

# COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE AS TAXAS DE JURO E A INFLAÇÃO EM PORTUGAL

*Jorge Caiado\**

---

## RESUMO

No presente artigo analisam-se as relações de equilíbrio e de causalidade entre as taxas de juro bancárias activas e passivas e a inflação em Portugal para o período 1987-2000. Através dos testes de cointegração e de causalidade à Granger, pretende-se mostrar que as variações no nível geral dos preços produzem um efeito sobre as taxas de juro nominais, mas que há desfasamentos que são variáveis consoante o prazo e o tipo de operação contratual (activa ou passiva). Das verificações empíricas dos testes realizados, concluiu-se que não existe uma relação de causalidade recíproca no sentido das taxas de juro nominais poderem ser consideradas preditivas do nível futuro da inflação, e as taxas de juro apenas são influenciadas pelas variações no nível geral dos preços para alguns subperíodos considerados.

*Palavras-chave:* Modelos VAR, causalidade à Granger, cointegração, taxas de juro activas e passivas, taxa de inflação.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

Este artigo propõe-se analisar econometricamente as relações de equilíbrio e de causalidade entre as taxas de juro nominais do sector bancário e a taxa de inflação em Portugal no período 1987-2000, no sentido de verificar empiricamente em que medida é que as variações do nível geral dos preços se repercutem nas taxas de juro e após quantos meses de desfasamento. Será a amplitude do desfasamento variável consoante o prazo da operação e/ou o tipo de operação contratada? Por outro lado, será que estas podem influenciar ou ser consideradas preditivas do nível futuro dos preços? E será que existe uma relação de causalidade recíproca entre elas?

Em primeiro lugar, utilizam-se testes de raízes unitárias de ADF (Dickey-Fuller aumentado) para determinar a ordem de integração de cada uma das variáveis. Em seguida, calculam-se as correlações cruzadas entre as séries estacionarizadas de modo a não só medir a intensidade das relações entre as taxas de juro e a taxa de inflação como também o sentido dessa relação. Por último, procedem-se a testes de cointegração e testes de causalidade à Granger entre as variáveis em estudo no contexto dos modelos vectoriais autoregressivos (VAR).

Uma das dificuldades da análise VAR é a de que os testes de causalidade são conduzidos no pressuposto das séries serem estacionárias, sabendo-se que na prática a maioria das variáveis económicas são não estacionárias ou integradas. Enquanto que, nos modelos

---

\* Docente da Escola Superior de Gestão de Idanha-a-Nova

ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) univariados e modelos de função transferência introduzidos por Box e Jenkins (1970), o problema da não estacionaridade em média das séries pode ser facilmente ultrapassado por diferenciação, nos modelos VAR a consideração de variáveis em diferenças faz com que se perca a informação relativa às suas relações de interdependência e de equilíbrio (no longo prazo), frequentemente estabelecidas pela teoria económica. Como forma de superar esta limitação, podem tomar-se as variáveis não estacionárias desde que a combinação linear destas seja estacionária, isto é, desde que estas sejam cointegradas. Segundo Granger (1988), a existência de cointegração entre duas séries integradas em primeiras diferenças implica mesmo causalidade em pelo menos uma direcção.

Alguns autores, como Sims (1980), argumentam que a análise VAR deve respeitar o verdadeiro processo de geração de dados (mesmo se as séries contêm uma raiz unitária) porquanto o seu principal objectivo é analisar a interdependência entre as variáveis e não determinar as estimativas dos parâmetros. Christiano e Ljungqvist (1988), através de um estudo de simulação de *bootstrap*, concluíram que a consideração de um modelo VAR em primeiras diferenças faz diminuir a robustez da estatística  $F$  para detectar a causalidade à Granger, enquanto que tal já não acontece quando se toma as séries em níveis.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma. Na secção 2, faz-se uma exposição das metodologias de análise adoptadas (testes de cointegração e testes de causalidade à Granger). Na secção 3, apresentam-se os principais resultados obtidos no estudo empírico da relação entre as taxas de juro bancárias e a taxa de inflação. Por último, na secção 4, seguem-se as considerações finais.

