-se apenas que, alternativamente, pode o analista dispensar-se de tentar conhecer os mecanismos pelos quais a intervenção poderá influenciar o "output", não elaborando portanto qualquer expectativa sobre a função de transferência. Neste caso, o analista começaria simplesmente por ensaiar as formas mais simples (leia-se: mais parcimoniosas) de resposta do "output" ao "input" e iria gradualmente tornando o modelo mais complexo (menos parcimonioso) até encontrar uma especificação que após estimada produzisse resultados estatísticos satisfatórios. Esta abordagem, inegavelmente mais simples, não conduz necessariamente a piores resultados que a abordagem mais estruturada que descrevemos em primeiro lugar; de facto, pode até acontecer que leve a seleccionar exactamente o mesmo modelo. Mas, infelizmente, também é verdade que ela pode igualmente levar à aceitação de modelos que, fora do ponto de vista estatístico, não tenham a menor validade.



***PARTE II - CASO PRÁTICO:***

***A SINISTRALIDADE RODOVIÁRIA  
EM PORTUGAL E O SEU  
COMBATE -  
- O CONTROLO DA ALCOOLEMIA***



## 2. A PROBLEMÁTICA DA SINISTRALIDADE RODOVIÁRIA

Os acidentes na estrada são um preocupante fenómeno típico dos tempos modernos, sentido mais ou menos fortemente nos diversos países. Com o objectivo de combater a incidência deste tipo de situações, as autoridades são levadas a tomar vários tipos de medidas, entre as quais é vulgar contarem-se a obrigatoriedade de uso de cinto de segurança, a existência de restrições à condução sob os efeitos do álcool, e outras.

Portugal não fica à margem deste processo. Também entre nós a sinistralidade rodoviária assume proporções significativas, tendo motivado ao longo do tempo a adopção de algumas medidas com as quais se pretendeu promover uma maior segurança nas nossas estradas. Apesar disso, em 1991, 2,53% do total de óbitos em Portugal ocorreram em acidentes de viação; no mesmo ano, por cada dez mil habitantes, registaram-se 2,68 mortos em acidentes de viação. Deste modo, Portugal assume-se como o país da União Europeia onde a sinistralidade rodoviária mais pesa.

### Mortalidade decorrente da circulação rodoviária na União Europeia em 1991

Estados membros	Mortos em acidentes de viação		Estados membros	Mortos em acidentes de viação	
	(% total óbitos)	por 10000 hab.		(% total óbitos)	por 10000 hab.
Alemanha	0,82	0,94	Holanda *	1,07	0,92
Bélgica	1,78	1,88	Irlanda	1,41	1,26
Dinamarca	1,02	1,18	Itália	1,37	1,30
Espanha	2,02	1,74	Luxemburgo	2,22	2,13
França	1,83	1,69	Portugal	2,53	2,68
Grécia	1,87	1,77	Reino Unido *	0,84	0,94

Fonte: Eurostat

\* : Para a Holanda e o Reino Unido, os valores referem-se a 1990

Iremos aqui aplicar a técnica dos modelos de intervenção ao estudo da evolução da sinistralidade rodoviária em Portugal e, de forma mais específica, ao estudo dos efeitos das principais medidas que, no campo da segurança rodoviária,

foram adoptadas no nosso país durante os últimos anos. Particularmente em foco, estarão as medidas relativas ao controlo da condução sob efeito do álcool.

Cabe aqui agradecer a colaboração prestada pela Direcção de Serviços de Segurança Rodoviária (DSSR) da Direcção Geral de Viação (DGV), quer na disponibilização dos dados estatísticos, quer na prestação de informações complementares, relativas às medidas tomadas com o intuito de combater a sinistralidade rodoviária. No entanto, não me é possível deixar de lamentar o atraso registado no apuramento dos mais recentes dados disponíveis. Com efeito, apenas em meados de Maio de 1994 - e após vários adiamentos - consegui que me fossem comunicados os dados referentes ao ano de 1992, revestindo-se os mesmos de um carácter ainda provisório. À Dra. Maria Florinda, da DSSR, a quem coube a penosa tarefa de compilar os dados sobre sinistralidade rodoviária por forma a construir as correspondentes sucessões retrospectivas desde Janeiro de 1981 e que me alertou para a quebra de série ocorrida de 1986 para 1987, quero dirigir um agradecimento especial, justificado pela amabilidade demonstrada.

### ***3. A INFORMAÇÃO DISPONÍVEL***

O período abrangido pelo presente estudo é constituído pelos anos de 1981 a 1992 (inclusive), num total de 144 observações mensais, e foi ditado pela disponibilidade dos dados. Os valores referentes a 1992 são - conforme já foi referido - ainda considerados provisórios, embora me tivesse sido sugerido por técnicos da DGV que já não seriam de esperar alterações significativas.

### 3.1. Os dados

Foi possível construir as quatro sucessões cronológicas seguintes, observadas no território nacional do Continente, ao longo daquele período:

- sucessão  $Y_1$ : número mensal de acidentes de viação com vítimas, expresso em milhares;
- sucessão  $Y_2$ : número mensal de mortos em acidentes de viação, expresso em centenas;
- sucessão  $Y_3$ : número mensal de feridos graves em acidentes de viação, expresso em milhares;
- sucessão  $Y_4$ : número mensal de feridos ligeiros em acidentes de viação, expresso em milhares.

A razão das unidades em que se exprimem as diferentes sucessões, relaciona-se com o funcionamento do *software* adoptado.

Importará, porventura, precisar alguns conceitos. Assim, **acidente de viação** define-se do seguinte modo: "*acontecimento fortuito, súbito e anormal ocorrido na via pública em consequência da circulação rodoviária, de que resultem vítimas ou danos materiais, quer o veículo se encontre ou não em movimento (inclusivamente à entrada ou saída para o veículo ou no decurso da sua reparação ou desempanagem)*". Por seu turno, um **acidente de viação com vítimas** é "*todo o acidente de viação em que pelo menos uma pessoa tenha ficado ferida ou morta*". Um **morto** é "*toda a pessoa cuja morte ocorra no local do acidente, como consequência deste, ou a caminho do hospital*". Considera-se **ferido grave** "*toda a pessoa que, em consequência do acidente, tenha sofrido lesões que levem à sua hospitalização*". Por último, um **ferido**

leve (ou ferido ligeiro) é *"toda a pessoa que, em consequência do acidente, apenas tenha sofrido ferimentos secundários, que não impliquem a sua hospitalização"*.

### **3.2. As intervenções**

Os seguintes acontecimentos, ocorridos no período seleccionado, foram identificados como podendo constituir intervenções capazes de eventualmente terem influenciado o andamento de alguma ou de várias das sucessões cronológicas em estudo:

- em **25 de Setembro de 1982, 1ª intervenção anti-alcoolemia**; entrada em vigor da Lei nº 3/82, de 29 de Março, fixando um limite máximo de 0,8 gramas por litro para a Taxa de Álcool no Sangue (TAS) dos condutores de automóveis;
- em **25 de Setembro de 1983, 2ª intervenção anti-alcoolemia**; diminuição do limite máximo da TAS, o qual passa a ser fixado em 0,5 gramas por litro;
- em **1 de Janeiro de 1987, quebra de série**; adopção de um novo **instrumento de notação**, após terem sido desenvolvidas, por iniciativa da DGV e com a intermediação dos comandos dos respectivos corpos, acções de sensibilização/formação dos agentes da PSP e da GNR (responsáveis pela recolha dos dados) no sentido de os alertar para a forma correcta de preencher o novo instrumento de notação e para a importância desse preenchimento; no geral, os instrumentos de notação passaram a ter todos os campos preenchidos (o que não acontecia antes);

- em **1 de Agosto de 1989**, **agravamento de multas**; entrada em vigor do Decreto-Lei n° 240/89 de 26 de Julho, actualizando os valores das multas aplicáveis por infracções ao Código da Estrada, ao Regulamento do Código da Estrada e a outras disposições legais; no geral, este agravamento traduziu-se na **quintuplicação** dos valores mínimos das multas;
- em **25 de Outubro de 1992**, **3ª intervenção anti-alcoolemia**; entrada em vigor do Decreto-Lei n° 124/90 de 14 de Abril, introduzindo a criminalização (**penas de cadeia**) para valores da TAS iguais ou superiores a 1,2 gramas por litro.

Em relação à totalidade das intervenções anti-alcoolemia (e ao contrário das intervenções *quebra de série e agravamento de multas*), é imediato supor que os seus eventuais efeitos apenas poderão ter começado a sentir-se no mês seguinte ao da sua ocorrência, pois todas elas se situam muito próximo do final do respectivo mês.

Assim, os possíveis efeitos da 3ª intervenção anti-alcoolemia só poderão ser notados nos dois últimos meses observados, o que é manifestamente pouco para se aquilatar de forma definitiva quanto à eficácia ou ineficácia daquela intervenção. Apesar disso, optou-se por incluir nos modelos o respectivo estudo, embora se entenda que as conclusões que venham a ser retiradas tenham sempre de ser entendidas como provisórias e susceptíveis de virem (ou não) a ser infirmadas face à disponibilidade futura de novos dados.

Outras importantes intervenções no domínio da segurança rodoviária caem fora do período para o qual estão disponíveis os dados, não sendo por isso abrangidas pelo presente estudo. É o caso, entre outras medidas, da obrigatoriedade de utilização de cinto de segurança fora das localidades (Portaria n° 758/77 de 15 de Dezembro, com entrada em vigor a 15 de Janeiro de 1978) e da extensão dessa obrigatoriedade aos

percursos dentro das localidades (Decreto-Lei nº 270/92 de 30 de Novembro, em vigor desde 29 de Maio de 1993).

Naturalmente, não é lícito supor que o grau de incidência da sinistralidade rodoviária dependa apenas das intervenções identificadas. Factores como o aumento e a renovação do parque automóvel ao longo do tempo, a gradual melhoria e alteração de características da rede viária (mais autoestradas, por exemplo) ou as diferentes intensidades de tráfego que se fazem sentir ao longo do ano, entre outros, não podem deixar de influenciar o comportamento da sinistralidade. No entanto, admite-se, por hipótese, que a influência destes factores se faça sentir sensivelmente da mesma forma ao longo de todo o período estudado, razão pela qual não é necessário incluir variáveis instrumentais para modelizar os seus efeitos, pois o modelo do ruído cumpre - embora de forma não explícita - essa tarefa.

### *3.2.1. A representação das intervenções*

As cinco intervenções identificadas são do tipo "em vigor a partir de ...". Assim, elas são intuitivamente melhor representadas por variáveis do tipo "degrau", do que por outras do tipo "impulso". Apresentam-se a seguir as variáveis criadas para representar as várias intervenções. O parâmetro  $t$  representa, como habitualmente, o tempo, tendo por domínio o intervalo [1;144] (sendo  $t = 1$  em Janeiro de 1981 e  $t = 144$  em Dezembro de 1992).

Variável  $X_1$  (representativa da 1ª intervenção anti-alcoolemia):

$$X_{1,t} = \begin{cases} 0 & ; t < 21 \\ 1 & ; t \geq 21 \end{cases} = \begin{cases} 0 & ; t < \text{Setembro 1982} \\ 1 & ; t \geq \text{Setembro 1982} \end{cases} \quad (3.1)$$

Variável  $X_2$  (representativa da 2ª intervenção anti-alcoolemia):

$$X_{2;t} = \begin{cases} 0 & ; t < 33 \\ 1 & ; t \geq 33 \end{cases} = \begin{cases} 0 & ; t < \text{Setembro 1983} \\ 1 & ; t \geq \text{Setembro 1983} \end{cases} \quad (3.2)$$

Variável  $X_3$  (representativa da quebra de série):

$$X_{3;t} = \begin{cases} 0 & ; t < 73 \\ 1 & ; t \geq 73 \end{cases} = \begin{cases} 0 & ; t < \text{Janeiro 1987} \\ 1 & ; t \geq \text{Janeiro 1987} \end{cases} \quad (3.3)$$

Variável  $X_4$  (representativa do agravamento de multas):

$$X_{4;t} = \begin{cases} 0 & ; t < 104 \\ 1 & ; t \geq 104 \end{cases} = \begin{cases} 0 & ; t < \text{Agosto 1989} \\ 1 & ; t \geq \text{Agosto 1989} \end{cases} \quad (3.4)$$

Variável  $X_5$  (representativa da 3ª intervenção anti-alcoolemia):

$$X_{5;t} = \begin{cases} 0 & ; t < 142 \\ 1 & ; t \geq 142 \end{cases} = \begin{cases} 0 & ; t < \text{Outubro 1992} \\ 1 & ; t \geq \text{Outubro 1992} \end{cases} \quad (3.5)$$

Em relação às variáveis  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_5$ , as respectivas funções de transferência deverão, pelos motivos que já foram expostos, contemplar a existência de um período de atraso entre a ocorrência da intervenção e o início dos possíveis efeitos, devendo



portanto ter-se o respectivo parâmetro  $b = 1$ . Quanto às variáveis  $X_3$  e  $X_4$  aceita-se que os respectivos efeitos se possam fazer sentir logo no próprio mês da sua ocorrência ( $b = 0$ ).

#### 4. CRITÉRIOS ADOPTADOS NAS ESTIMAÇÕES E NAS AVALIAÇÕES DE DIAGNÓSTICO

A totalidade dos modelos que aqui irão ser apresentados para as diferentes sucessões foram estimados com o auxílio do *software* BOXX, utilizando-se a técnica da retrovisão ("*backcasting*") e pesquisando-se no conjunto  $\Lambda = \{-1; -0,5; 0; 0,5; 1\}$  qual o valor óptimo do parâmetro  $\lambda$ , no âmbito da transformação

$$Z_t^{(\lambda)} = \begin{cases} (Z_t)^\lambda & ; |\lambda| \leq 1 \text{ e } \lambda \neq 0 \\ \ln Z_t & ; \lambda = 0 \end{cases} \quad (4.1)$$

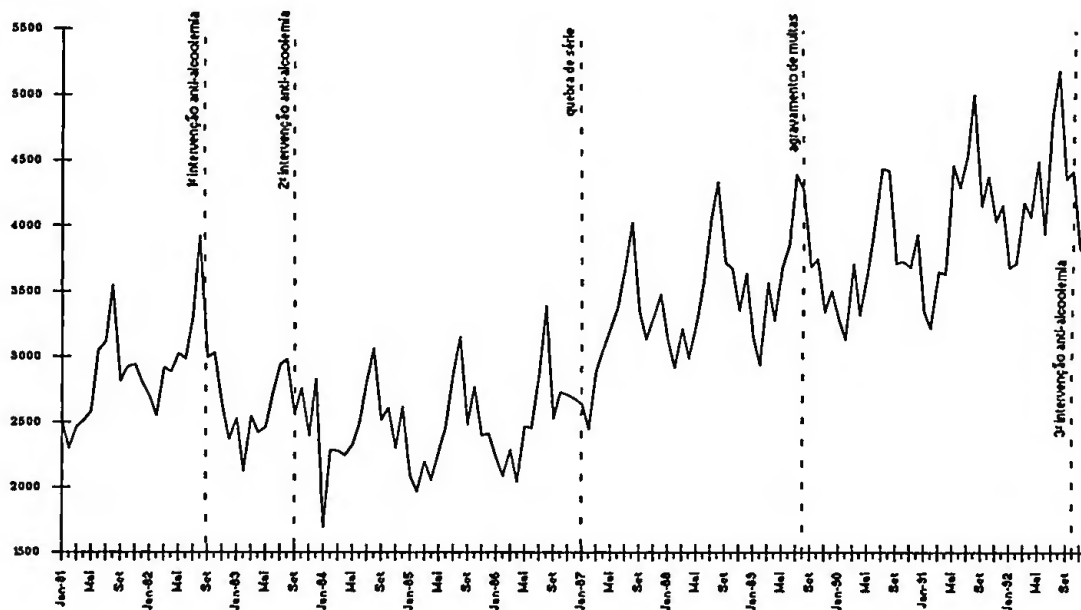
Na fase de análise de diagnóstico, procurou-se evitar a existência de coeficientes de correlação entre parâmetros que fossem superiores, em módulo, a 0,7. Procurou-se também eliminar a existência de parâmetros cujo *ratio t* de significância estatística fosse, em módulo, inferior a 1,645. Do modo análogo, tomou-se especial atenção à existência de valores das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos que tivessem  $|t| \geq 1,645$ . Tanto a FAC como a FACP residuais foram estimadas para os primeiros 36 "atrasos" ("lags"). Em relação à estatística Q, evitou-se a ocorrência de valores que ultrapassassem o quantil 0,95 da respectiva distribuição.



