

MODELAÇÃO DA TAXA DE JURO DO CRÉDITO A PARTICULARES EM PORTUGAL: UMA ABORDAGEM ARIMA COM ANÁLISE DE INTERVENÇÃO E DETECÇÃO DE OUTLIERS

Jorge Caiado*

RESUMO

O presente artigo pretende apresentar os principais resultados de um estudo empírico de modelação da série cronológica da taxa de juro nominal da operação activa do crédito a particulares em Portugal realizado por Caiado (1997). Com base na metodologia dos modelos ARIMA com variáveis de intervenção e detecção de *outliers*, vai avaliar-se o impacto de alterações de relevo no enquadramento jurídico, operacional e concorrencial do sector bancário, como, a liberalização dos preços das operações activas e passivas dos bancos ou a liberalização total dos movimentos de capitais com a União Europeia, sobre a referida série da taxa de juro. E, no caso de serem estatisticamente significativos, os efeitos dessas alterações serão incluídos no modelo sob a forma de variáveis de intervenção, de maneira a melhorar as estimativas obtidas e perceber melhor a estrutura da série em estudo.

Palavras-chave: Taxa de Juro; Modelos ARIMA; Modelos de Intervenção; Detecção de *Outliers*.

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos tem-se assistido a uma profunda transformação no sector bancário em Portugal, através da abertura da actividade bancária à iniciativa privada (e às forças do mercado) conjugada com os processos de desregulamentação e inovação financeira, que se intensificaram com a criação de um único espaço bancário europeu, permitindo a qualquer banco exercer a sua actividade em qualquer Estado-membro da União Europeia.

De entre as principais modificações ocorridas na dinâmica recente dos bancos, destaca-se a liberalização das taxas de juro com a progressiva abolição dos limites máximos e mínimos a aplicar respectivamente aos empréstimos e aos depósitos bancários, estabelecidos administrativamente pelas Autoridades Monetárias, passando o processo de formação das taxas de juro a resultar fundamentalmente dos mecanismos da oferta e da procura de capital no mercado.

Constitui objectivo deste trabalho a modelação da série cronológica da taxa de juro do crédito a particulares a mais de 5 anos em Portugal no período de 1987 a 1996 através da metodologia dos modelos ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) com variáveis de intervenção e detecção de *outliers*. Neste processo, pretende-se avaliar os efeitos de acontecimentos exógenos (intervensões e *outliers*), como, a abolição dos limites à concessão de crédito pelos bancos, a liberalização dos preços das operações activas e passivas dos bancos, a liberalização total dos movimentos de capitais com a União Europeia, entre outras

e, caso sejam estatisticamente significativos, incluí-los no modelo, de maneira a melhorar as estimativas obtidas e perceber melhor a estrutura da série em estudo.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma. Primeiro, descreve-se sumariamente as metodologias adoptadas no estudo, nomeadamente, na secção 2 os modelos de intervenção e na secção 3 os modelos de detecção de *outliers*. Segue-se na secção 4 os principais resultados empíricos da modelização da taxa de juro do crédito a particulares. E, por último, na secção 5, seguem-se as considerações finais.

2. MODELOS DE INTERVENÇÃO

O objectivo da análise de intervenção consiste em avaliar o impacto de um ou mais choques exógenos no comportamento de uma determinada série cronológica (*output*). Os modelos de intervenção, desenvolvidos por Box e Tiao¹ (1975), são um caso particular dos modelos de função transferência de Box e Jenkins (1970), nos quais as variáveis *input* são acontecimentos exógenos e de natureza determinística² a que se dá a designação genérica de **intervenções** quando o momento de ocorrência é conhecido *a priori*. São exemplos de intervenções: guerras, revoluções, greves, alterações legislativas, crises económicas, decisões políticas, choques petrolíferos, perturbações climáticas, campanhas de publicidade e promoção, etc.

Uma intervenção pode mudar abruptamente o nível da série (para cima ou para baixo) a partir de um determinado momento ou após um curto período de tempo, podendo os seus efeitos serem permanentes ou apenas transitórios. Para caracterizar e quantificar a natureza e a magnitude desses efeitos, há que distinguir entre dois tipos de variáveis de intervenção:

a) Variável “degrau” (*step variable*), representa uma intervenção que ocorre no momento $t = T$ e que permanece actuante desde então,

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T, \\ 1, & t \geq T. \end{cases} \quad (1)$$

b) Variável “impulso” (*pulse variable*), correspondente a uma intervenção que ocorre no momento $t = T$ e que tem efeito apenas nesse instante,

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t = T, \\ 0, & t \neq T. \end{cases} \quad (2)$$

Entre os dois tipos de variáveis de intervenção existe a seguinte relação: $P_t^{(T)} = S_t^{(T)} - S_{t-1}^{(T)} = (1 - \hat{A}) S_t^{(T)}$. Pelo que, um modelo de intervenção pode representar-se de igual forma com a variável “degrau” ou com a variável “impulso”.