## 2 - METODOLOGIA DE ANÁLISE

### 2.1 - TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS E COINTEGRAÇÃO

Para averiguar a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo ou de cointegração entre as taxas de juro e a taxa de inflação, vai adoptar-se o método proposto por Engle e Granger (1987) que consiste em testar a existência de uma combinação linear das variáveis (não estacionárias ou integradas) que seja estacionária. Num primeiro passo,  $Y_t$  e  $X_t$  ader-se ao teste ADF para a presença de uma raiz unitária em cada uma das séries  $Y_t$  e  $X_t$ , através da estimação pelos mínimos quadrados das seguintes regressões,

$$\Delta Y_t = c_1 + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

e

$$\Delta X_t = c_2 + \alpha X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + d_t \quad (2)$$

Nestas devem escolher-se as ordens de defasamento  $p$  suficientemente grandes para assegurar que os resíduos  $e_t$  e  $d_t$  tenham comportamento análogo a ruído branco. O teste estatístico sobre a hipótese nula de que  $\alpha = 0$  [o mesmo se aplicar  $Y_t \sim I(1)$ ] é feito comparando o rácio entre a estimativa do parâmetro de interesse,  $\hat{\alpha}$ , e o seu desvio padrão com o respectivo valor crítico da tabela construída por Mackinnon (1991). Da mesma forma

é testada a existência de uma raiz unitária na série  $X_t$ , isto é, a hipótese nula de que  $\varphi = 0$  ou  $X_t \sim I(1)$ .

Em seguida, e caso os resultados do teste anterior indiquem que as séries são integradas de ordem um, vai proceder-se à estimação da regressão de cointegração,

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \epsilon_t \tag{3}$$

Se os resíduos obtidos nesta relação de equilíbrio,  $\hat{\epsilon}_t$ , forem estacionários, ou seja  $I(0)$ , então  $Y_t$  e  $X_t$  são cointegradas de ordem (1,1). Para determinar a ordem de integração dos resíduos, vai efectuar-se um teste de Engle-Granger com base na regressão de Dickey-Fuller aumentada,

$$\hat{\epsilon}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \hat{\epsilon}_{t-j} + \epsilon_t \tag{4}$$

A rejeição da hipótese nula, de que  $\delta = 0$ , leva a concluir que a série dos resíduos não contém uma raiz unitária sendo portanto estacionária, pelo que as variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são cointegradas.

### 2.2 - CAUSALIDADE À GRANGER

A ideia base do conceito de causalidade à Granger, inicialmente introduzido por Granger (1969) e posteriormente popularizado por Sims (1972), é a de que a utilização da informação passada da variável  $X_t$  permite melhorar as previsões da variável  $Y_t$ , isto é, se  $Y_t$  for melhor previsto com base nos valores passados de  $X_t$  e  $Y_t$  juntos do que apenas com os valores passados de  $Y_t$ . A caracterização do sentido de causalidade entre as variáveis,  $X_t$  e  $Y_t$  pode ser desenvolvida considerando que o vector  $(X_t, Y_t)$  é gerado por um processo VAR(p) bivariado estacionário da forma,

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \alpha_{1p} & \alpha_{1p} \\ \alpha_{2p} & \alpha_{2p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{5}$$

onde  $(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})$  é um processo ruído branco bivariado com valor esperado igual a zero e matriz covariâncias:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(\epsilon_{1t}) & \text{cov}(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}) \\ \text{cov}(\epsilon_{2t}, \epsilon_{1t}) & \text{var}(\epsilon_{2t}) \end{bmatrix} \tag{6}$$

No sentido da definição de causalidade à Granger, pode dizer-se que  $Y_t$  não causa  $X_t$  se na primeira equação do sistema (5) não se encontrarem valores desfasados da série  $Y_t$ .

$$\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = \dots = \alpha_{12}^{(p)} = 0 \tag{7}$$

Da mesma forma, diz-se que  $X_t$  não causa  $Y_t$  se na segunda equação do processo (5) não aparecem valores desfasados da série  $X_t$ .

$$\beta_1^{(1)} = \beta_1^{(2)} = \dots = \beta_1^{(p)} = 0 \tag{8}$$

Nesta situação, podem ser realizados testes sobre as hipóteses nulas de causalidade de  $X_t$  para  $Y_t$ , quer de  $X_t$  para  $Y_t$ , quer de  $Y_t$  para  $X_t$ , bem como, caso haja causalidade de  $X_t$  para  $Y_t$ , testar-se a hipótese de  $Y_t$  não causar  $X_t$ , hipótese essa que a ser rejeitada leva a concluir pela existência de uma relação de *feedback* entre as duas variáveis em questão.