## 5. SUCESSÃO $\Upsilon$ : ACIDENTES DE VIAÇÃO COM VÍTIMAS

A Fig. 5.1 representa a sucessão cronológica do número mensal de acidentes de viação com vítimas, estando igualmente assinalada a ocorrência das diferentes intervenções. Excepcionalmente, a sucessão encontra-se representada de acordo com a sua dimensão real, e não em milhares.

Fig. 5.1 - Número mensal de acidentes de viação com vítimas  
(Janeiro de 1981 a Dezembro de 1992)



Da observação do cronograma acima, resulta clara a existência de um forte padrão sazonal no comportamento dos acidentes de viação com vítimas. Este padrão sazonal traduz-se por *picos* nos meses de Agosto, em todos os anos excepto em 1989 e 1990, quando esse *pico* ocorre em Julho. A sazonalidade parece aproximar-se do modelo aditivo.

É também facilmente perceptível a existência de uma tendência (que se aceita possa ser linear) de crescimento dos registos mensais de acidentes com vítimas. Assim, é de esperar que a sucessão exija, para se tornar estacionária, a aplicação de um operador de diferenciação simples e de um outro de diferenciação sazonal. Quanto à variância da sucessão, aceita-se que ela seja naturalmente estacionária, não devendo por isso ser necessária qualquer transformação paramétrica prévia.

A tendência crescente da sucessão é, porém, nitidamente contrariada pela 1ª intervenção anti-alcoolemia, a qual arrasta uma descida do nível da sucessão. Numa análise meramente intuitiva, feita apenas com base na observação do cronograma, seríamos levados a afirmar que as 2ª e 3ª intervenções anti-alcoolemia, bem como o agravamento dos valores das multas, não terão exercido quaisquer efeitos significativos sobre a ocorrência de acidentes de viação com vítimas. Quanto à quebra de série ocorrida no início de 1987, ela parece resultar num certo acréscimo do nível da sucessão, o que (a confirmar-se) poderá indicar que a adopção do novo instrumento de notação, bem como as acções de sensibilização então levadas a cabo, tenham permitido um registo mais exaustivo dos acidentes de viação com vítimas efectivamente ocorridos no Continente. Naturalmente, estas impressões iniciais necessitam de ser confirmadas (ou infirmadas) pelo modelo (ou modelos) que, para a presente sucessão, irá (irão) ser estimado(s).

### *5.1. Estacionarização e identificação do modelo do ruído*

Na construção de um modelo de intervenção, importa antes de mais identificar a forma (um particular modelo ARIMA, SARIMA ou multiplicativo ARIMA×SARIMA) assumida pelo ruído, bem como estacionarizar a sucessão "output".

Conforme já ficou dito, considera-se que a sucessão necessita de sofrer uma diferenciação simples e uma outra sazonal para se tornar estacionária.

Posta de parte a hipótese de usar, na identificação do modelo do ruído, apenas as observações do "output" anteriores à ocorrência da primeira intervenção (por estas serem em número insuficiente), optou-se por fazer a identificação do modelo do "ruído" a partir da totalidade da sucessão, pelos métodos tradicionais de identificação de modelos ARIMA (univariados).

Através do ajustamento de um modelo elementar, construído apenas à custa dos operadores de diferenciação (simples e sazonal) e sem envolver a estimação de nenhum parâmetro, fez-se a pesquisa do valor óptimo do parâmetro  $\lambda$ , tendo sido confirmado  $\lambda^* = 1$ , o que corresponde a não fazer qualquer transformação prévia, conforme já tinha sido sugerido.

O recurso às funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial da sucessão diferenciada, levou a identificar para o ruído um modelo multiplicativo de dois factores "médias móveis", ou seja: um modelo ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>.

## 5.2. Discussão de modelos alternativos

Como primeira tentativa de encontrar um modelo de intervenções para a sucessão dos acidentes de viação com vítimas, estimou-se o seguinte modelo:

$$Y_{1;t}^{(\lambda)} = \omega_0 X_{1;t-1} + \alpha_0 X_{2;t-1} + \beta_0 X_{3;t} + \delta_0 X_{4;t} + \mu_0 X_{5;t-1} + \eta_t \quad (5.1)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (5.2)$$

onde  $Y_t$  representa o número de acidentes de viação com vítimas expresso em milhares, as variáveis  $X_t$  (definidas pelas equações (3.1) a (3.5)) representam as diferentes intervenções,  $\eta_t$  representa o ruído,  $B$  representa o operador de atraso definido pela expressão genérica  $BZ_t = Z_{t-1}$  e  $\varepsilon_t$  é um "ruído branco". Inicialmente, formulou-se o modelo acima com a especificação  $\lambda = 1$ , valor a que se tinha chegado na fase de identificação, mas, tendo-se procedido a uma nova busca do valor óptimo do parâmetro, chegou-se a  $\lambda^{**} = 0,5$ . Assim, o modelo acima foi estimado tendo como sucessão "output" a raiz quadrada do número (em milhares) de acidentes de viação com vítimas.

Uma vez estimado, o modelo formado pelas expressões (5.1) e (5.2) com  $\lambda = 0,5$  revelou alguns problemas.

Os coeficientes de correlação entre parâmetros estimados não suscitavam qualquer reserva, os sinais dos parâmetros correspondiam ao esperado, o modelo do ruído era invertível, os resíduos tinham média nula e a respectiva função de autocorrelação (FAC) não assinalava qualquer problema (nenhum valor significativo e bons valores para a estatística  $Q$ ). No entanto, o parâmetro  $\alpha_0$  não era significativamente distinto de zero (*ratio t* = -1,3), ao passo que  $\delta_0$  apenas dificilmente podia ser considerado estatisticamente não nulo (*ratio t* = -1,67). Além disso, a função de autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos assumia um valor claramente significativo (*ratio t* = 2,1) para um atraso ("lag") de 23 períodos, o que, ocorrendo num atraso ("lag") vizinho de um múltiplo do comprimento da sazonalidade, parecia indicar alguma insuficiência na modelização da sazonalidade do "output". Outros valores relativamente significativos da FACP dos resíduos ( $1,645 < k < 1,96$ ), ocorriam para os atrasos de 9 e 31 períodos.

A eliminação, no modelo acima, da variável  $X_2$  tornou mais nítida a não significância estatística do parâmetro  $\delta_0$ , cujo *ratio t* passou a ser igual a -1,61. Eliminando também a variável  $X_4$ , obtém-se um novo modelo com sensivelmente as

mesmas características do primeiro, embora com um comportamento algo melhor da FACP, cujos únicos valores com alguma significância ocorrem agora nos atrasos de 9 (*ratio t* = 1,68) e 23 períodos (*ratio t* = 1,81). Este novo modelo (com apenas três "inputs") constitui já uma primeira hipótese aceitável para modelizar a sucessão dos acidentes de viação com vítimas e as respectivas intervenções, muito embora também se possa ainda pensar que a FACP denuncie alguns problemas no que diz respeito à modelização da sazonalidade.

Tendo-se procurado uma alternativa para a componente sazonal do modelo do ruído, chegou-se, após algumas experiências, à seguinte especificação:  $\eta_t \sim ARIMA(0,1,1)(2,1,1)_{12}$  com a restrição  $\phi_{12} = 0$ . Estimou-se então um novo modelo, com  $\lambda = 0,5$  (mais uma vez identificado como ponto óptimo do conjunto  $\Lambda$ ) e formado pela expressão (5.1) e por

$$\eta_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})(1 - \phi_{24} B^{24})} \cdot \varepsilon_t \quad (5.3)$$

Neste novo modelo, nem a FAC nem a FACP dos resíduos levantam qualquer problema. Assim, na FAC, é apenas no atraso de 10 períodos que surge um valor com alguma significância ( $1,645 < |t| < 1,96$ ). Por seu turno, na FACP, é apenas nos atrasos de 9, 10 e 31 períodos que surgem valores cujo *ratio t* ultrapassa o limiar de  $\pm 1,645$ , sem nunca atingir  $\pm 1,96$ . Deste modo, o único óbice deste modelo é a existência de parâmetros que se admite sejam estatisticamente nulos, nomeadamente  $\alpha_0$  ( $t = -0,59$ ) e  $\delta_0$  ( $t = -1,51$ ), os mesmos parâmetros que se revelavam não significativos com a especificação mais simples adoptada inicialmente para modelar a sazonalidade.

Tendo sido eliminada a variável  $X_2$  (correspondente a  $\alpha_0$ ), o parâmetro  $\delta_0$  continuou a ser não significativo, pelo que se eliminou também a correspondente

variável,  $X_4$ . Chegou-se deste modo a um último modelo (com apenas três "inputs") cujas características permitem facilmente a sua aceitação. A FAC dos resíduos gerados por este modelo apenas tem alguma significância ( $1,645 < t < 1,96$ ) no atraso 10. Por seu turno, na FACP residual, tem-se igualmente, para os atrasos 9, 10 e 21, valores algo significativos ( $1,645 < t < 1,96$ ).

### 5.3. *Seleção de modelos*

Em resumo, temos dois modelos de intervenção candidatos a modelizar a sucessão dos acidentes de viação com vítimas. O primeiro modelo (**modelo 1.A**) é dado por

$$\sqrt{Y_{1,t}} = \omega_0 X_{1,t-1} + \beta_0 X_{3,t} + \mu_0 X_{5,t-1} + \eta_t \quad (5.4)$$

e pela expressão (5.2), que define  $\eta_t$  como um modelo ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>. O segundo modelo (**modelo 1.B**) é formado pelas expressões (5.4) e (5.3), sendo que esta última define  $\eta_t$  como um ARIMA(0,1,1)(2,1,1)<sub>12</sub> com  $\phi_{12} = 0$ .

A comparação entre os dois modelos, feita através dos dois critérios de selecção mais vulgarizados, proporcionou os seguintes resultados:

	Modelo 1-A	Modelo 1-B
Soma dos quadrados dos resíduos (em termos dos dados transformados pelo parâmetro lambda = 0,5)	0,31194	0,30274
Número de resíduos	143	143
Número de parâmetros	5	6
Variância estimada da sucessão estacionarizada	0,00729231	0,00729231
<b>AIC</b>	<b>-866,274</b>	<b>-868,555</b>
<b>BIC</b>	<b>-850,338</b>	<b>-850,293</b>

O critério bayesiano proporciona valores praticamente idênticos para os dois modelos, enquanto o primeiro critério de Akaike favorece (ainda que apenas ligeiramente) o modelo menos parcimonioso. Assim, e tendo também em conta que o modelo 1.A deixava ligeiras dúvidas quanto à correcta modelização da sazonalidade, considera-se estar-se em condições de escolher o modelo 1.B como o modelo de intervenção mais indicado para a sucessão dos acidentes de viação com vítimas. De seguida, apresentam-se os principais resultados da estimação deste modelo, bem como as principais ilacções que dele podem ser extraídas.

#### *5.4. O modelo de intervenção seleccionado*

O modelo 1.B, após estimado, é dado por

$$\sqrt{Y_{1,t}} = -0,11752 \cdot X_{1,t-1} + 0,11653 \cdot X_{3,t} - 0,10824 \cdot X_{5,t-1} + \eta_t \quad (5.5)$$

(-3,27)
(3,30)
(-2,64)

e por



$$(1-B)(1-B^{12})(1+0,2784 B^{24})\eta_t = (1-0,72748 B)(1-0,93613 B^{12})\varepsilon_t \quad (5.6)$$

(-3,05)
(11,60)
(52,99)

onde os números entre parênteses colocados sob as equações representam os valores dos *ratios t* relativos à significância estatística dos vários parâmetros e  $\varepsilon_t$  representa, como habitualmente, um processo "ruído branco".

O facto de a estimativa de  $\theta_{12}$  ser relativamente próxima de 1, obrigava a ponderar a existência de eventuais problemas de invertibilidade do modelo, o que por sua vez levou a que se testasse  $H_0: \theta_{12} = 1$ , apesar de tal hipótese ser encarada com estranheza, pois a sua eventual aceitação levaria a pensar não ser necessária a diferenciação de ordem sazonal que tinha sido introduzida com vista a estacionarizar o ruído. Feito o ensaio, obteve-se  $t = -3,6$  o que levou a uma rejeição inequívoca da hipótese.

No modelo estimado não surgem, portanto, quaisquer problemas de invertibilidade ou de estacionaridade, pois quer o polinómio autorregressivo quer os dois polinómios de médias móveis têm as suas raízes fora do círculo unitário. Também não se detectaram problemas de redundância entre parâmetros.

A matriz de correlação entre parâmetros estimados é a seguinte:

$(\phi_{24})$	1	0,1064	0,1053	-0,0054	0,1145	-0,0572
$(\theta_1)$	0,1064	1	-0,1110	-0,0462	0,1687	-0,0524
$(\theta_{12})$	0,1053	-0,1110	1	0,0132	-0,0818	0,0388
$(\omega_0)$	-0,0054	-0,0462	0,0132	1	0,0534	0,0612
$(\beta_0)$	0,1145	0,1687	-0,0818	0,0534	1	-0,0052
$(\mu_0)$	-0,0572	-0,0524	0,0388	0,0612	-0,0052	1

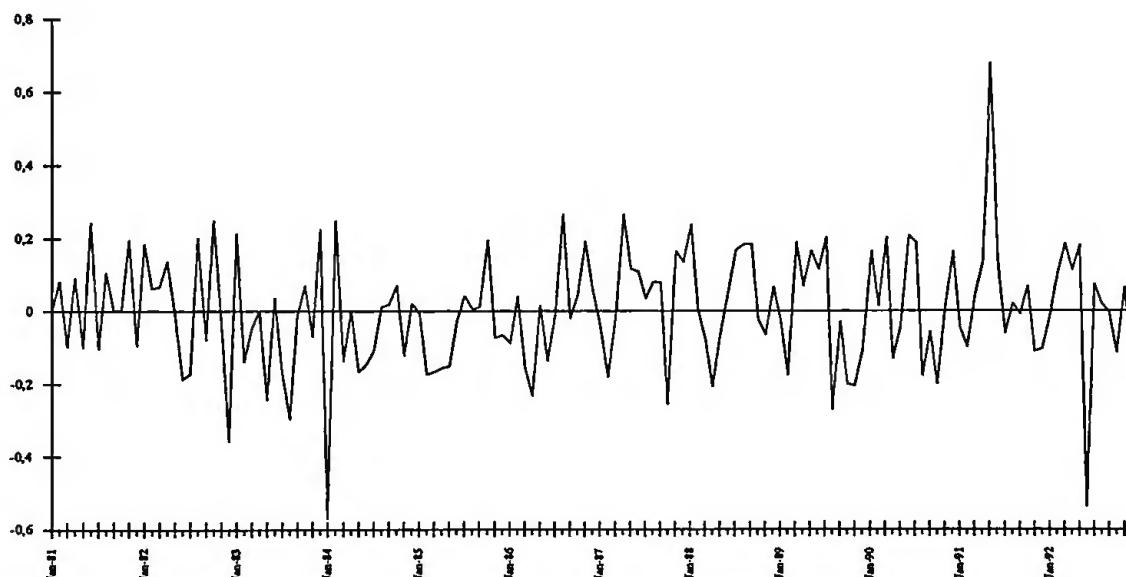


sendo  $\omega_0$ ,  $\beta_0$  e  $\mu_0$  os parâmetros afectos, respectivamente, às variáveis  $X_1$ ,  $X_3$  e  $X_5$  (conforme expressão (5.4)).