Para apenas uma variável de intervenção $\frac{1}{4}$ “degrau” ou “impulso”, designando genericamente por I_t , o modelo que relaciona o *output* com o *input* é definido pela relação:

¹ Através do artigo “Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems”, no qual estes autores analisaram os efeitos do controlo da poluição do ar em Los Angeles e de algumas políticas económicas.

² Contrariamente aos modelos de função transferência, nos quais as variáveis *input* são habitualmente realizações de processos estocásticos.

$$Y_t = \frac{\square_s(B)}{\square_r(B)} B^{b_1} I_t + N_t \tag{3}$$

onde $[\square_s(B) / \square_r(B)] B^b$ representa a resposta do *output* à intervenção (vulgarmente conhecida por função transferência), sendo $w_s(B) = w_0 - w_1 B - \dots - w_s B^s$ e $d_r(B) = 1 - d_1 B - \dots - d_r B^r$ polinômios de graus s e r , respectivamente, e b representa o número de períodos que leva a intervenção a produzir um efeito no *output*; e N_t a série residual ou *noise* (ou a série do *output* sem a presença da intervenção) e pode representar-se por um processo

ARMA(p,q) estacionário e invertível: $\square_p(\hat{A}) \hat{I}_t = \square_p(\hat{A}) \hat{a}_t$. Ainda na relação (3), os coeficientes w_0, w_1, \dots, w_s do polinômio $w_s(B)$ representam os **efeitos iniciais** da intervenção e os coeficientes d_1, d_2, \dots, d_r do polinômio $d_r(B)$ os **efeitos permanentes** da intervenção. As raízes do polinômio $d_r(B)$ admitem-se ter módulo igual ou superior à unidade, sendo que uma raiz de módulo unitário representa uma resposta que cresce linearmente enquanto que, se todas as raízes se encontrarem fora do círculo unitário, a resposta é gradual.

No Quadro 1 apresentam-se algumas respostas mais comuns às intervenções “degrau” e “impulso”, que poderão constituir um ponto de partida para a identificação da função transferência, uma vez que, sendo o *input* uma variável determinística. O Quadro 2 mostra respostas aos modelos com *inputs* “degrau” e “impulso” combinados, as quais combinam os efeitos iniciais e permanentes das duas intervenções.

No caso multivariado, a classe de modelos que descreve a relação entre uma série *output* Y_t e m variáveis de intervenção $I_{i,t}, i=1, 2, \dots, m$, é definida pela seguinte relação,

$$U_t = \frac{\square_1(B)}{\square(B)} B^{b_1} I_{1,t} + \frac{\square_2(B)}{\square(B)} B^{b_2} I_{2,t} + \dots + \frac{\square_s(B)}{\square(B)} B^{b_m} I_{m,t} + N_t \tag{4}$$

onde $[\square_i(B) / \square(B)] B^{b_i}, i=1, 2, \dots, m$, representa a resposta do *output* à intervenção ; e a série residual e pode descrever-se por um ARMA :

A especificação de um modelo particular de intervenção pode começar pela especificação do modelo ARIMA (p,d,q) representativo da série residual . Na metodologia de análise, são conhecidas três formas alternativas de identificação do *noise*:

(i) A primeira, introduzida por Box e Tiao (1975), consiste em utilizar as observações da série *output* anteriores à data de ocorrência da primeira intervenção, , uma vez que, assumindo a variável de intervenção o valor zero nesse período, , a série do *noise* vem dada pela série do *output*, isto é, ;

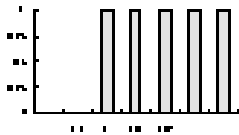
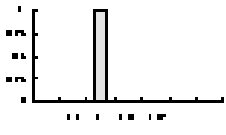
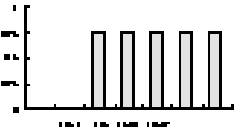
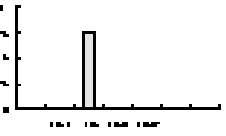