A Fig. 5.2 mostra-nos os resíduos gerados pelo ajustamento do modelo 1.B. A mera observação do cronograma indica que os resíduos se distribuem de forma aparentemente aleatória em torno do valor zero, sem evidenciarem qualquer tendência de evolução ao longo do tempo e sem conterem sinais aparentes de sazonalidade. Aceita-se igualmente que a variância dos resíduos seja constante com o tempo. Assim, é de admitir que os resíduos configurem a realização de um processo "ruído branco". A hipótese de nulidade da média da distribuição dos resíduos é aceite, obtendo-se para o ensaio o valor  $t = -0,2$ .

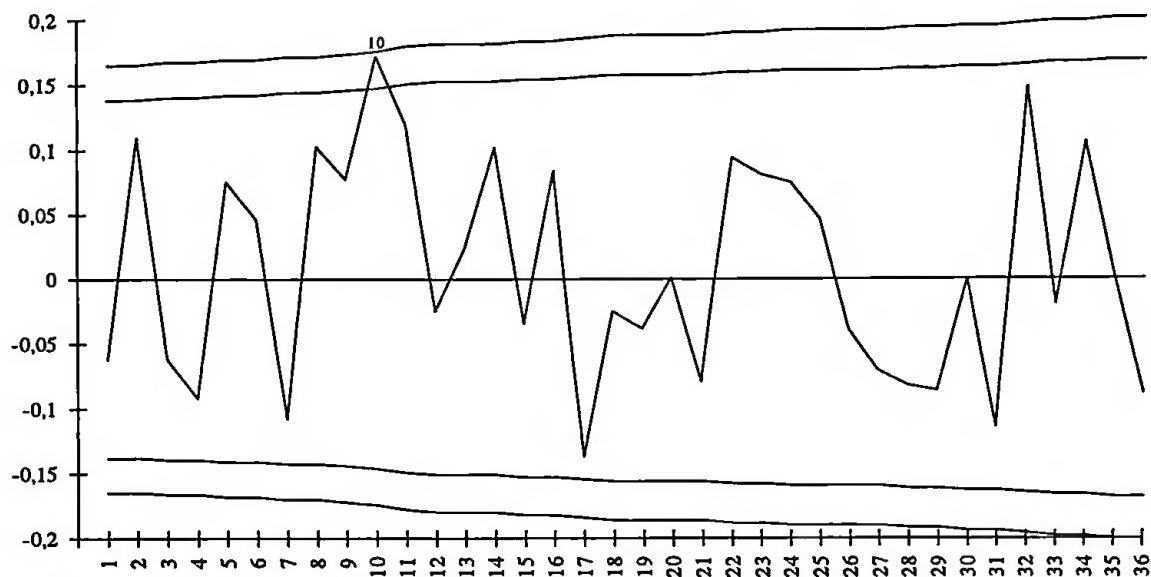
**Fig. 5.2 - Resíduos gerados pelo modelo 1.B**

(expressos em milhares de acidentes de viação com vítimas)



A FAC dos resíduos é representada na Fig. 5.3, na qual se encontram também assinaladas barras de significância correspondentes aos limiares  $\pm 1,645\sigma$  e  $\pm 1,96\sigma$ .

**Fig. 5.3 - Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos gerados pelo modelo 1.B**



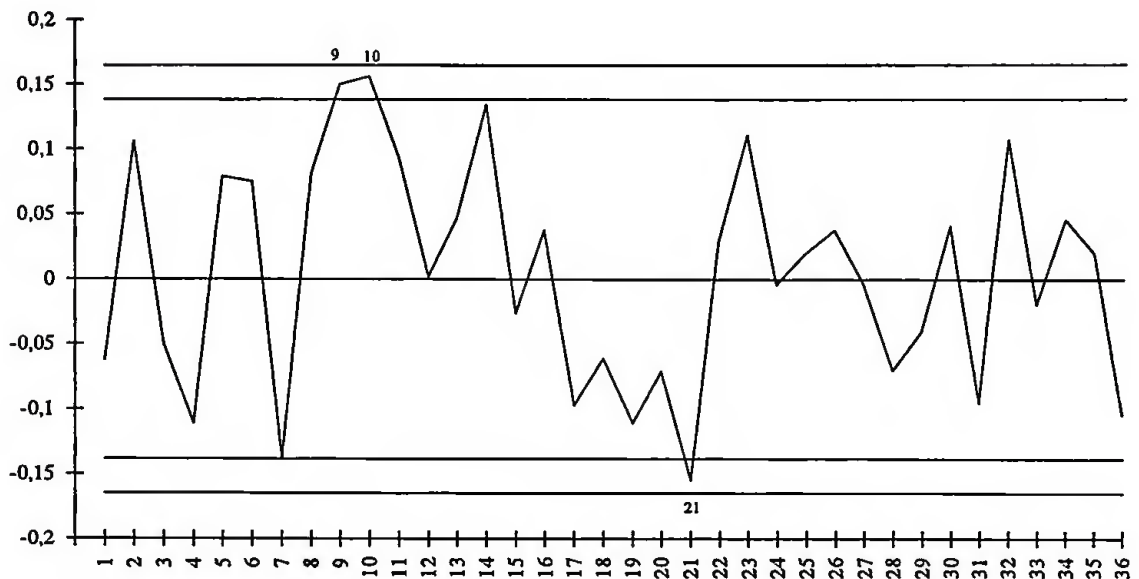
Constata-se que é apenas para resíduos desfasados de 10 períodos que a FAC assume alguma significância ( $t = 1,92$ ), o que não levanta problemas de maior.

A estatística Q, referente à nulidade global da FAC, permite aceitar a hipótese de que os resíduos não são autocorrelacionados, pois mantém-se sempre bem acima do limiar de significância de 5%, independentemente do número de valores da função que sejam considerados. Tomando conjuntamente os primeiros 36 atrasos, esta estatística atribui uma probabilidade de 0,234 àquela hipótese. O valor mais desfavorável de Q é obtido quando se testa a nulidade global da FAC nos primeiros 11 atrasos, hipótese que ainda assim é aceite com uma probabilidade de 0,127.

A Fig. 5.4 mostra o correlograma da FACP residual. Mais uma vez, as barras de significância assinaladas correspondem aos limiares  $\pm 1,645\sigma$  e  $\pm 1,96\sigma$ . Pode considerar-se que a FACP residual permite sustentar a hipótese de que os resíduos constituam um ruído branco, apesar dos valores assumidos para resíduos desfasados de 9 ( $t = 1,79$ ), 10 ( $t = 1,86$ ) e 21 períodos ( $t = -1,85$ ).

**Fig. 5.4 - Função de Autocorrelação Parcial (FACP)**

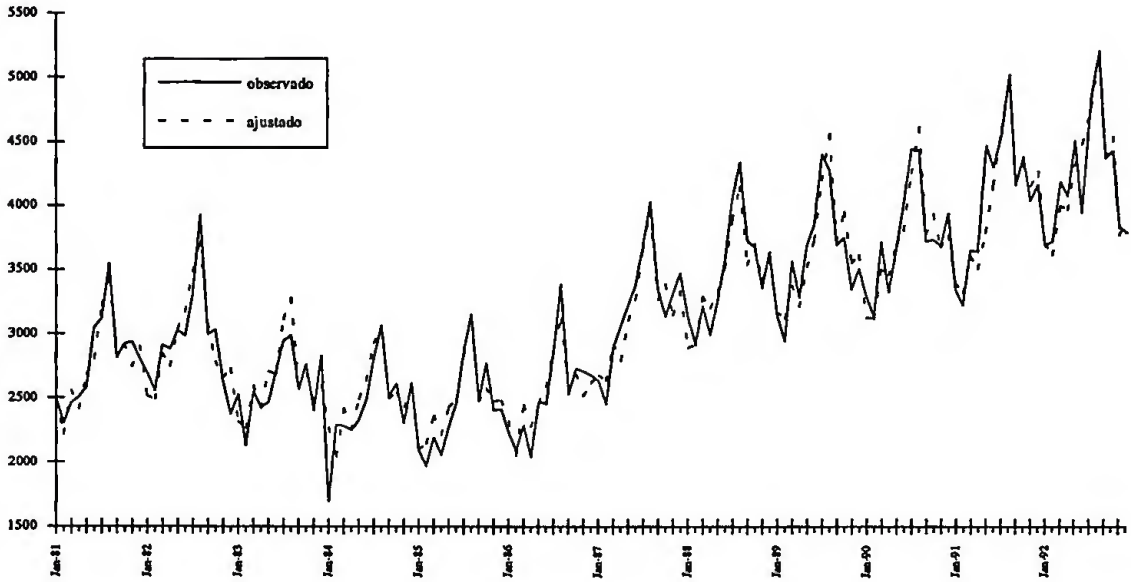
**dos resíduos gerados pelo modelo 1.B**



O modelo **1.B** permite obter um grau de ajustamento bastante satisfatório, evidenciado por um coeficiente de determinação (vulgo,  $R^2$ ) de 0,9511 se medido em termos dos dados originais e de 0,9483 quando apreciado em termos dos dados transformados por  $\lambda = 0,5$ . A Fig. 5.5 confronta os valores ajustados com os valores observados, sendo evidente a boa capacidade do modelo em acompanhar o andamento real da sucessão.

**Fig. 5.5 - Acidentes de viação com vítimas -**

**- valores observados *versus* valores ajustados**



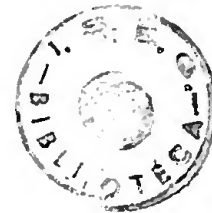
**5.5. Conclusões**

A equação (5.5) traduz a influência das intervenções significativas sobre a **raiz quadrada** do número de acidentes de viação com vítimas. No entanto, o verdadeiro interesse reside, evidentemente, na influência exercida sobre o número de acidentes e não sobre a sua raiz.

No seguimento de (5.5), tem-se:

$$\frac{d\sqrt{Y_{1:t}}}{dX_{1:t-1}} = -0,11752 \tag{5.7}$$

Notando que



$$d\sqrt{Y_{1;t}} = \frac{1}{2} \times \frac{dY_{1;t}}{\sqrt{Y_{1;t}}} \quad (5.8)$$

obtem-se, por substituição, o impacto em  $Y_{1;t}$  quando  $X_{1;t-1}$  varia de uma unidade (o mesmo é dizer: o impacto, sobre o número de acidentes de viação com vítimas, da ocorrência da primeira intervenção antialcoolemia). Assim, obtém-se:

$$\frac{dY_t}{dX_{1;t-1}} = 2 \times \sqrt{Y_t} \times (-0,11752) \quad (5.9)$$

Passando a variações médias (por ser essa a forma mais interessante de avaliar o efeito das intervenções) tem-se

$$\frac{dY_1}{dX_1} = 2 \times \sqrt{Y_1} \times (-0,11752) \quad (5.10)$$

e finalmente, tomando-se a média dos 12 meses anteriores ao início do efeito da intervenção (Outubro de 1981 a Setembro de 1982, no caso), tem-se que a primeira intervenção anti-alcoolemia motivou que, em média, ocorressem por mês menos cerca de 705 acidentes de viação com vítimas. Ainda face à média do mesmo período, este valor representa uma diminuição de cerca de 23,5 %.

Seguindo raciocínios análogos, conclui-se que a adopção do novo instrumento de notação (acompanhado das acções de sensibilização/formação desenvolvidas junto das corporações policiais encarregadas do seu preenchimento) permitiu registar, por mês, mais cerca de 592 acidentes de viação com vítimas; um acréscimo de 23,3 % face à média mensal de acidentes com vítimas registados em 1986.

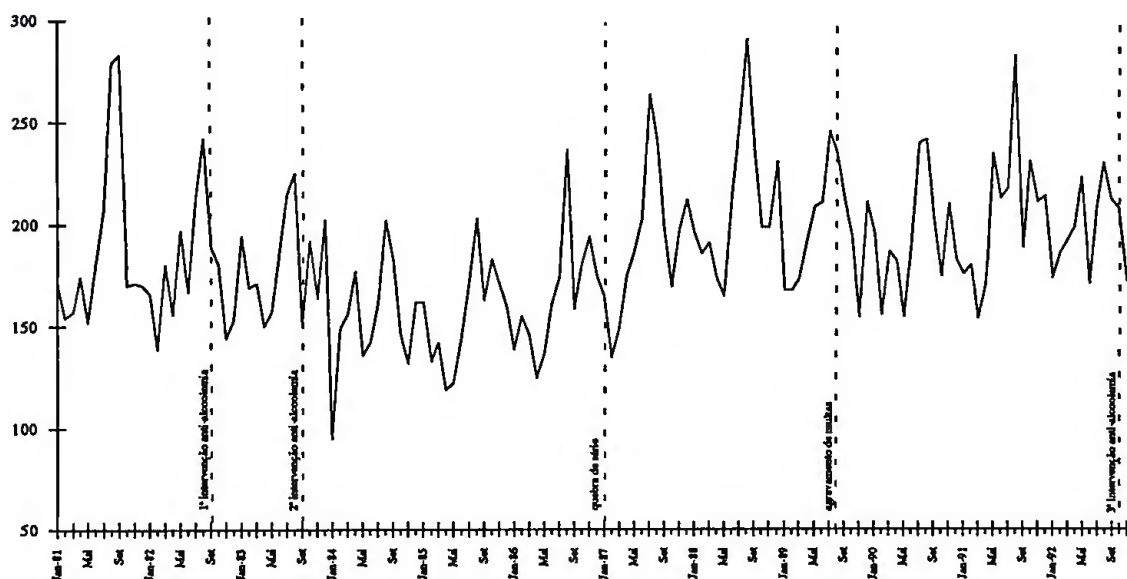
Uma última intervenção aparentemente significativa é a terceira intervenção anti-alcoolemia. Estima-se que a criminalização de taxas de alcoolemia superiores a um dado limiar tenha motivado a ocorrência de menos cerca de 923 acidentes de viação com vítimas, por mês. Este valor corresponde a menos 21,6 % face à média do período Novembro de 1991 a Outubro de 1992. No entanto, considera-se que em relação a esta intervenção todas as conclusões são bastante precárias, devido ao facto de o respectivo efeito apenas poder ser observado nos dois últimos meses disponíveis. Assim, a futura disponibilidade de dados mais actualizados deverá ser usada para confirmar (ou não) as conclusões agora delineadas.

As restantes intervenções (2ª intervenção anti-alcoolemia e agravamento de multas) não tiveram efeitos estatisticamente significativos sobre a sucessão dos acidentes de viação com vítimas.

## 6. - SUCESSÃO $Y_2$ : MORTOS EM ACIDENTES DE VIAÇÃO

A segunda sucessão cronológica a ser aqui estudada é a do número mensal de vítimas mortais em acidentes de viação. A Fig. 6.1 mostra o comportamento desta sucessão, estando assinalados os momentos de ocorrência das intervenções. A sucessão irá ser tratada em centenas, embora, na Fig. 6.1, esteja representada segundo o número efectivo de mortes ocorridas.

**Fig. 6.1 - Número mensal de mortos em acidentes de viação  
(Janeiro de 1981 a Dezembro de 1992)**



O cronograma acima parece sugerir um processo estocástico de tendência nula, com uma variância que se poderia aceitar seja eventualmente constante ao longo do tempo e com uma sazonalidade bastante marcada. O padrão sazonal é, tal como acontecia para a sucessão  $Y_1$ , marcado pela existência de máximos locais nos meses de Verão, normalmente em Agosto. Deste modo, o cronograma sugere que a sucessão

necessita apenas de sofrer uma diferenciação sazonal para se tornar estacionária. No entanto, far-se-à, por precaução, a investigação do ponto óptimo do conjunto  $\Lambda$ .