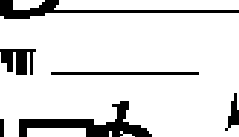
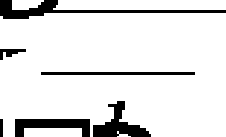





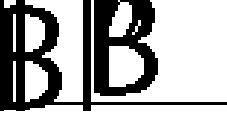
(ii) Outra hipótese, seria utilizar todas as observações da série *output* excluindo o intervalo (ou intervalos) de tempo em que ocorre a intervenção (ou intervenções) e se fazem sentir os seus efeitos;

(iii) Por último, Murteira, Müller e Turkman (1993) referem uma outra alternativa de identificação, que consiste em incluir todas as observações disponíveis do *output* no modelo se estas forem em número suficientemente grande de forma a atenuar eventuais distorções nas autocorrelações e autocorrelações parciais resultantes da ocorrência da intervenção (ou intervenções).

Uma vez especificado o modelo ARMA(p,q) ou ARIMA(p,d,q) representativo do *noise*, procede-se à identificação dos inteiros (r,s,b) da função transferência, processo no qual deve começar-se por ensaiar formas de resposta da série *output* à intervenção (ou in-

tervenções) o mais parcimoniosas possíveis (como aquelas apresentadas no Quadro 1). Por último, entra-se no processo habitual de estimação e avaliação do diagnóstico até encontrar resultados estatisticamente satisfatórios.

Quadro 1 - Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso”

Intervenção “Degrau”		Intervenção “Impulso”	
S^0		S^0	
Respostas			
$\square = 0,5^0$, $\square = 0,75$		$\square = 0,75$	
$\square = 0,75$, $\square = 0,5$		$\square = 0,75$, $\square = 0,5$	
$\square = 0,75$, $\square = 0,5$		$\square = 0,75$, $\square = 0,5$	
$\square = 0,75$, $\square = 0,5$		$\square = 0,75$, $\square = 0,5$	
$\square = 0,75$, $\square = 0,5$		$\square = 0,75$, $\square = 0,5$	
$\square = 0,75$, $\square = 0,5$		$\square = 0,75$, $\square = 0,5$	

Quadro 2 - Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso” Combinadas

$\frac{\alpha_0 B^d}{1 - \alpha B} s_t^m + \alpha_1 B^d s_t^m$ $\alpha_0 = 0,75, \alpha_1 = 0,75, \alpha = 0,5$	
$\frac{\alpha_0 B^d}{1 - \alpha B} s_t^m + \alpha_1 B^d s_t^m$ $\alpha_0 = 0,75, \alpha_1 = -0,75, \alpha = 0,5$	
$\frac{\alpha_0 B^d}{1 - \alpha B} s_t^m + \alpha_1 B^d s_t^m$ $\alpha_0 = 0,75, \alpha_1 = 0,75, \alpha = 0,5$	
$\frac{\alpha_0 B^d}{1 - \alpha B} s_t^m + \alpha_1 B^d s_t^m$ $\alpha_0 = -0,75, \alpha_1 = -0,75, \alpha = 0,5$	

3. DETECÇÃO DE OUTLIERS

Quando as datas de ocorrência dos fenómenos que influenciam influenciam o comportamento da série não são conhecidos *a priori*, os *inputs* tomam o nome de *outliers*. A detecção de *outliers* em séries cronológicas foi inicialmente introduzida por Fox (1972), ao propor dois modelos paramétricos, *Additive Outlier* e *Innovation Outlier*. Desenvolvimentos mais recentes podem ver-se em autores como Tsay (1986,1988), Chang, Tiao e Chen (1988) e Ljung (1993), onde são propostos métodos iterativos para a detecção de diferentes tipos de *outliers* e alguns procedimentos para a especificação dos respectivos modelos.

Os efeitos das intervenções em momentos desconhecidos podem causar distorções nas autocorrelações e nas autocorrelações parciais e dessa forma enviesar os parâmetros do modelo ARMA representativo do *noise* na relação (3). Nesse sentido, é importante que se consiga identificar esses fenómenos exógenos (*outliers*) e remover os seus efeitos das observações, para melhor compreender a estrutura da série em estudo.