Quanto às intervenções, nenhuma produz efeitos que sejam manifestamente evidentes no cronograma da sucessão. A alteração metodológica ocorrida no início de 1987, parece ser, ainda assim, a intervenção que mais afecta o "output".

### **6.1. - Estacionarização e identificação do modelo do ruído**

Fez-se o ajustamento de um primeiro modelo elementar, construído apenas com base no operador de diferenciação sazonal, sem envolver a estimação de nenhum parâmetro, para se proceder à escolha do valor do parâmetro  $\lambda$ . Obteve-se, nesta fase,  $\lambda^* = 1$ .

A sucessão  $(1 - B^{12}) \cdot Y_{2,t}$  deu origem a uma FAC significativa apenas para atrasos de 9 e 12 períodos e a uma FACP significativa apenas nos atrasos de 9, 12 e 18 períodos. Assim, podem avançar-se, como primeiras hipóteses para o modelo do ruído, as especificações  $ARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  e  $ARIMA(0,0,0)(1,1,0)_{12}$ .

### **6.2. - Discussão de modelos alternativos**

No entanto, uma vez estimados os respectivos modelos de intervenção, nenhuma daquelas especificações se mostrou capaz de modelizar completamente a sazonalidade do ruído. Tendo-se procurado uma alternativa, concluiu-se ser o esquema  $ARIMA(1,1,1)_{12}$  a melhor forma [superior a  $ARIMA(0,1,2)_{12}$  e a  $ARIMA(2,1,0)_{12}$ ] de retratar o comportamento sazonal do ruído. Uma nova pesquisa do ponto óptimo de  $\Lambda$  levou então a concluir por  $\lambda^{**} = 0,5$ .

Deste modo, chegou-se ao seguinte modelo:



$$\sqrt{Y_{2;t}} = \omega_0 X_{1;t-1} + \alpha_0 X_{2;t-1} + \beta_0 X_{3;t} + \delta_0 X_{4;t} + \mu_0 X_{5;t-1} + \eta_t \quad (6.1)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - B^{12})(1 - \phi_{12} B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (6.2)$$

o qual não está ainda isento de problemas. Com efeito, além de incluir três "inputs" não significativos do ponto de vista estatístico (nomeadamente as variáveis  $X_1$ ,  $X_4$  e  $X_5$ ), este modelo gera resíduos cujas FAC e FACP são bastante significativas para um atraso ("lag") de 3 períodos (com *ratios t* de, respectivamente, -2,55 e -2,40).

Tentou-se portanto melhorar a modelização do ruído, o que pareceu possível tanto segundo um esquema ARIMA(3,0,0)(1,1,1)<sub>12</sub> com  $\phi_1 = \phi_2 = 0$  (**modelo 2.A**), como com ARIMA(0,0,3)(1,1,1)<sub>12</sub> com  $\theta_1 = \theta_2 = 0$  (**modelo 2.B**). Em qualquer um destes modelos, um novo ponto óptimo foi encontrado em  $\Lambda$ :  $\lambda^{***} = 0$ , pelo que se passou a tomar como "output" o logaritmo nepperiano das centenas de mortos em acidentes de viação. Temos, portanto:

$$\ln Y_{2;t} = \omega_0 X_{1;t-1} + \alpha_0 X_{2;t-1} + \beta_0 X_{3;t} + \delta_0 X_{4;t} + \mu_0 X_{5;t-1} + \eta_t \quad (6.3)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - B^{12})(1 - \phi_3 B^3)(1 - \phi_{12} B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (\text{modelo 2.A}) \quad (6.4)$$

ou

$$\eta_t = \frac{(1-\theta_3 B^3)(1-\theta_{12} B^{12})}{(1-B^{12})(1-\phi_{12} B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (\text{modelo 2.B}) \quad (6.5)$$

Em ambos os modelos, confirmou-se a não significância estatística das variáveis  $X_1$ ,  $X_4$  e  $X_5$ . Nenhum dos modelos revela a existência de problemas de autocorrelação entre parâmetros estimados, de estacionariedade ou de invertibilidade. O número de atrasos em que a FAC e a FACP residuais são significativas é aceitável em ambos os modelos. No entanto, no modelo **2.A**, a estatística Q assume por vezes um valor superior ao quantil 0,95 da respectiva distribuição, nomeadamente quando se testa a nulidade global da FAC nos primeiros 18, 24, 32, 33, 34 ou 35 atrasos. Assim, considera-se que o modelo **2.A** não satisfaz as condições necessárias para ser aceite. O modelo escolhido para representar a sucessão  $Y_2$  foi, por isso, o modelo **2.B**.

### **6.3. - O modelo de intervenção seleccionado**

O modelo estimado a que se chegou para a sucessão  $Y_2$  do número (em centenas) de mortes em acidentes de viação, foi o seguinte:

$$\ln Y_{2;t} = -0,14405 \cdot X_{2;t-1} + 0,2403 \cdot X_{3;t} + \eta_t \quad (6.6)$$

(-7,83)                      (16,61)

e

$$(1 - B^{12})(1 + 0,33844 \cdot B^{12})\eta_t = (1 - 0,22242 \cdot B^3)(1 - 0,94039 \cdot B^{12})\varepsilon_t \quad (6.7)$$

(-3,98)
(2,48)
(68,8)

onde os números entre parênteses colocados sob as equações representam os *ratios t* relativos à significância estatística das estimativas dos parâmetros e  $\varepsilon_t$  continua a ser um ruído branco.

Fez-se o ensaio da hipótese  $H_0: \theta_{12} = 1$ , a qual foi claramente rejeitada, com um valor  $t = -4,36$ . Assim, conclui-se que o modelo do ruído é invertível, sendo também estacionário: todos os polinómios têm as respectivas raízes fora do círculo unitário. Também não existe qualquer espécie de redundância entre os parâmetros do modelo do ruído.

A matriz de correlação entre parâmetros estimados é a seguinte:

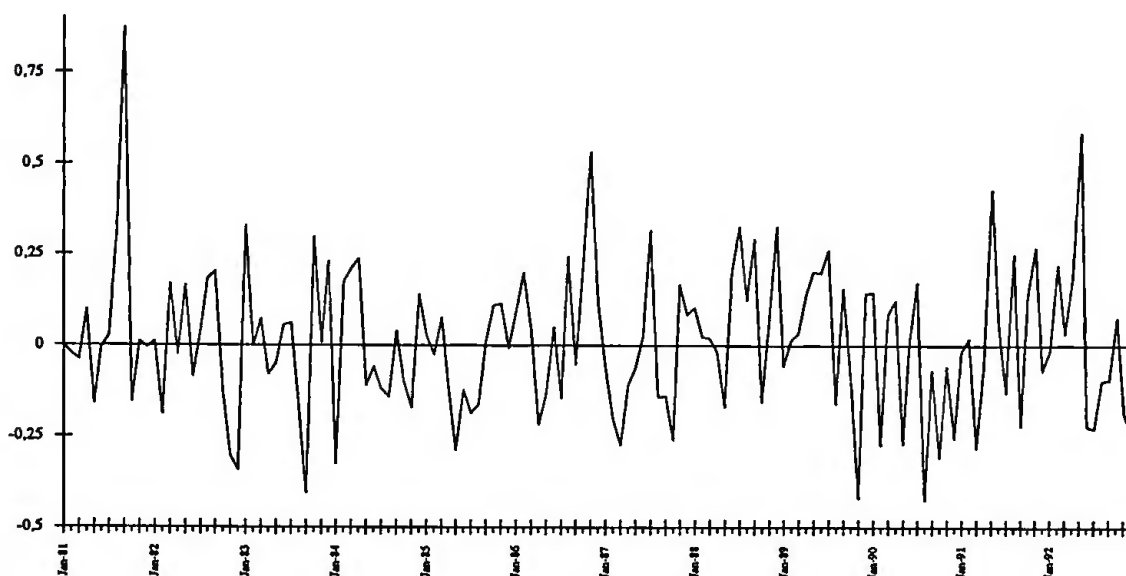
$$\begin{array}{l}
 (\phi_{12}) \\
 (\theta_3) \\
 (\theta_{12}) \\
 (\alpha_0) \\
 (\beta_0)
 \end{array}
 \begin{array}{c}
 \left| \begin{array}{ccccc}
 1 & 0,1912 & 0,0448 & 0,0371 & -0,0216 \\
 0,1912 & 1 & -0,0539 & -0,0664 & 0,0962 \\
 0,0448 & -0,0539 & 1 & -0,0273 & 0,0245 \\
 0,0371 & -0,0664 & -0,0273 & 1 & -0,5634 \\
 -0,0216 & 0,0962 & 0,0245 & -0,5634 & 1
 \end{array} \right.
 \end{array}$$

Não existem, portanto, correlações importantes entre os parâmetros.

O modelo seleccionado gera resíduos (ver figura) que se admite não tenham tendência, nem sazonalidade, e tenham variância constante ao longo do tempo. Aceita-se a hipótese de que estes resíduos tenham média nula ( $t = -0,013$ ).

**Fig. 6.2 - Resíduos gerados pelo modelo de intervenção para a sucessão  $Y_2$**

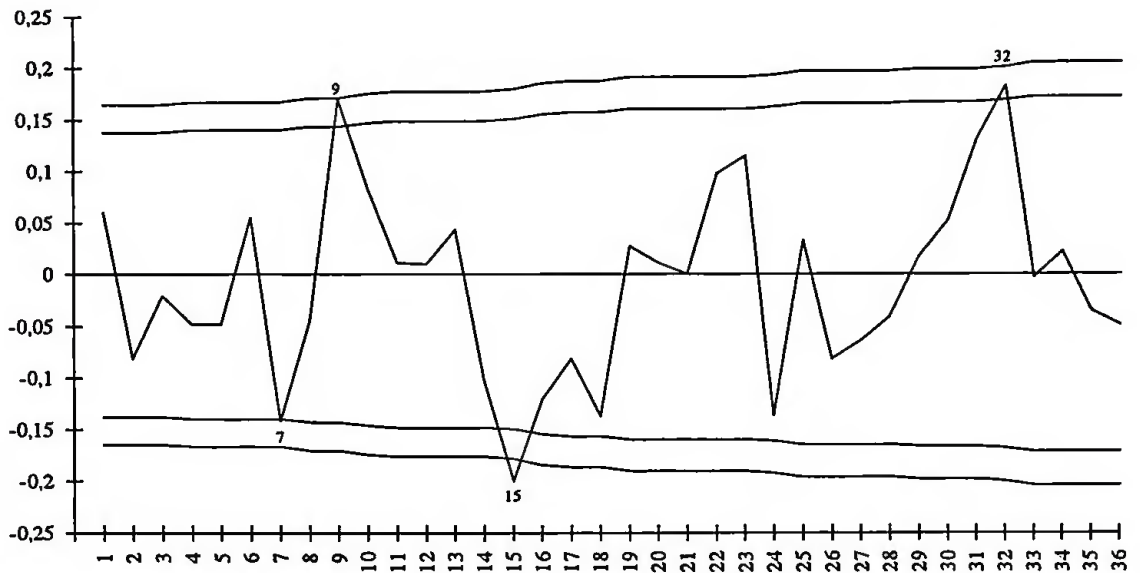
**(expressos em centenas de mortes em acidentes de viação)**



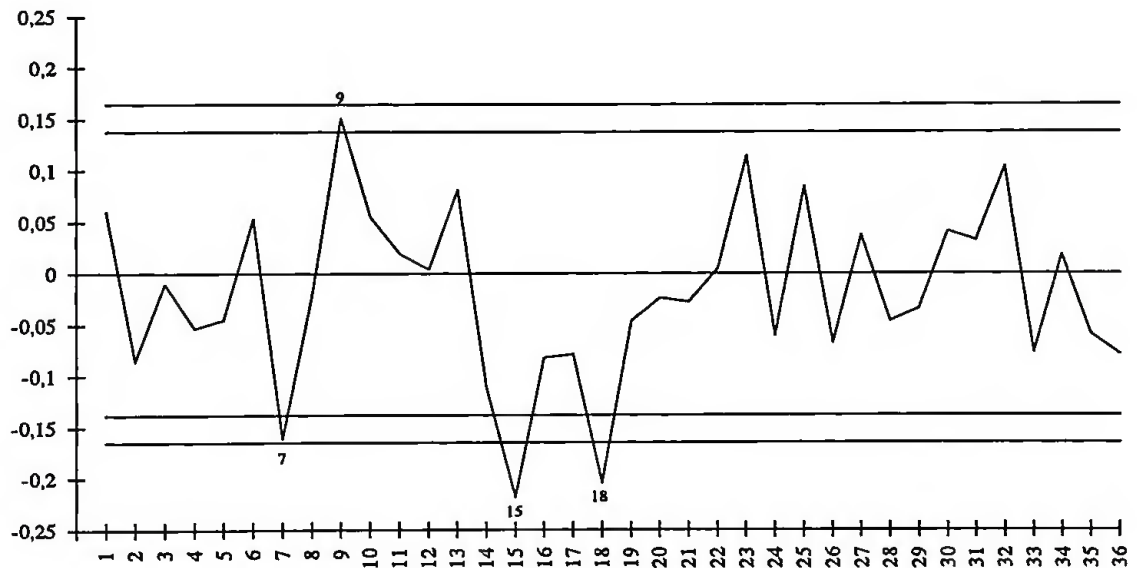
A FAC residual é representada na figura seguinte, podendo constatar-se que são muitos poucos os valores significativos. Fora do limiar de  $\pm 1,96\sigma$ , encontramos apenas o valor referente ao atraso de 15 períodos, com um *ratio*  $t = -2,2$ . Outros valores com alguma significância ocorrem nos atrasos de 9 ( $t = 1,94$ ), 32 ( $t = 1,78$ ) e 7 períodos ( $t = -1,67$ ). A estatística Q atribuí à hipótese de nulidade global da FAC dos resíduos nos primeiros 36 atrasos, uma probabilidade de 0,104, o que excede o limiar de 5%, permitindo portanto aceitar a hipótese. O valor mais desfavorável da estatística Q ocorre para a hipótese de nulidade global dos primeiros 32 atrasos, cuja probabilidade apenas consegue igualar o nível de significância de 5%.

Quanto à FACP dos resíduos (ver figura), o seu comportamento é bastante semelhante ao da FAC, embora surjam agora dois valores significativos fora do limiar de  $\pm 1,96\sigma$ , nomeadamente nos atrasos 15 ( $t = -2,6$ ) e 18 ( $t = -2,43$ ). Outros valores com alguma significância ocorrem para os atrasos de 7 ( $t = -1,92$ ) e 9 períodos ( $t = 1,8$ ).