Existem essencialmente quatro modelos paramétricos para a detecção de *outliers* que podem ser caracterizados segundo os efeitos que produzem na série *output*.

a) **Additive Outlier**, representa uma variável do tipo “impulso” cujo efeito apenas ocorre em $t = T$, sendo nulo o efeito nos restantes momentos. É definido através do modelo,

$$U_t = Z_t + wI_t^{(T)} = e_t + wI_t^{(T)}, \quad (5)$$

onde Z_t representa a série sem a presença de *outliers*, que admite-se seguir um processo ARMA(p,q) invertível e estacionário: $f_p(B)Z_t = q_q(B)e_t$; e $I_t^{(T)}$ é uma variável binária que indica a presença ou ausência de um *outlier* no momento T , através da relação: $I_t^{(T)} = 1$ se $t = T$ e $I_t^{(T)} = 0$ se $t \neq T$.

b) Innovation Outlier, traduz-se num choque na sucessão residual, cujo efeito faz-se sentir em todas as observações a partir do momento t ($U_t, U_{t+1}, U_{t+2}, \dots$) segundo a estrutura do sistema descrito por $q_q(B)/f_p(B)$. Pode descrever-se através da relação,

$$U_t = (e_t + wI_t^{(T)}) = Z_t + wI_t^{(T)}. \quad (6)$$

c) Level Step, corresponde a uma variável do tipo “degrau”, cujo efeito ocorre em $t = T$ e mantém-se actuante depois desse momento. Define-se através da expressão,

$$U_t = Z_t + I_t^{(T)} = e_t + I_t^{(T)}. \quad (7)$$

d) Transient Change, refere-se a um choque na série para $t \geq T$, cujo efeito tende a diminuir a um ritmo exponencial após um impacto inicial. Este *outlier* é definido através do modelo,

$$U_t = Z_t + I_t^{(T)} = e_t + I_t^{(T)}, \quad (8)$$

onde $0 < d < 1$. Generalizando, uma série com m *outliers* de diferentes tipos, pode ser representada pela seguinte relação:

$$U_t = Z_t + \dots, \quad (9)$$

onde $Z_t = q_q(B)/f_p(B)e_t$; $n_i(B) = 1$ para um *additive outlier*, $n_i(B) = q_q(B)/f_p(B)$ para um *innovation outlier*, $n_i(B) = 1/(1-B)$ para um *level step* e $n_i(B) = 1/(1-dB)$ para um *transient change*; e $e = 1$ se $t = T$ e $e = 0$ se $t \neq T$.

A detecção de *outliers* (essencialmente de dois tipos, *Additive Outlier* e *Level Step*) pode ser feita automaticamente pelo *package* AUTOBOX, que começa por construir um modelo ARIMA para a série original do *output* U_t , supondo que não existe nenhum *outlier*, seguindo-se um processo iterativo de regressão dos resíduos obtidos sobre potenciais *outliers*, até conseguir-se, avaliando os efeitos dos seus choques, encontrar “todos”³ os *Additive Outlier* e *Level Step*. Uma vez encontrados, os *outliers* (cujos momentos de ocorrência passam a ser conhecidos) são incluídos como variáveis de intervenção (“Impulso” e “Degrau”) nos modelos de intervenção introduzidos por Box e Tiao (1975), procedendo-se à identificação da função transferência ou da resposta do *output* às intervenções e de um modelo ARIMA para a série residual com coeficientes estatisticamente significativos. Uma vez especificado a forma do modelo passa-se às etapas habituais de estimação e avaliação das qualidades estatística e do ajustamento.

4. ESTUDO EMPÍRICO

4.1 INTERVENÇÕES

Nos últimos anos, operaram-se várias transformações no enquadramento jurídico, operacional e concorrencial das instituições bancárias em Portugal. Das medidas tomadas, que terão proporcionado alterações significativas nos preços das operações activas e passivas e consequentemente na rentabilidade bancária, destacam-se as seguintes intervenções:

³ Entre aspas pois o AUTOBOX apenas faz a detecção de no máximo cinco outliers

• **AVISO N.º 5/88 DE 15 DE SETEMBRO**

Foi abolida a taxa de juro máxima das operações activas, excepto para as operações de crédito à habitação e empréstimos concedidos ao abrigo das contas de poupança habitação que se mantem em 17%. As Autoridades Monetárias procuraram, com esta medida, criar condições para uma melhor adequação do custo de crédito bancário aos mecanismos formados no mercado e permitir aos bancos a sua maior diferenciação de acordo com a qualidade dos devedores.

• **AVISO DE 18 DE MARÇO DE 1989**

Foi abolida a taxa de juro máxima das operações de crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação. As taxas de juro das referidas operações de crédito contratadas antes desta data serão estabelecidas pelas instituições de crédito, não podendo exceder 17,5 por cento.