**Fig. 6.3 - Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos (sucessão  $Y_2$ )**



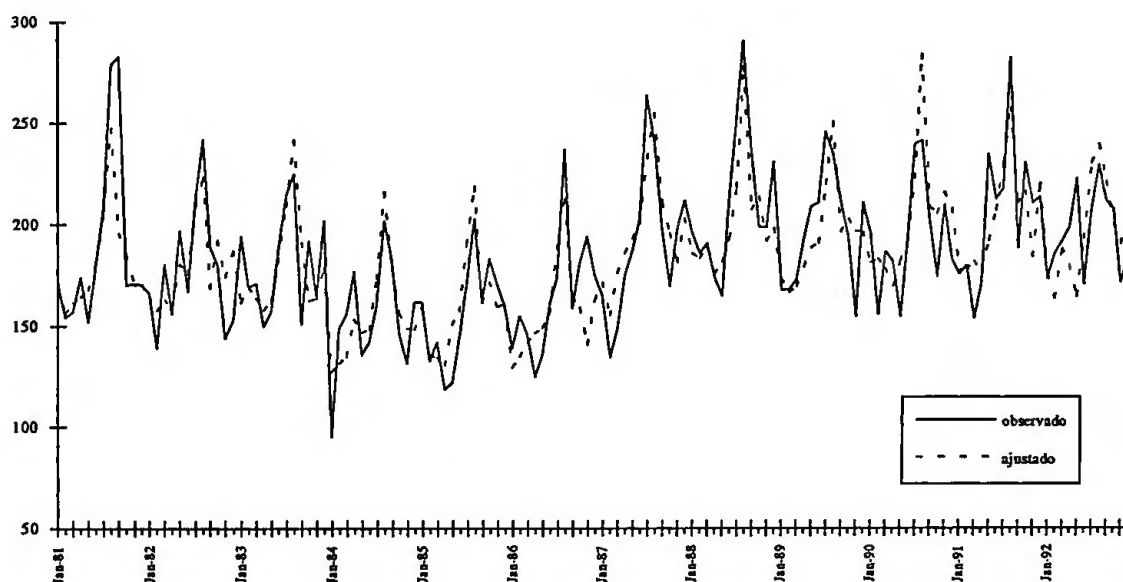
**Fig. 6.4 - Função de Autocorrelação Parcial (FACP) dos resíduos (sucessão  $Y_2$ )**



O ajustamento conseguido com o modelo de intervenção adoptado para a sucessão das vítimas mortais de acidentes de viação, não é tão bom quanto se desejaria, ficando, por exemplo, bastante aquém do conseguido para a sucessão dos acidentes com vítimas. Ainda assim, obteve-se um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) de

0,6680 se medido em termos dos dados originais, e de 0,6664 se medido em termos dos dados logaritmizados, o que, em qualquer caso, ainda significa um coeficiente de correlação superior a 0,8 entre a sucessão observada e a sucessão ajustada.

**Fig. 6.5 - Mortos em acidentes de viação -  
- valores observados versus valores ajustados**



#### 6.4. - Conclusões

Em relação ao método adoptado para quantificar os efeitos das intervenções sobre a sucessão  $Y_1$ , há apenas uma diferença, resultante de a transformação aplicada a  $Y_2$  ter sido logarítmica e não a raiz quadrada. Assim, por exemplo, em relação à 2ª intervenção anti-alcoolemia, tem-se:

$$\frac{dY_2}{dX_2} = \bar{Y}_2 \times (-0,14405) \quad (6.8)$$

Continuando a tomar a média dos doze meses anteriores ao início dos efeitos da intervenção, tem-se que a segunda intervenção anti-alcoolemia motivou a ocorrência, em média, de cerca de menos 25 vítimas mortais de acidentes de viação por mês (aproximadamente menos 14,4 % face à média do período Outubro de 1982 a Setembro de 1983).

Quanto à intervenção "quebra de série", permitiu que fossem registados, por mês e em média, mais cerca de 40 vítimas mortais de acidentes de viação (mais cerca de 24 % face à média de 1992).

As restantes intervenções não tiveram efeitos estatisticamente significativos.

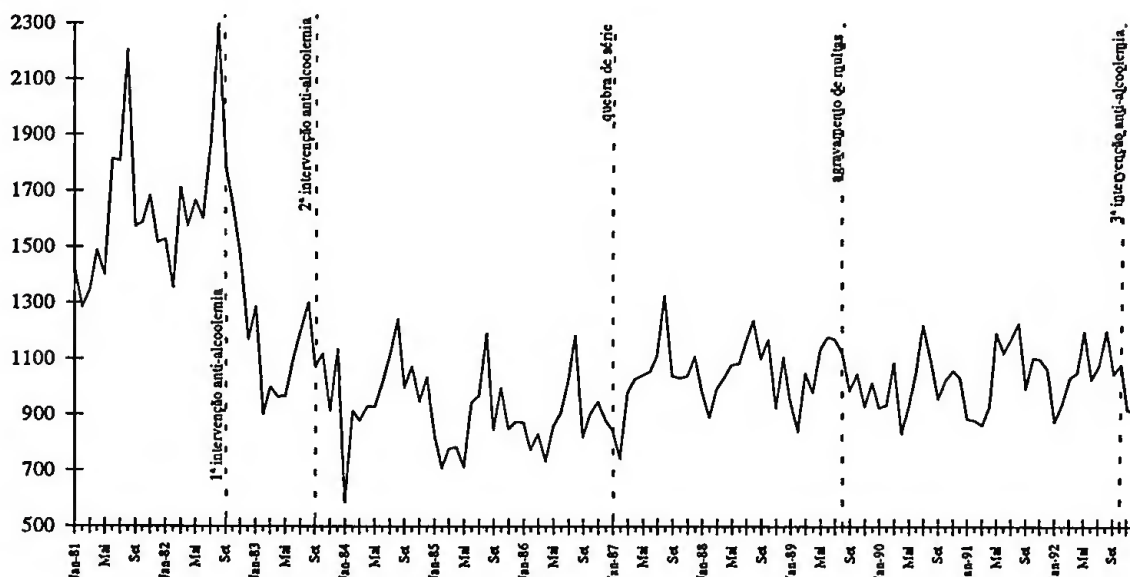
## **7. - SUCESSÃO $Y_3$ : FERIDOS GRAVES**

### ***EM ACIDENTES DE VIAÇÃO***

A sucessão cronológica do número mensal de feridos graves em acidentes de viação é representada (em valores reais, embora vá ser tratada em milhares), na Fig. 7.1. Da observação do cronograma, resulta clara a existência de um padrão sazonal de comportamento, o qual, à semelhança do que foi observado nas sucessões tratadas anteriormente, se caracteriza por máximos locais nos meses de Agosto (Julho em 1989 e 1990). O cronograma da sucessão não evidencia a presença de qualquer tendência. Bastante notório é, no entanto, o efeito da primeira intervenção anti-alcoolemia, a qual motivou uma descida muito acentuada do nível da sucessão. Também em consequência desse efeito, não parece lícito supôr que a variância da sucessão seja constante no tempo. Aliás, o forte efeito daquela intervenção poderá ser também responsável por, de alguma forma, *disfarçar* a existência de uma eventual tendência na sucessão. Não são evidentes efeitos de qualquer outra intervenção.

**Fig. 7.1 - Número mensal de feridos graves em acidentes de viação**

**(Janeiro de 1981 a Dezembro de 1992)**



### **7.1. - Estacionarização e identificação do modelo do ruído**

O ajustamento da sucessão diferenciada sazonalmente  $(Y_{3,t} - Y_{3,t-12})$  permitiu fazer uma primeira pesquisa da transformação óptima a aplicar à sucessão, tendo-se obtido  $\lambda^* = -0,5$ . No entanto, a sucessão  $(1 - B^{12}) \cdot (Y_{3,t})^{-1/2}$  dá origem a uma FAC cujas estimativas são significativas para os primeiros seis atrasos, decaindo muito lentamente para zero. Deste modo, conclui-se que a sucessão não está ainda estacionarizada, sendo necessário diferenciá-la de um período. Chegamos assim à sucessão  $(1 - B)(1 - B^{12})(Y_{3,t})$ . Uma nova pesquisa no domínio  $\Lambda$ , permitiu encontrar  $\lambda^{**} = 1$ . Os instrumentos habituais de identificação, aplicados à sucessão  $(1 - B)(1 - B^{12})(Y_{3,t})$ , deram resultados claros: a FAC vem significativa apenas nos atrasos 1 e 12; por seu turno, a FACP é significativa nos atrasos 1, 6, 12, 15 e 24. Com o auxílio adicional da Função de Autocorrelação Extendida ("Extended



Autocorrelation Function"), consegue-se identificar um modelo ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> (conforme equação 5.2), o qual se propõe como primeira alternativa para modelizar o ruído.

## 7.2. - *Discussão de modelos alternativos*

A estimação do modelo formado pelas cinco intervenções e por um esquema ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> para o ruído (expressões (5.1) e (5.2)), leva a encontrar uma nova transformação ótima a aplicar à sucessão, sendo agora  $\lambda^{***} = 0$ . Neste modelo, nenhuma intervenção é claramente não significativa, embora apenas as estimativas dos parâmetros afectos a  $X_1$  (1ª intervenção anti-alcoolemia) e  $X_3$  (quebra de série) logrem obter um *ratio t* cujo módulo seja superior a 1,96. A intervenção  $X_4$  (agravamento de multas), com um *ratio t* = -1,68, é a menos significativa, enquanto  $X_2$  e  $X_5$  (2ª e 3ª intervenções anti-alcoolemia), registam *ratios t* de, respectivamente, -1,9 e -1,84. Esta abundância de intervenções significativas, de algum modo contraria a impressão colhida do cronograma da sucessão. Quanto à FAC e à FACP dos resíduos, embora sendo globalmente bastante boas, permitem supor que, eventualmente, a sazonalidade do ruído não esteja totalmente modelizada. Isto porque, para o atraso 23, a FAC exhibe um *ratio t* = 1,84 e a FACP um valor *t* = 1,95. Refira-se ainda que quer a FAC quer a FACP dos resíduos exibem, para o atraso de 2 períodos, valores que se encontram muito próximo do limiar mais baixo de significância (*ratios t* = 1,643 e *t* = 1,63, respectivamente). Apesar de tudo isto, considera-se esta uma primeira alternativa para um modelo de intervenções para a sucessão  $Y_3$  (modelo 3.A).

Na busca de uma melhor modelização da componente sazonal do ruído, chegou-se à alternativa ARIMA(0,1,1)(2,1,1)<sub>12</sub> com a restrição  $\phi_{12} = 0$ . No entanto, um modelo de intervenções com esta modelização do ruído, gera resíduos cujas FAC e FACP são relativamente significativas para os atrasos de 2 períodos (*ratios t* próximos

de 1,72), embora já não indiquem quaisquer resquícios de sazonalidade. Surgiu, portanto, a necessidade de melhorar a modelização do ruído também na parte não sazonal.

Na sequência do que ficou dito, chegou-se a um modelo de intervenções construído sobre uma modelização  $ARIMA(2,1,1)(2,1,1)_{12}$  com as restrições  $\phi_1 = \phi_{12} = 0$ , para o ruído. Neste novo modelo (desenvolvido, tal como o anterior, com dados logaritmizados do "output") apenas a 1ª intervenção anti-alcoolemia (variável  $X_1$ ) se revela significativa. Optou-se por manter o parâmetro  $\phi_2$  no modelo, embora com um *ratio*  $t=1,81$ . Quer a FAC quer a FACP dos resíduos, têm um comportamento bastante bom, sendo significativas apenas no atraso 16, com *ratios*  $t$  de, respectivamente, 1,75 e 2,23. Chamaremos, a esta opção, o **modelo 3.B**.

Uma última alternativa resulta de, a partir do modelo **3.A**, ir sistematicamente eliminando os parâmetros que sejam estimados com um *ratio*  $t < 1,96$ . A única intervenção que, deste modo, se mantém no modelo é, mais uma vez, a 1ª anti-alcoolemia (variável  $X_1$ ). O modelo (sempre com  $\lambda = 0$ ) gera agora resíduos que (aceita-se) não terão qualquer espécie de comportamento sazonal: apenas a FACP é algo significativa no atraso 23, com um *ratio*  $t=1,71$ . Quanto ao atraso 2, ele continua, quer na FAC ( $t=1,66(6)$ ), quer na FACP ( $t=1,63$ ) a situar-se muito próximo do limite mínimo de significância, podendo no entanto considerar-se que as funções são nulas neste atraso. Esta última hipótese será designada por **modelo 3.C**.

### **7.3. - Seleção de modelos**

Antes do mais, recapitulemos os modelos em confronto.

**Modelo 3.A:**

$$\ln Y_{3;t} = \omega_0 X_{1;t-1} + \alpha_0 X_{2;t-1} + \beta_0 X_{3;t} + \delta_0 X_{4;t} + \mu_0 X_{5;t-1} + \eta_t \quad (7.1)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_{12} B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (7.2)$$

**Modelo 3.B:**

$$\ln Y_{3;t} = \omega_0 X_{1;t-1} + \eta_t \quad (7.3)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_{12} B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})(1-\phi_2 B^2)(1-\phi_{24} B^{24})} \cdot \varepsilon_t \quad (7.4)$$

**Modelo 3.C:**

$$\ln Y_{3;t} = \omega_0 X_{1;t-1} + \eta_t \quad (7.5)$$

e

$$\eta_t = \frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_{12} B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} \cdot \varepsilon_t \quad (7.6)$$

Os critérios habituais de selecção de modelos assumem os seguintes valores:

	Modelo 3.A	Modelo 3.B	Modelo 3.C
Soma dos quadrados dos resíduos (em termos do logaritmo nepperiano dos dados; $\lambda = 0$ )	1,1603	1,1959	1,2606
Número de resíduos	143	143	143
Número de parâmetros	7	5	3
Variância estimada da sucessão estacionarizada	0,0273042576	0,0273042576	0,0273042576
AIC	-674,426	-674,104	-670,570
BIC	-654,456	-658,338	-659,787

Os dois critérios sugerem decisões contraditórias. Assim, segundo o critério original de Akaike (AIC) o modelo 3.C é claramente o pior, enquanto os modelos 3.A e 3.B são praticamente equivalentes. Pelo contrário, segundo o critério bayesiano de Akaike (BIC), o modelo 3.A é nitidamente o menos aconselhado, enquanto o modelo 3.C consegue uma vantagem apenas ligeira sobre o modelo 3.B.

Face a esta situação, considera-se adequada uma solução de compromisso, optando-se pelo modelo 3.B, visto que, por um lado, qualquer outro modelo é nitidamente desaconselhado por um dos critérios, o que não acontece com a opção 3.B; por outro lado, ambos os critérios classificam o modelo 3.B bastante perto daquele que, segundo cada critério, seria o melhor modelo.

#### **7.4. - O modelo de intervenção seleccionado**

O modelo 3.B, após estimado, proporciona os seguintes resultados (os números entre parênteses colocados sob as estimativas dos parâmetros correspondem aos *ratios t* relativos à respectiva significância estatística):

$$\ln Y_{3;t} = -0,24001 \cdot X_{1;t-1} + \eta_t \quad (7.7)$$

(-2,99)

e

$$\begin{aligned} (1 - 0,1935 \cdot B^2)(1 + 0,25451 \cdot B^{24})(1 - B)(1 - B^{12}) \cdot \eta_t = \\ (1,81) \quad (-3,03) \\ = (1 - 0,70305 \cdot B)(1 - 0,94213 \cdot B^{12}) \cdot \varepsilon_t, \\ (9,11) \quad (53,67) \end{aligned} \quad (7.8)$$

O facto da estimativa de  $\theta_{12}$  ser relativamente próxima de 1, levou, à semelhança dos modelos adoptados para as outras sucessões já estudadas, a ensaiar a hipótese  $H_0 : \theta_{12} = 1$ , a qual foi rejeitada, tendo sido obtido um valor  $t = -3,30$ .

A análise das estimativas dos parâmetros não evidencia quaisquer problemas de invertibilidade ou de estacionariedade do modelo do ruído: todos os polinómios têm as suas raízes localizadas fora do círculo unitário. As estimativas também não sugerem a existência de situações de redundância entre parâmetros.