• **MARÇO DE 1990**

Abolição dos limites à expansão do crédito bancário. O Banco de Portugal anunciou uma taxa de crescimento máxima recomendada para o crédito líquido à economia de -2,5 por cento, em média, para a primeira metade do ano.

• **6 DE ABRIL DE 1992**

Adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio (MTC) do Sistema Monetário Europeu (SME). A referida integração teve lugar a uma taxa central de 178,735 escudos para o ECU, podendo o escudo flutuar, transitoriamente, dentro de uma banda de ± 6 por cento, em torno das taxas centrais relativas às restantes moedas que participam no MTC.

• **AVISO N.º 5/92 (2ª SÉRIE) DE 20 DE MAIO**

Deixou de ser fixada, por via administrativa, a taxa mínima de remuneração dos depósitos a prazo superior a 180 dias até um ano e depósitos do regime poupança-habitação.

• **DEC.-LEI N.º 298/92 DE 31 DE DEZEMBRO**

Foi aprovado o regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras (nova lei bancária). Esta reforma da regulamentação geral do sistema financeiro português permitiu o estabelecimento da liberalização total dos movimentos de capitais com a União Europeia.

• **AVISO N.º 7/94 DE 19.10.94, D.R. N.º 246 (2ª SÉRIE, 2.º SUPL.) DE 24 OUTUBRO**

Estabeleceu-se um coeficiente de disponibilidades mínimas de caixa de 2 por cento, que passou a vigorar a partir do período de cálculo de responsabilidades iniciado em 01.11.94. O Banco de Portugal emitiu Títulos de Depósito, que foram subscritos pelas instituições sujeitas à constituição de disponibilidades mínimas de caixa, para titular as anteriores reservas de caixa, que correspondiam no anterior regime a 17 por cento, tendo no entanto disponibilizado uma pequena percentagem naquela data.

4.2 RESULTADOS

A Figura 1 mostra o cronograma da série da **Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares a mais de 5 anos**, essencialmente de operações referentes a empréstimos bancários para aquisição de habitação, durante os meses de Junho de 1987 até Junho de 1996.

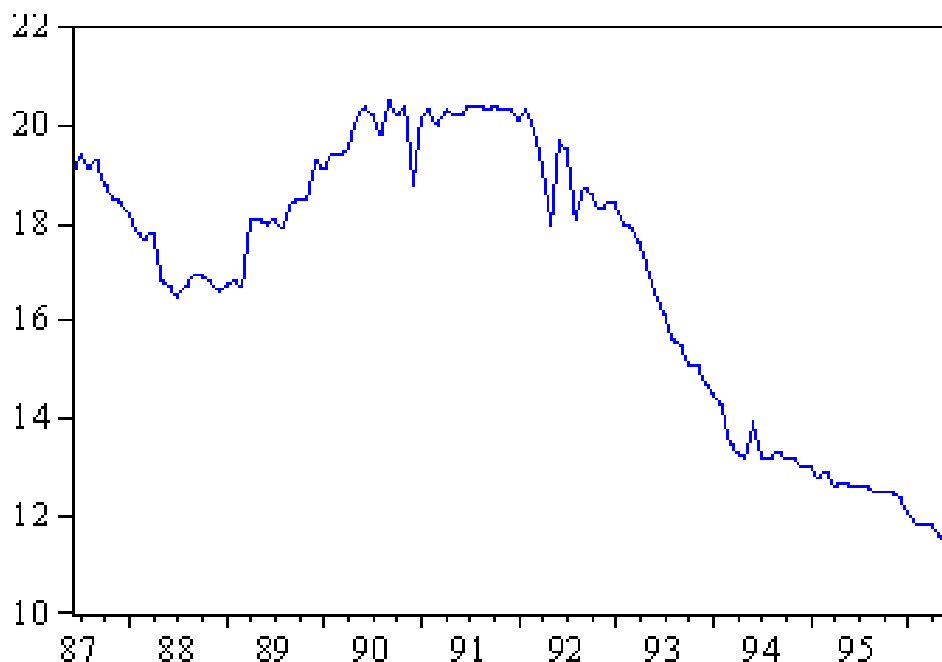


Figura 1 - Taxa de Juro do Crédito a Particulares

Da sua análise pode notar-se que, sensivelmente a partir do 2.º semestre do ano de 1992 até ao fim do período em análise, a sucessão apresenta um *trend* no sentido decrescente, que se manifesta consistentemente durante aquele período em que os bancos podiam decidir livremente as taxas a aplicar aos empréstimos e depósitos bancários. A estacionarização da sucessão da taxa de juro activa, como se verá a seguir, vai exigir a aplicação de um operador de diferenças simples a fim de neutralizar a tendência, para além de uma adequada

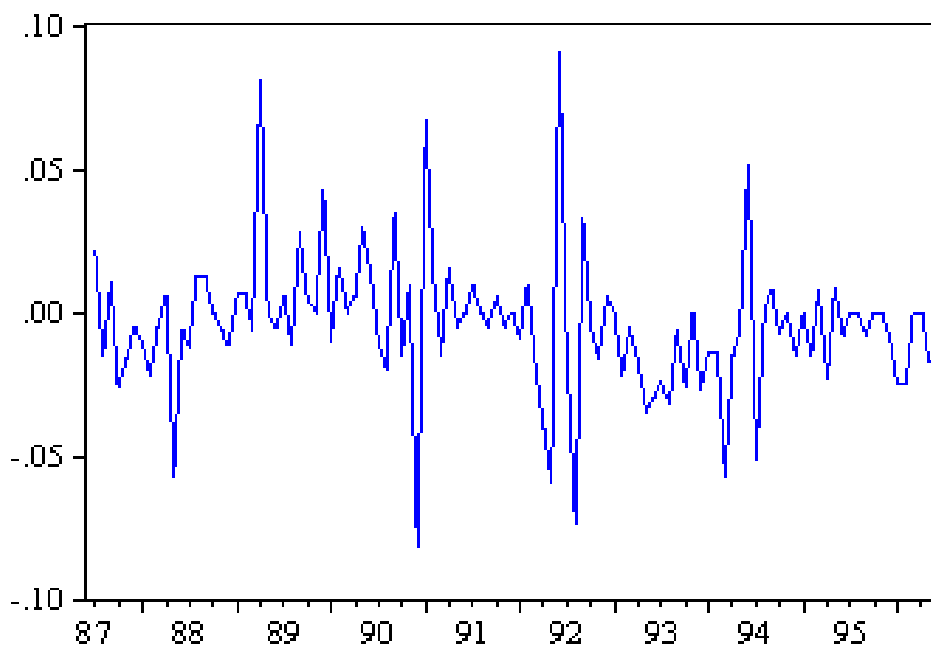


Figura 2 - Diferenças Simples do Logaritmo da Taxa de Juro do Crédito a Particulares

transformação de Box-Cox.

Na Figura 2 encontra-se a sucessão cronológica da taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares com a aplicação de uma diferenciação simples à transformação logarítmica.

Após a estacionarização da sucessão, procedeu-se à identificação dos inteiros p e q com base no comportamento da FAC e da FACP estimadas, tendo-se chegado a um modelo final, cuja estimação, através da técnica de *backasting*, resultou na seguinte relação,

$$(1-B)\ln = (1+0,22358B^3), \quad [-2,37]$$

com $t = 0,000556$ (a nível inferior encontra-se a estatística t). À luz dos critérios de avaliação do diagnóstico, pode referir-se os seguintes aspectos: a estimativa obtida para o parâmetro de médias móveis é significativamente diferente de zero e encontra-se na região de invertibilidade; tanto a FAC como a FACP da sucessão residual apresentam nos *lags* 17 e 18 valores fora do limiar $\pm 1,96\sigma$; e por último, a estatística de Ljung-Box ($Q = 30$) atribui um nível de significância de 0,196 à hipótese da nulidade global da função de autocorrelação residual nos 24 *lags* considerados, sendo essa hipótese claramente aceite, com uma probabilidade igual a 0,84, quando se toma os primeiros 16 *lags*.

Com o objectivo de captar as subidas (ou descidas) da taxa de juro do crédito a particulares (a mais de 5 anos) entre Junho de 1987 e Junho de 1996 construiu-se um modelo de intervenção com alguns dos acontecimentos que influenciaram o andamento da série cronológica em estudo. No período em análise, as duas únicas intervenções que se revelaram significativas dizem respeito à liberalização das taxas de juro das operações de crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação em 18 de Março de 1989, através de Aviso do Banco de Portugal e à adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME em 6 de Abril de 1992. As duas intervenções, sob a forma de variáveis degrau, tem a seguinte representação:

$$\Delta_r^{(1989)} = \begin{cases} 0 & t < 1989 \\ 1 & t \geq 1989 \end{cases}, \quad \Delta_r^{(1992)} = \begin{cases} 0 & t < 1992 \\ 1 & t \geq 1992 \end{cases}$$