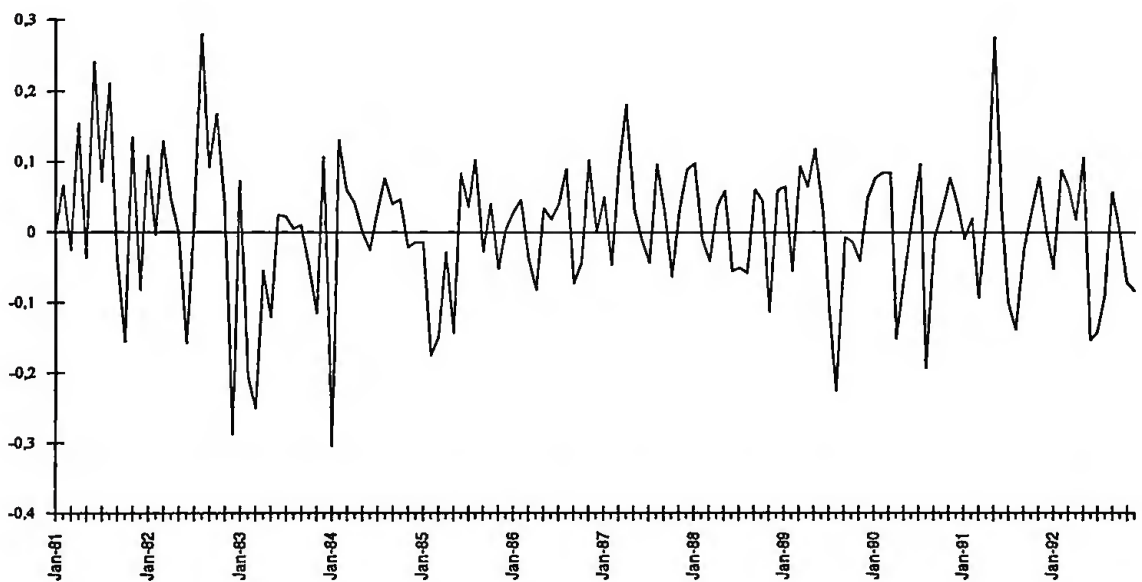
Não foram detectadas situações comprometedoras de correlações entre parâmetros. A respectiva matriz de coeficientes de correlação entre estimativas é a seguinte:

$(\phi_2)$	1	0,0392	0,5667	-0,0010	-0,0550
$(\phi_{24})$	0,0392	1	0,0086	0,0957	0,0037
$(\theta_1)$	0,5667	0,0086	1	0,0258	0,0658
$(\theta_{12})$	-0,0010	0,0957	0,0258	1	0,0048
$\omega_0$	-0,0550	0,0037	0,0658	0,0048	1

A Fig 7.2 mostra a sucessão dos resíduos produzidos pelo modelo. A sua observação não evidencia sinais de sazonalidade, nem de uma qualquer tendência, nem tão pouco de uma relação entre a variância e o tempo. Aparentemente, os resíduos distribuem-se do forma errática em torno do zero. A hipótese de que a média dos resíduos seja nula é aceite com um ratio  $t = 0,0892$ . Assim, considera-se que, de facto, estes resíduos configuram uma realização de um proceso estocástico do tipo "ruído branco".

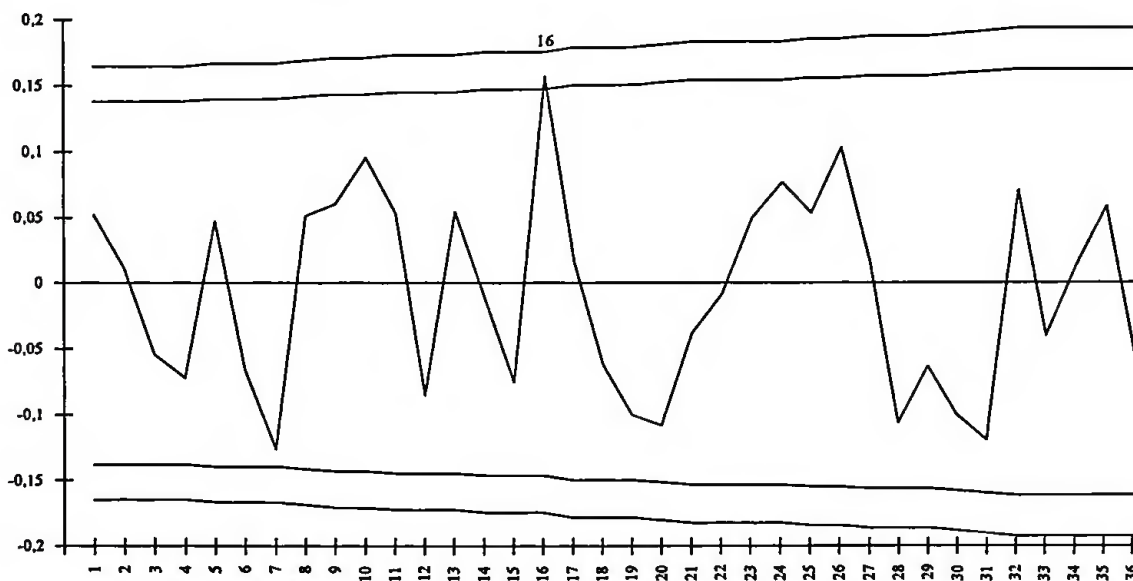
**Fig. 7.2 - Resíduos gerados pelo modelo 3.B**

**(expressos em milhares de feridos graves causados por acidentes de viação)**



A FAC dos resíduos é representada na Fig. 7.3, na qual estão assinaladas barras de significância dadas por  $\pm 1,645 \cdot \sigma$  e por  $\pm 1,96 \cdot \sigma$ . Da observação do correlograma resulta que é apenas para o atraso 16 que a função assume alguma significância. Quanto à estatística Q, ela atribui à hipótese de nulidade global da FAC nos primeiros 36 atrasos uma probabilidade de 0,642, permitindo portanto aceitar a hipótese.

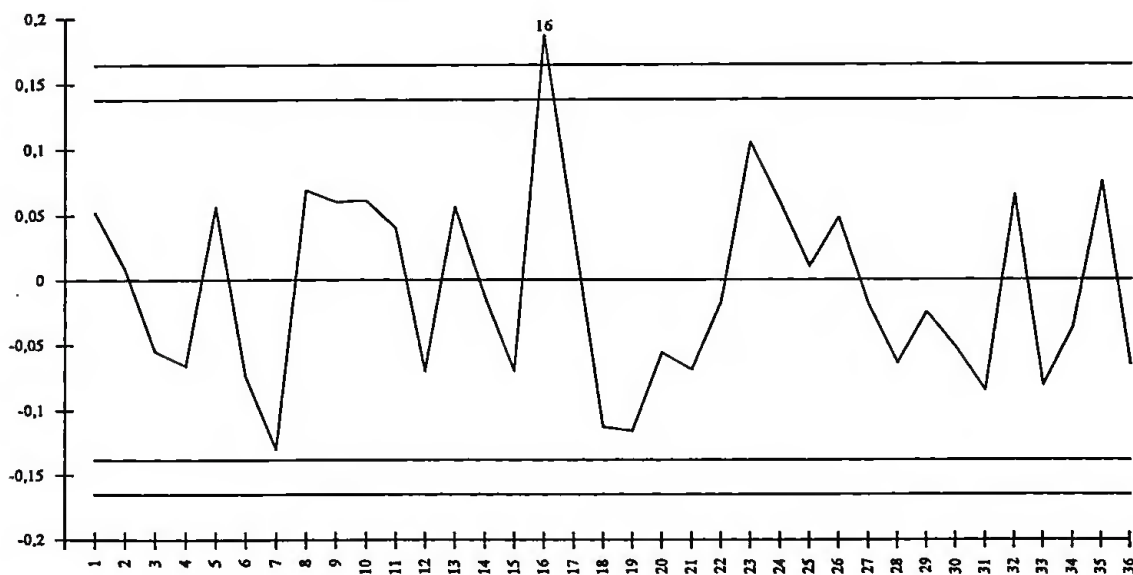
**Fig. 7.3 - Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos gerados pelo modelo 3.B**



O correlograma da FACP dos resíduos consta, por sua vez, da Fig. 7.4. Também aqui, o atraso 16 é o único em que a função assume alguma relevância. Assim, considera-se que se pode identificar os resíduos como um "ruído branco".

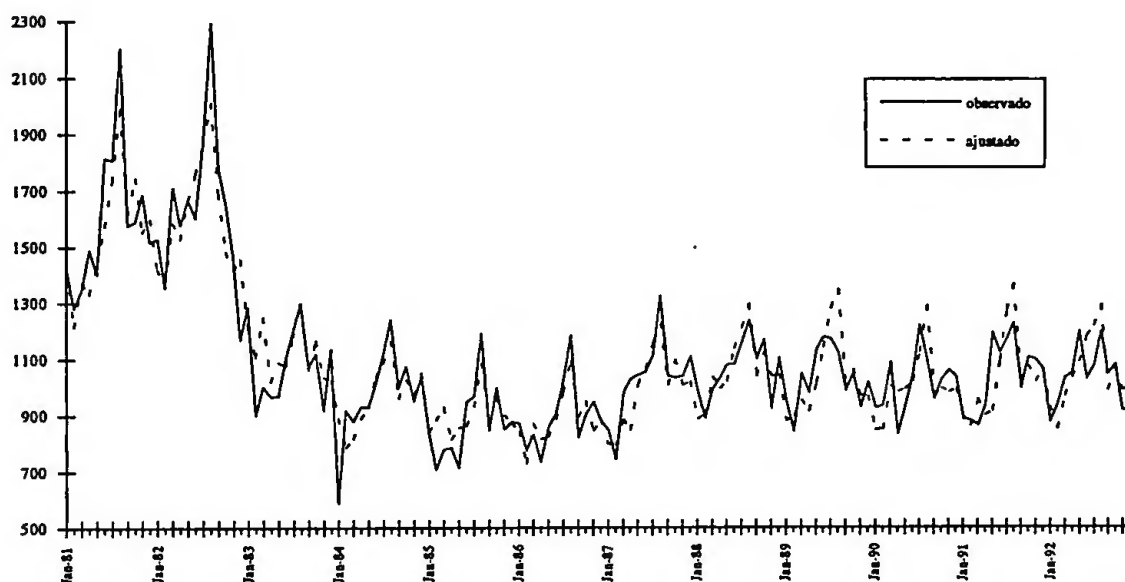
**Fig. 7.4 - Função de Autocorrelação Parcial (FACP)**

**dos resíduos gerados pelo modelo 3.B**



Finalmente, refira-se que o modelo 3.B proporciona um grau de ajustamento bastante apreciável. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) atinge 0,87454 quando apreciado em termos dos dados observados, sendo de 0,83674 em termos dos seus logaritmos nepperianos. A Fig. 7.5 ilustra o modo como os valores ajustados pelo modelo aderem às observações da sucessão.

**Fig. 7.5 - Feridos graves em acidentes de viação -  
- valores observados *versus* valores ajustados**



### 7.5. - Conclusões

A única intervenção com efeitos estatisticamente significativos sobre a sucessão  $Y_3$  (a 1ª intervenção anti-alcoolemia) provoca, em média, a ocorrência de cerca de menos 404 feridos graves por mês (menos 24 % face à média do período Outubro de 1981 a Setembro de 1982).

Mais nenhuma intervenção provoca efeitos que sejam significativos do ponto de vista estatístico.



## 8. - SUCESSÃO $Y_4$ : FERIDOS LEVES

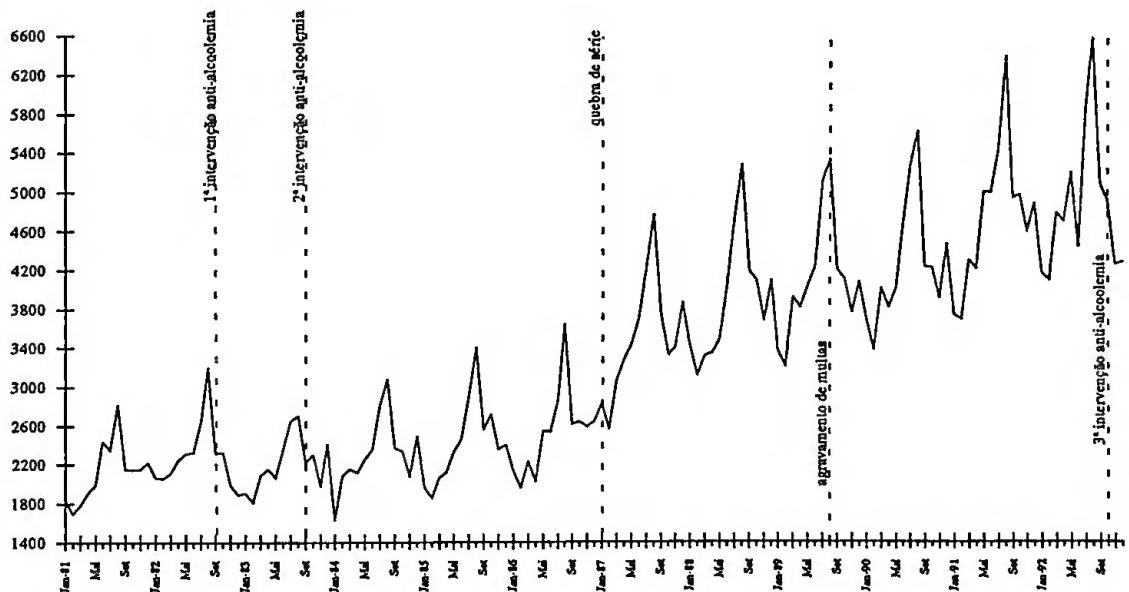
### EM ACIDENTES DE VIAÇÃO

A última sucessão cronológica a ser estudada é a do número mensal de feridos leves causados por acidentes de viação. Esta sucessão encontra-se representada na Fig. 8.1 de acordo com a sua expressão real, mas vai ser analisada expressa em milhares.

Da simples observação do cronograma resulta que a sucessão é afectada por um padrão sazonal bastante forte, por uma tendência crescente e por uma variância também crescente. O padrão sazonal caracteriza-se, mais uma vez, pela existência de "picos" (máximos locais) nos meses de Agosto.

Fig. 8.1 - Número mensal de feridos leves em acidentes de viação

(Janeiro de 1981 a Dezembro de 1992)



### 8.1. - Estacionarização, identificação e um modelo alternativo para o ruído

Na sequência do que ficou dito no ponto anterior, considera-se que a sucessão  $Y_4$  necessita, para se tornar estacionária, de sofrer uma diferenciação simples e uma outra de carácter sazonal.

O ajustamento de um modelo elementar constituído apenas pela sucessão diferenciada (sem envolver a estimação de nenhum parâmetro), permite fazer uma busca do ponto óptimo de  $\Lambda$ . Obteve-se  $\lambda^* = 0,5$ , o que equivale a dizer que se vai tomar como output a raiz quadrada das observações de  $Y_4$ .

A sucessão  $(1-B)(1-B^{12})(Y_{5,t})^{1/2}$  tem média estatisticamente nula (*ratio*  $t = -0,24$ ). A sua FAC é significativa nos atrasos 1, 4, 5 e 12. Por seu turno, a FACP é significativa nos atrasos 1, 2, 4, 13 e 14. Em consonância, identificam-se, como primeiras possibilidades de modelização do ruído no contexto de um modelo de intervenção para  $Y_5$ , os esquemas  $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  e  $ARIMA(0,1,1)(1,1,0)_{12}$ .

No entanto, nenhuma daquelas alternativas se mostrou satisfatória, pois em ambas a componente sazonal do ruído era insuficiente modelizada. Na opção autoregressiva sazonal, a FAC e a FACP dos resíduos do modelo de intervenção vinham ambas claramente significativas no atraso 24, com *ratios*  $t$  de, respectivamente,  $-2,2$  e  $-2,3$ . Na opção médias móveis para a componente sazonal, era apenas a FACP que tinha alguma significância no atraso 24, com um *ratio*  $t = -1,74$ .

Houve pois que procurar uma alternativa para a modelização da sazonalidade no ruído, a qual veio a ser  $ARIMA(0,1,1)(1,1,1)_{12}$ .

## 8.2. - O Modelo de Intervenção Selecionado

Uma vez fixada a modelização do ruído, obteve-se o seguinte modelo de intervenções para a sucessão do número mensal de feridos leves em acidentes de viação (em milhares):

$$\sqrt{Y_{5;t}} = -0,083403 \cdot X_{1;t-1} + 0,20534 \cdot X_{3;t} - 0,15642 \cdot X_{5;t-1} + \eta_t \quad (8.1)$$

(-2,77)
(6,87)
(-3,79)

e

$$(1-B)(1-B^{12})(1-0,19017 \cdot B^{12})\eta_t = (1-0,83196 \cdot B)(1-0,94334 \cdot B^{12}) \cdot \varepsilon_t \quad (8.2)$$

(2,02)
(16,75)
(52,23)

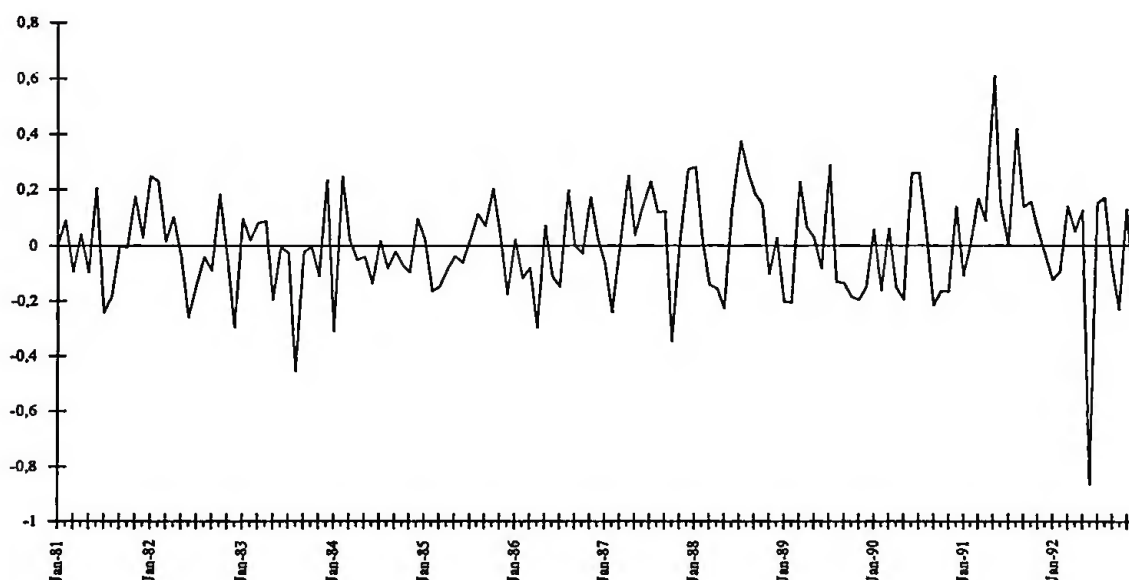
A matriz de correlações entre parâmetros estimados não exhibe qualquer coeficiente de correlação problemático, podendo pois considerar-se que os parâmetros são não correlacionados:

$(\phi_{12})$	1	0,0783	0,3147	-0,1289	0,0992	-0,0321
$(\theta_1)$	0,0783	1	-0,0473	-0,0602	-0,0085	-0,0863
$(\theta_{12})$	0,3147	-0,0473	1	-0,0199	0,0110	-0,0255
$(\omega_0)$	-0,1289	-0,0602	-0,0199	1	0,0419	0,0500
$(\beta_0)$	0,0992	-0,0085	0,0110	0,0419	1	0,0082
$(\mu_0)$	-0,0321	-0,0863	-0,0255	0,0500	0,0082	1

Também não são visíveis quaisquer sinais de redundância entre estimativas. Tendo-se ensaiado a hipótese  $H_0: \theta_{12} = 1$ , obteve-se  $t = -3,14$ , o que leva à rejeição inequívoca da mesma. Assim, conclui-se que o modelo do ruído não sofre de quaisquer problemas de invertibilidade ou de estacionariedade.

A Fig. 8.2 mostra os resíduos gerados pelo modelo. Não são visíveis sinais de sazonalidade, nem é perceptível qualquer tendência. De igual modo, não é notada qualquer evolução da variância com o tempo. A hipótese de nulidade da média dos resíduos é aceite ( $t = -0,4285$ ).

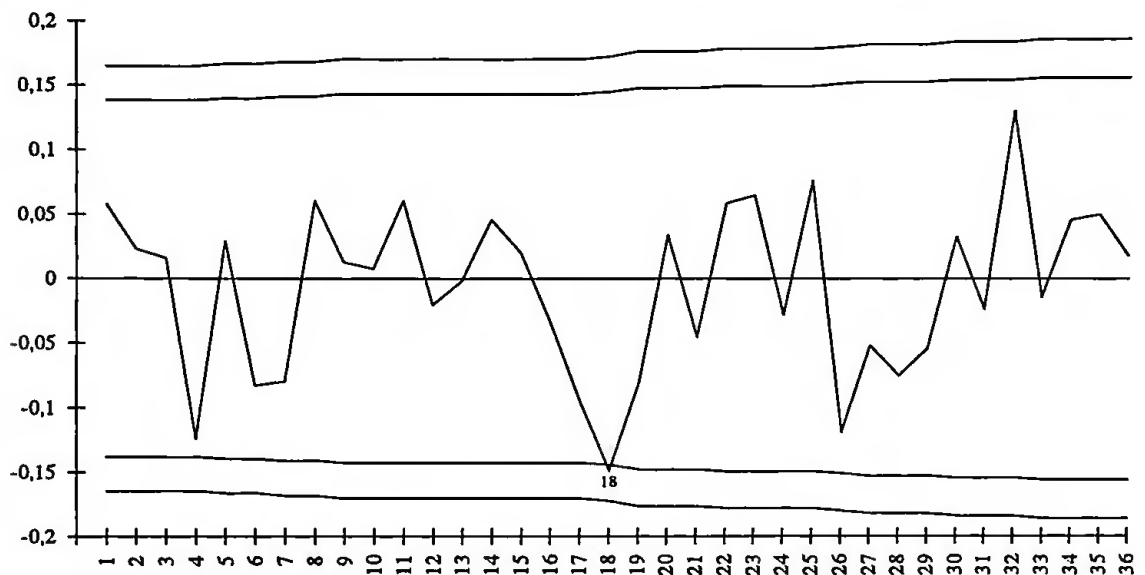
**Fig. 8.2 - Resíduos gerados pelo modelo de intervenção seleccionado para os feridos leves em acidentes de viação (expressos em milhares de feridos leves)**



O correlograma da FAC dos resíduos consta da Fig. 8.3. Nela se pode notar que é apenas para o atraso 18 ( $t = -1,69$ ) que a função ultrapassa o menor dos limiares de significância. Quanto à nulidade global da FAC, a estatística Q permite

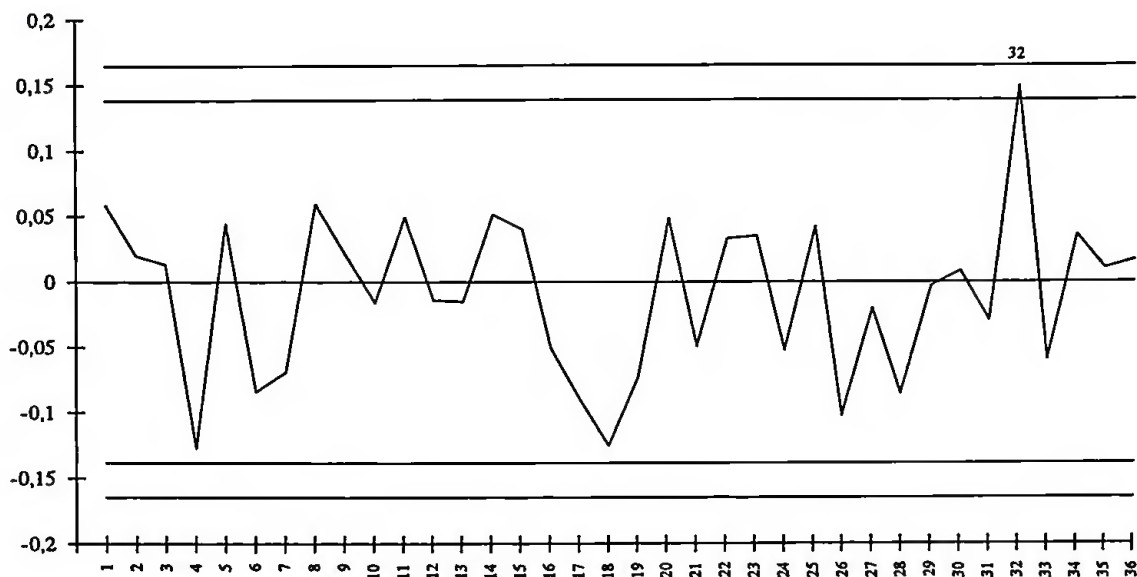
atribuir a tal hipótese uma probabilidade de 0,911, considerando-se os primeiros 36 valores da função.

**Fig. 8.3 - Função de autocorrelação (FAC) dos resíduos gerados pelo modelo de intervenção para os feridos leves em acidentes de viação**



Quanto à FACP residual, também ela é significativa apenas num atraso. Desta vez, é sobre o atraso 32 ( $t = 1,77$ ) que recai o protagonismo, conforme se pode ver na Fig. 8.4.

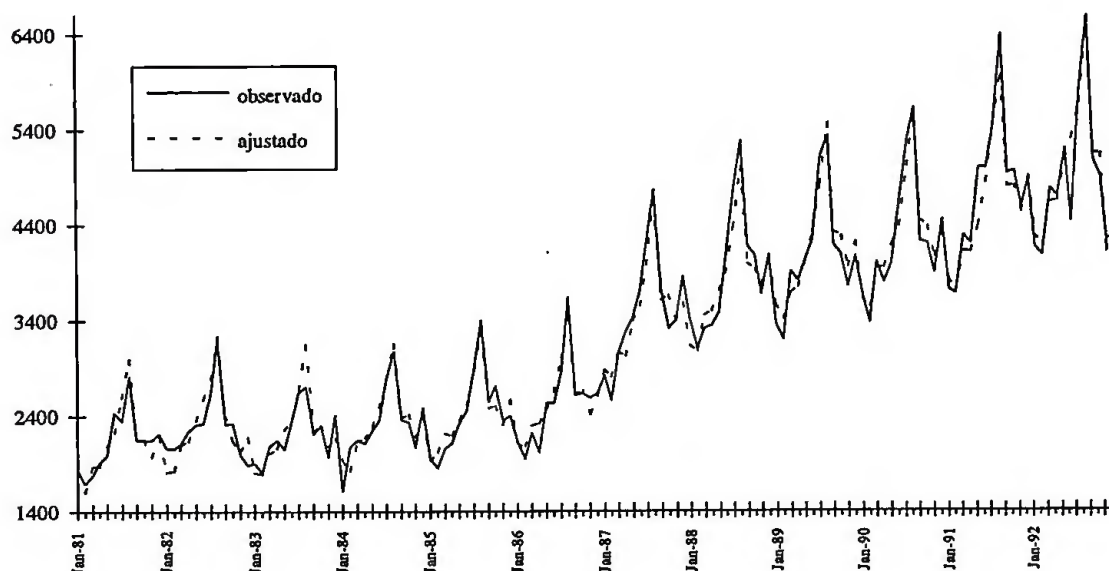
**Fig. 8.4 - Função de autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos gerados pelo modelo de intervenção para os feridos leves em acidentes de viação**



Deste modo, pode concluir-se que os resíduos proporcionados pelo modelo simulam um processo ruído branco.

Finalmente, importa referir o excelente grau de aderência conseguido pelo modelo e ilustrado pela Fig. 8.5. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) é de 0,97454 se medido em termos dos dados originais (em milhares) e de 0,97459 quando avaliado em termos dos dados transformados (raiz quadrada).

**Fig. 8.5 - Feridos leves em acidentes de viação -**  
**- valores observados *versus* valores ajustados**



### **8.3. - Conclusões**

A primeira intervenção anti-alcoolemia provocou, em média, uma diminuição de cerca de 386 feridos leves a menos por mês, o que corresponde a menos 16,7 % do valor médio observado no período Outubro de 1981 a Setembro de 1982.

A intervenção "quebra de série" permitiu registrar mais cerca de 1039 feridos leves causados por acidentes de viação por mês, correspondendo a mais cerca de 41% do valor médio observado em 1986.

Finalmente, a terceira intervenção anti-alcoolemia parece ter como efeito a ocorrência mensal de menos cerca de 1540 feridos leves causados por acidentes de viação (menos cerca de 31,3 % do valor médio de Novembro de 1991 a Outubro de 1992).

Mais nenhuma intervenção mostrou exercer efeitos significativos de um ponto de vista estatístico.

## 9. ALGUMAS REFLEXÕES FINAIS

Uma vez feito o estudo separado das várias sucessões, vai agora proceder-se a uma tentativa de sistematização das conclusões a que foi possível chegar. A tabela seguinte sintetiza os resultados, em termos dos efeitos de cada intervenção sobre as várias sucessões. Estes efeitos foram calculados face à média das doze observações anteriores ao início da sua ocorrência, e encontram-se expressos em termos absolutos e percentuais.

Sucessões	Intervenções				
	1ª anti-alcoolemia	2ª anti-alcoolemia	Quebra de série	Agravamento de multas	3ª anti-alcoolemia
Acidentes com Vítimas	-705 (-23,5 %)	-	+592 (+23,3 %)	-	-923 (-21,6 %)
Mortos	-	-25 (-14,4 %)	+40 (+24,0 %)	-	-
Feridos Graves	-404 (-24,0 %)	-	-	-	-
Feridos Leves	-386 (-16,7 %)	-	+1039 (+41,0 %)	-	-1540 (-31,3 %)

Uma primeira observação diz respeito à total ineficácia dos agravamentos de multas como medida promotora de segurança rodoviária. Apesar de substancial (quintuplicação dos valores mínimos), o agravamento de multas ocorrido em 1989 não provocou efeitos estatisticamente significativos em nenhuma das sucessões estudadas.

Já em relação às restrições introduzidas à condução sob o efeito do álcool, o balanço é bastante mais positivo. A introdução, em 1982, de um limite máximo de 0,8 gramas por litro para a taxa de álcool no sangue (1ª intervenção anti-alcoolemia) provocou diminuições significativas nos números mensais de acidentes de viação com vítimas e de feridos (graves e ligeiros) causados por esses acidentes, não tendo, no



entanto, qualquer efeito estatisticamente significativo sobre o número de vítimas mortais de acidentes de viação. Assim, parece poder presumir-se que os acidentes mortais não eram, na sua maioria, provocados por excessos de alcoolemia.

Um ano após a introdução de um limite máximo à taxa de álcool no sangue dos condutores, esse limite foi reduzido, passando a fixar-se em 0,5 gramas por litro. Esta 2ª intervenção anti-alcoolemia não teve qualquer efeito significativo sobre os números de acidentes com vítimas nem sobre os números de feridos (graves ou ligeiros) resultantes de acidentes de viação.

Assim, parece que a maior parte dos acidentes que vinham sendo causados por excesso de alcoolemia, o seriam por valores de álcool no sangue superiores a 0,8 gramas por litro e que, abaixo desse limite, seriam já poucos os acidentes causados pelo álcool. Pode também pensar-se que, eventualmente, a fixação do limite original de 0,8 gramas por litro, bem como a campanha que então foi levada a cabo junto da opinião pública, tenham resultado numa pedagogia capaz de levar a maior parte dos condutores a reduzir os seus consumos de álcool para além do exigido pela lei, desta forma como que antecipando a redução do limite máximo à taxa de álcool no sangue operada em 1983 e, portanto, tornando-a redundante.

Um tanto paradoxalmente, porém, observa-se um efeito estatisticamente significativo da 2ª intervenção anti-alcoolemia sobre o número de mortos causados por acidentes de viação. Aparentemente, este dado contraria a interpretação feita acima. No entanto, há que notar, desde já, o facto de aquele efeito ser pouco expressivo, quer em números absolutos, quer em percentagem. Pode pensar-se que a 1ª intervenção anti-alcoolemia possa ter tido um pequeno efeito (não significativo do ponto de vista estatístico) sobre o número de vítimas mortais, o qual, acumulado com outro pequeno efeito resultante da 2ª intervenção anti-alcoolemia, tenha resultado num efeito global já estatisticamente significativo. Deste ponto de vista, a existência deste efeito não é incompatível com a interpretação feita atrás.