Os efeitos das duas intervenções apenas se fizeram sentir na série da taxa de juro no mês seguinte à data da sua ocorrência. Após se ter modelizado a série residual utilizando todas as observações disponíveis, estimou-se um modelo com estas duas variáveis de intervenção, tendo-se chegado à seguinte relação,

$$(1-B)\ln = 0,07854(1-B) \Delta_r^{(1989)} - 0,04646(1-B) \Delta_r^{(1992)} + (1+0,20812B^3) \square, \quad \begin{matrix} [3,56] & [-2,10] & [-2,16] \end{matrix}$$

com $t = 0,000475$ (a nível inferior encontram-se as estatísticas t). O modelo revelou-se muito satisfatório no que diz respeito aos diferentes critérios de avaliação das qualidades estatística e do ajustamento, com destaque para as FAC e FACP dos resíduos estimados, nas quais não se registou quaisquer valores fora do limiar $\pm 1,96\sigma$.

Na relação estimada, os efeitos das duas intervenções apenas se fizeram sentir na série da taxa de juro no mês seguinte à sua data de ocorrência. Por outro lado, os coeficientes das *step variables* (0,07854 e -0,04646) traduzem a influência das intervenções sobre o logaritmo da taxa de juro activa. Quando avaliados sobre a série original, esses efeitos indicam que:

a) A taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares sofreu um aumento de cerca de 1,4 pontos percentuais em Abril de 1989, face ao mês anterior, com a liberalização

das taxas máximas a aplicar aos empréstimos para aquisição de habitação e aos empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação em 18 de Março de 1988, porquanto, um impacto na série por variação unitária em t é dado por,

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = 0,07855 \square Y_t$$

Este comportamento reflecte o crescimento da procura do crédito bancário por parte das empresas privadas não financeiras e particulares naquele período (Abril de 1989), cuja variação homóloga anual foi, segundo as estatísticas do Banco de Portugal, de 6,5 por cento, conjugado com a subida acentuada da taxa de inflação, que em Abril de 1989 se situava em 13,2 por cento, mais 0,8 pontos percentuais do que o mês anterior.

b) Com a adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME em 6 de Abril, a taxa de juro do crédito a particulares experimentou uma descida de sensivelmente 0,9 pontos percentuais em Maio de 1992 face a Abril do mesmo ano. Num contexto de progressiva desregulamentação da actividade financeira, a participação do escudo no Sistema Monetário Europeu iria permitir no futuro uma maior convergência da taxa de inflação para o nível médio comunitário e uma conseqüente diminuição das taxas de juro nominais. Esse facto terá levado os bancos a baixar as taxas de juro nominais e em particular as de longo prazo, onde se inclui a do crédito a particulares (a mais de 5 anos), com a expectativa de diminuição da taxa de inflação para o nível das principais economias europeias.

De seguida procedeu-se à análise dos efeitos produzidos na série da taxa de juro por fenómenos exógenos cujas datas de ocorrência não eram conhecidas *a priori* (*outliers*). Utilizando o *software* AUTOBOX, depois de um processo iterativo de identificação, quer da função transferência para os *outliers*, quer de um modelo para a série residual, chegou-se ao modelo,

$$(1-B)ln = -0,05674(1-B) \square_{t-1}^{(1988)} + 0,07852(1-B) \square_{t-1}^{(1989)} - 0,07601(1-B) \square_{t-1}^{(1990)} - 0,07616(1-B) \square_{t-1}^{(1992)} - 0,07496(1-B) \square_{t-1}^{(1992)} + (1+0,40244B^3) \square_t$$

[-3,98]
[5,54]
[-7,55]
[-7,14]
[-5,04]
[-4,34]

com $\sigma = 0,000217$. O modelo estimado foi aprovado em todos os testes de avaliação do diagnóstico. Os choques exógenos detectados iterativamente pelo AUTOBOX correspondem aos seguintes tipos de *outliers*:

Data	Tipo	Magnitude
Mai/1988	<i>Level Step</i>	-0,05674
Abr/1989	<i>Level Step</i>	0,07852
Dez/1990	<i>Additive Outlier</i>	-0,07601
Mai/1992	<i>Additive Outlier</i>	-0,07616
Ago/1992	<i>Level Step</i>	-0,07496

Os efeitos produzidos na sucessão cronológica por estes *outliers* podem estar associados aos seguintes acontecimentos:

- O *outlier* do tipo “degrau” (*Level Step*) detectado em **Mai de 1988**, cujo impacto inicial se traduziu, seguindo o mesmo raciocínio de (7.18), numa diminuição da

taxa de juro do crédito a particulares em cerca de 1 ponto percentual, face ao mês de Abril de 1988, deve-se ao facto de, o Banco de Portugal, através do Aviso N.º 3/88 de 5 de Maio de 1988, ter fixado as taxas máximas para as operações activas a prazo superior a 180 dias, incluindo os empréstimos concedidos ao abrigo das contas poupança-habitação, em 17 por cento, ficando assim 1 ponto percentual abaixo da taxa máxima permitida até então e que se cifrava em 18 por cento.

- O *Level Step* detectado em **Abril de 1989** e que se traduziu numa subida da taxa de juro activa de aproximadamente 1,4 pontos percentuais face ao mês anterior, está relacionado, como se referiu na secção anterior, com a abolição das taxas máximas estabelecidas administrativamente para as operações de crédito à habitação (em 18 de Março de 1989).
- Em **Dezembro de 1990** foi detectado um *outlier* do tipo aditivo, cujo efeito produzido na sucessão originou uma descida da taxa de juro do crédito a particulares em cerca de 1,4 pontos percentuais, em relação ao nível observado no mês de Novembro do mesmo ano. Para esta quebra acentuada do custo do crédito, que tinha vindo a ser caracterizado por uma “relativa” estagnação ao longo de grande parte do ano de 1990, não se atribui qualquer significado económico, tanto mais que, durante todo o ano seguinte, a sucessão apresentou-se “perfeitamente” estacionária, como pode observar-se na Figura 1.
- O *outlier* do tipo “impulso” detectado pelo AUTOBOX em **Maio de 1992** levou a uma quebra do preço do crédito a particulares em cerca de 1,4 pontos percentuais em comparação com Abril do mesmo ano, o que representa uma descida em mais 0,5 pontos percentuais do que o efeito produzido sobre a sucessão original pela mesma variável no modelo com apenas duas intervenções.
- O anúncio da liberalização integral dos movimentos de capitais com o exterior, em 13 de Agosto de 1992, levou a que o Banco de Portugal procedesse a uma descida das taxas de intervenção nos mercados monetários para evitar pressões sobre a moeda nacional, a qual se terá reflectido na queda das taxas de juro da generalidade das operações activas e passivas dos bancos. Em particular, a avaliar pelo *outlier* do tipo “degrau” detectado, a taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares sofreu em **Agosto de 1992** uma descida de 1,4 pontos percentuais face ao mês anterior.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Atendendo ao facto de a abordagem ARIMA univariada, pelo seu carácter exclusivo e não causal, apenas permitir a descrição e previsão de uma sucessão cronológica com base no seu comportamento passado, esta não consegue captar os efeitos exercidos sobre a sucessão por fenómenos exógenos (intervenções e *outliers*), que em certos casos conduzem a observações anómalas e mudam em grande declive o seu normal andamento.

A aplicação da metodologia da análise de intervenção, combinando as características dos modelos univariados com os efeitos determinísticos das intervenções e *outliers*, veio proporcionar uma considerável melhoria da qualidade do ajustamento dos modelos estimados (o que se traduziu em reduções muito significativas das variâncias dos resíduos estimados), tendo desempenhado um papel de crucial importância na explicação da série observada da taxa de juro do crédito a particulares em Portugal.

BIBLIOGRAFIA

- Box, G. E. P. e G. M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, São Francisco.
- Box, G. E. P., G. C. Tiao (1975). "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association*, V. 70 (349), 70-79.
- Caiado, J. (1997). Taxas de Juro e Inflação em Portugal: Testes e Modelos de Previsão, *Tese de Mestrado em Matemática Aplicada à Economia e à Gestão*, ISEG/UTL, Lisboa.
- Fox, A. J. (1972). "Outliers in Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 34, 350-363.
- Chang, I., G. C. Tiao. e C. Chen, C. (1988). "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers", *Technometrics*, 30, N.º. 2, 193-204.
- Ljung, G. M. (1993). "On Outlier Detection in Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 55, 559-567.
- Murteira, B. J. F., D. A. Müller e K. F. Turkman (1993). *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw-Hill, Lisboa.
- Tsay, R. S. (1986). "Time Series Model Specification in the Presence of Outliers", *Journal of the American Statistical Association*, V. 81, N.º. 393, 132-141.
- Tsay, R. S. (1988). "Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series", *Journal of Forecasting*, Vol. 7, 1-20.