Quanto à 3ª intervenção anti-alcoolemia (criminalização de taxas de álcool no sangue superiores a 1,2 gramas por litro), existem indícios de que possa ter tido alguns efeitos significativos, nomeadamente ao nível dos acidentes de viação com vítimas menos graves. No entanto, o facto de só se dispor de duas observações para avaliar os efeitos desta intervenção, obriga a colocar as maiores reservas à validade daqueles indícios, havendo pois que aguardar a disponibilidade de dados mais recentes para poder confirmá-los ou infirmá-los.

O esforço levado a cabo em 1987 no sentido de melhorar o apuramento dos dados relativos à sinistralidade foi bem sucedido, permitindo um registo mais exaustivo dos acidentes de viação com vítimas efectivamente ocorridos. Aquele esforço traduziu-se igualmente num maior número de registos de vítimas mortais e de feridos leves. Ao contrário, não teve qualquer efeito significativo sobre o número registado de feridos graves. Uma explicação plausível para esta conjugação de efeitos significativos e não significativos, parte da constatação de que, enquanto o aumento percentual do número registado de vítimas mortais acompanha o aumento dos registos de acidentes com vítimas, o aumento percentual do número registado de feridos leves é, pelo contrário, bastante superior. Importa também ter presente o facto de que a adopção, em 1987, de um novo instrumento de notação foi acompanhada de acções de formação/sensibilização dos agentes policiais encarregues da recolha primeira dos dados, nomeadamente alertando-os para a *forma correcta* de preenchimento do instrumento de notação. Assim, é natural supor que um previsível (mas não detectado) efeito positivo sobre o número registado de feridos graves tenha sido como que *anulado* pelo facto (que se pressupõe) de algumas situações que vinham, erradamente, sendo registadas como feridos graves terem passado a ser registadas (correctamente) como feridos leves. Esta hipótese permite encarar com maior tranquilidade quer o facto de a quebra de série não produzir efeitos significativos sobre os registos de feridos graves, quer o facto de os produzir com particular intensidade (relativa) sobre os registos de feridos leves.

Por último, relembra-se que o estudo feito não permite justificar plenamente a evolução no tempo dos números de acidentes de viação com vítimas e dos diversos tipos de vítimas. Nota-se, por exemplo, que, em linhas gerais, a gravidade média dos acidentes tende a diminuir. Assim, em 1981 registavam-se, por cada cem acidentes de viação com vítimas, médias de 6,8 vítimas mortais, 57 feridos graves e 75,8 feridos ligeiros; em 1987 estes números eram já de 5,9 mortos, 32 feridos graves e 109 feridos leves; por fim, em 1992, os ratios observados foram de 4,7 mortos, 24,4 feridos graves e 114,9 feridos leves por cada cem acidentes de viação com vítimas. Há pois uma tendência para um menor número médio de vítimas mortais e de feridos graves por acidente, por contraponto a um aumento do número médio de feridos leves por acidente. Nos últimos anos, os números relativos a acidentes com vítimas e a feridos leves não têm cessado de aumentar, enquanto, pelo contrário, os números de vítimas mortais e de feridos graves se mantêm sensivelmente constantes. O aumento gradual do parque automóvel, a melhoria genérica da qualidade e do estado das estradas, as várias campanhas de formação que quase constantemente incitam a opinião pública e os condutores de automóveis a uma atitude na estrada cada vez mais cívica e consciente, ou mesmo as políticas seguidas nos estabelecimentos hospitalares públicos no sentido de recorrer cada vez menos ao internamento e cada vez mais ao tratamento ambulatorio num número crescente de situações de gravidade moderada, são apenas alguns dos factores não explicitados no presente trabalho e que, com toda a probabilidade, influenciaram, no período estudado, o comportamento das sucessões cronológicas apresentadas.

## *ANEXO - DADOS ESTATÍSTICOS*

*Acidentes de viação com vítimas, Mortos, Feridos graves e  
Feridos leves, por meses, de 1981 a 1992 no território  
português do Continente*

ano	mês	obs. n°	acidentes com vítimas	vítimas				total de vítimas
				mortos	feridos			
					graves	ligeiros	total	
1981	JAN	1	2501	171	1424	1834	3258	3429
	FEV	2	2303	154	1283	1690	2973	3127
	MAR	3	2462	157	1346	1778	3124	3281
	ABR	4	2508	174	1487	1907	3394	3568
	MAI	5	2585	152	1401	1987	3388	3540
	JUN	6	3047	180	1813	2434	4247	4427
	JUL	7	3117	208	1806	2351	4157	4365
	AGO	8	3545	279	2203	2813	5016	5295
	SET	9	2817	283	1574	2151	3725	4008
	OUT	10	2923	170	1588	2145	3733	3903
	NOV	11	2940	171	1685	2145	3830	4001
	DEZ	12	2812	170	1516	2213	3729	3899
1982	JAN	13	2699	166	1529	2063	3592	3758
	FEV	14	2556	139	1357	2055	3412	3551
	MAR	15	2915	180	1712	2110	3822	4002
	ABR	16	2883	156	1576	2241	3817	3973
	MAI	17	3028	197	1667	2310	3977	4174
	JUN	18	2984	167	1603	2323	3926	4093
	JUL	19	3312	213	1869	2641	4510	4723
	AGO	20	3922	242	2294	3192	5486	5728
	SET	21	2997	189	1782	2316	4098	4287
	OUT	22	3030	180	1649	2322	3971	4151
	NOV	23	2627	144	1461	1991	3452	3596
	DEZ	24	2371	153	1169	1884	3053	3206
1983	JAN	25	2526	194	1284	1900	3184	3378
	FEV	26	2129	169	902	1808	2710	2879
	MAR	27	2546	171	1000	2084	3084	3255
	ABR	28	2422	150	965	2147	3112	3262
	MAI	29	2465	157	968	2058	3026	3183
	JUN	30	2715	187	1099	2349	3448	3635
	JUL	31	2943	215	1203	2648	3851	4066
	AGO	32	2983	225	1299	2701	4000	4225
	SET	33	2566	151	1073	2217	3290	3441
	OUT	34	2762	192	1117	2296	3413	3605
	NOV	35	2403	164	918	1971	2889	3053
	DEZ	36	2825	202	1134	2404	3538	3740
1984	JAN	37	1699	95	588	1623	2211	2306
	FEV	38	2289	149	916	2074	2990	3139
	MAR	39	2281	156	879	2147	3026	3182
	ABR	40	2248	177	931	2112	3043	3220
	MAI	41	2327	136	928	2249	3177	3313
	JUN	42	2486	142	1013	2350	3363	3505
	JUL	43	2817	161	1115	2804	3919	4080
	AGO	44	3060	202	1241	3077	4318	4520
	SET	45	2517	183	1001	2361	3362	3545
	OUT	46	2610	146	1073	2339	3412	3558
	NOV	47	2306	132	951	2073	3024	3156
	DEZ	48	2615	162	1035	2485	3520	3682
1985	JAN	49	2093	162	829	1955	2784	2946
	FEV	50	1970	133	709	1856	2565	2698
	MAR	51	2194	142	779	2062	2841	2983
	ABR	52	2060	119	786	2108	2894	3013
	MAI	53	2277	122	714	2321	3035	3157
	JUN	54	2462	145	946	2452	3398	3543
	JUL	55	2874	172	969	2896	3865	4037
	AGO	56	3150	203	1191	3399	4590	4793
	SET	57	2487	163	849	2555	3404	3567
	OUT	58	2771	183	998	2710	3708	3891
	NOV	59	2404	171	851	2351	3202	3373
	DEZ	60	2414	160	877	2397	3274	3434

ano	mês	obs. nº	acidentes com vítimas	vítimas				
				mortos	feridos			total de vítimas
					graves	ligeiros	total	
1986	JAN	61	2233	139	872	2127	2999	3138
	FEV	62	2092	155	777	1953	2730	2885
	MAR	63	2288	146	832	2220	3052	3198
	ABR	64	2043	125	736	2020	2756	2881
	MAI	65	2470	136	858	2536	3394	3530
	JUN	66	2457	161	908	2531	3439	3600
	JUL	67	2869	174	1024	2854	3878	4052
	AGO	68	3387	237	1183	3639	4822	5059
	SET	69	2532	159	823	2614	3437	3596
	OUT	70	2729	181	906	2638	3544	3725
	NOV	71	2708	194	948	2583	3531	3725
	DEZ	72	2677	175	881	2637	3518	3693
1987	JAN	73	2637	165	846	2821	3667	3832
	FEV	74	2454	135	746	2566	3312	3447
	MAR	75	2900	149	982	3063	4045	4194
	ABR	76	3060	175	1030	3279	4309	4484
	MAI	77	3227	187	1043	3431	4474	4661
	JUN	78	3382	203	1056	3696	4752	4955
	JUL	79	3689	264	1113	4212	5325	5589
	AGO	80	4028	241	1325	4762	6087	6328
	SET	81	3348	197	1041	3740	4781	4978
	OUT	82	3140	170	1033	3322	4355	4525
	NOV	83	3314	198	1041	3401	4442	4640
	DEZ	84	3477	212	1108	3860	4968	5180
1988	JAN	85	3132	196	986	3414	4400	4596
	FEV	86	2922	186	891	3113	4004	4190
	MAR	87	3217	191	995	3316	4311	4502
	ABR	88	2998	174	1034	3344	4378	4552
	MAI	89	3265	165	1081	3486	4567	4732
	JUN	90	3574	214	1084	4042	5126	5340
	JUL	91	4057	251	1160	4745	5905	6156
	AGO	92	4340	291	1238	5272	6510	6801
	SET	93	3725	237	1102	4178	5280	5517
	OUT	94	3682	199	1169	4085	5254	5453
	NOV	95	3362	199	926	3678	4604	4803
	DEZ	96	3641	231	1105	4088	5193	5424
1989	JAN	97	3145	168	947	3358	4305	4473
	FEV	98	2948	168	845	3208	4053	4221
	MAR	99	3569	173	1049	3915	4964	5137
	ABR	100	3290	193	982	3815	4797	4990
	MAI	101	3693	209	1135	4029	5164	5373
	JUN	102	3855	211	1178	4230	5408	5619
	JUL	103	4402	246	1171	5109	6280	6526
	AGO	104	4290	235	1122	5321	6443	6678
	SET	105	3694	212	989	4191	5180	5392
	OUT	106	3751	194	1048	4100	5148	5342
	NOV	107	3351	155	931	3760	4691	4846
	DEZ	108	3511	211	1017	4069	5086	5297
1990	JAN	109	3294	196	927	3677	4604	4800
	FEV	110	3141	156	935	3379	4314	4470
	MAR	111	3715	187	1087	4008	5095	5282
	ABR	112	3331	182	835	3803	4638	4820
	MAI	113	3653	155	933	3991	4924	5079
	JUN	114	4016	193	1046	4644	5690	5883
	JUL	115	4446	240	1222	5265	6487	6727
	AGO	116	4432	242	1098	5609	6707	6949
	SET	117	3719	202	960	4224	5184	5386
	OUT	118	3737	175	1027	4213	5240	5415
	NOV	119	3690	210	1060	3897	4957	5167
	DEZ	120	3936	183	1035	4454	5489	5672



ano	mês	obs. nº	acidentes com vítimas	vítimas				
				mortos	feridos			total de vítimas
					graves	ligeiros	total	
1991	JAN	121	3353	176	887	3722	4609	4785
	FEV	122	3227	180	882	3681	4563	4743
	MAR	123	3656	154	864	4289	5153	5307
	ABR	124	3643	171	932	4202	5134	5305
	MAI	125	4470	235	1193	4989	6182	6417
	JUN	126	4304	213	1122	4984	6106	6319
	JUL	127	4539	218	1173	5408	6581	6799
	AGO	128	5011	283	1229	6372	7601	7884
	SET	129	4165	189	998	4925	5923	6112
	OUT	130	4382	231	1106	4959	6065	6296
	NOV	131	4041	211	1098	4585	5683	5894
	DEZ	132	4162	214	1064	4871	5935	6149
1992	JAN	133	3689	174	876	4155	5031	5205
	FEV	134	3719	186	938	4081	5019	5205
	MAR	135	4184	192	1032	4769	5801	5993
	ABR	136	4079	199	1051	4684	5735	5934
	MAI	137	4501	223	1197	5183	6380	6603
	JUN	138	3950	171	1029	4429	5458	5629
	JUL	139	4839	208	1076	5811	6887	7095
	AGO	140	5196	230	1200	6555	7755	7985
	SET	141	4368	212	1046	5059	6105	6317
	OUT	142	4424	208	1080	4894	5974	6182
	NOV	143	3834	172	919	4238	5157	5329
	DEZ	144	3786	183	915	4268	5183	5366

Fonte: Direcção Geral de Viação, dados não publicados

## *BIBLIOGRAFIA*



## **BIBLIOGRAFIA**

- **Box, G. E. P. e Jenkins, G. M.** (1976): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, 2ª ed., Holden-Day, San Francisco.
  
- **Box, G. E. P. e Tiao, G. C.** (1965): "A Change in Level of a Non-stationary Time Series", *Biometrika*, 52, Junho, 181-192.
  
- **Box, G. E. P. e Tiao, G. C.** (1975): "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association*, 70, Março, 70-79.
  
- **Chang, Ih; Tiao, George C. e Chen, Chung** (1988): "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers", *Technometrics*, 30, Maio, 193-204.
  
- **Fox, A. J.** (1972): "Outliers in Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, ser. B, 34, 350-363.
  
- **Geurts, Michael D. e Kelly, J. Patrick** (1990): "Comments on: «In defense of ARIMA modeling», by D. J. Pack", *International Journal of Forecasting*, 6, 497-499.
  
- **Glass, G. V.** (1972): "Estimating the Effects of Intervention into a Nonstationary Time Series", *American Educational Research Journal*, 9, nº 3, 463-477.

- Guerrero, Victor M. (1991): "ARIMA Forecasts with Restrictions Derived from a Structural Change", *International Journal of Forecasting*, 7, 339-347.
  
- Harvey, A. C. e Durbin, J. (1986): "The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: a case study in Structural Time Series Modelling", *Journal of the Royal Statistical Society*, 149, part 3, 187-227.
  
- Liu, L. M. (1986): "Identification of Time Series Models in the Presence of Calendar Variation", *International Journal of Forecasting*, 2, nº 3, 357-372.
  
- McGowan, Richard (1989): "Public Policy Measures and Cigarette Sales: an ARIMA intervention analysis", capítulo incluído no livro *Corporate Social Policy: 1980's to the 1990's*, ed. James E. Post, Research in Corporate Social Performance and Policy Series, vol. 11, Greenwich, Conn and London, JAI Press, pp 151-171.
  
- Murteira, Bento J. F. (1993): *Análise Exploratória de Dados: Estatística Descritiva*, McGraw-Hill, Lisboa.
  
- Murteira, Bento J. F.; Müller, Daniel A. e Turkman, K. Feridun (1993): *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw-Hill, Lisboa.
  
- Nelson, C. R. (1973): *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasts*, Holden-Day, San Francisco.

- **Pack**, David J. (1990-a): "In Defense of ARIMA Modeling", *International Journal of Forecasting*, 6, 211-218.
  
- **Pack**, David J. (1990-b): "Rejoinder to: «Coments on: "In defense of ARIMA modeling"», by M. D. Geurts e J. P. Kelly", *International Journal of Forecasting*, 6, 501-502.
  
- **Pankratz**, A e **Dudley**, U. (1987): "Forecasts of Power-Transformed Series", *Journal of Forecasting*, 6, 239-248.
  
- **Tsay**, Ruey S. (1986): "Time Series Model Specification in the Presence of Outliers", *Journal of the American Statistical Association*, 81, Março, 132-141.
  
- **Tsay**, Ruey S. (1988): "Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series", *Journal of Forecasting*, 7, 1-20.
  
- **Wei**, William W. S. (1990): *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Addison-Wesley.