O teste a seguir apresentado, por simplificação de exposição, é um teste directo sobre a hipótese nula de que  $Y_t$  não causa  $X_t$ . Este consiste em estimar pelo método dos mínimos quadrados a primeira equação do sistema (5) sem e com as restrições impostas em (7), respectivamente, isto é, efectuar as regressões,

$$C_t = c_1 + \beta_1^{(1)} C_{t-1} + \beta_1^{(2)} C_{t-2} + \dots + \beta_1^{(p)} C_{t-p} + \beta_2^{(1)} U_{t-1} + \beta_2^{(2)} U_{t-2} + \dots + \beta_2^{(p)} U_{t-p} + \epsilon_t \tag{9}$$

e

$$C_t = c_1 + \beta_1^{(1)} C_{t-1} + \beta_1^{(2)} C_{t-2} + \dots + \beta_1^{(p)} C_{t-p} + \epsilon_{2t} \tag{10}$$

E testar a nulidade conjunta dos parâmetros associados aos valores desfasados da variável da relação sem restrições, (9), através de um teste-*F*, usando a estatística

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_s) / p}{SQR_s / (T - 2p - 1)} \tag{11}$$

onde  $SQR_r$  é a soma de quadrados dos resíduos obtidos da regressão com restrições (10) e  $SQR_s$  é a soma de quadrados dos resíduos da equação estimada sem restrições (9);  $T$  é a dimensão da amostra; e  $p$  a amplitude do desfasamento. Se o valor da estatística-*F* é maior do que o valor crítico de uma distribuição *F* com  $p$  e  $T - 2p - 1$  graus de liberdade, então a hipótese nula de que  $Y_t$  não causa  $X_t$  é rejeitada, podendo concluir-se, caso *F* se afaste largamente do limite crítico daquela distribuição, que existe causalidade de  $Y_t$  para  $X_t$ .

No sentido de causalidade à Granger, a estatística-*F* apenas é válida assintoticamente pois a relação (9) envolve variáveis dependentes desfasadas. Por outro lado, para que as inferências sobre este teste sejam apropriadas é necessário assegurar-se que os erros na regressão de  $X_t$  em  $C_{t-1}, C_{t-2}, \dots, C_{t-p}, U_{t-1}, U_{t-2}, \dots, U_{t-p}$  sejam não correlacionados, isto é, tenham um comportamento semelhante a um ruído branco. Nesse sentido, e tendo em conta que a potência do teste depende da ordem do modelo VAR, que geralmente é desconhecida, deve o analista escolher um  $p$  suficientemente grande para não omitir informação relevante dos valores desfasados de  $X_t$ , a qual ao ser omitida poderia inflacionar os coeficientes associados aos valores desfasados de  $Y_t$  e assim produzir um fenómeno de regressão espúria.

### 3 - ESTUDO EMPÍRICO

#### 3.1 - DADOS DISPONÍVEIS

O estudo a seguir apresentado foi realizado com base nos dados, de Junho de 1987 a Dezembro de 1990, das taxas de juro da Caixa Geral de Depósitos, e nos dados obtidos nos Boletins do Banco de Portugal no período de Janeiro de 1990 (momento em que se iniciou a publicação das taxas de juro médias activas e passivas segundo o peso do crédito e dos

depósitos nos diversos bancos) a Maio de 2000, o que permitiu construir as quatro séries cronológicas seguintes, consideradas numa base mensal, num total de 156 observações:

- TACP - Taxa de juro de empréstimos e outros créditos a empresas privadas não financeiras (de 91 a 180 dias);
- TALP - Taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares (a mais de 5 anos);
- TPCP - Taxa de juro de depósitos a prazo (de 181 dias a 1 ano);
- TPLP - Taxa de juro de depósitos de poupança-habitação.

Para além destas, foi construída a série da taxa de variação homóloga do índice de preços no consumidor (no Continente, sem rendas de casa) - TVIPC, com base nas estatísticas mensais publicadas pelo INE para este índice, e que será utilizada como indicador da taxa de inflação.

Nas Figuras 1 e 2 encontram-se os cronogramas das séries das taxas de juro bancárias activas e passivas e taxa de inflação.

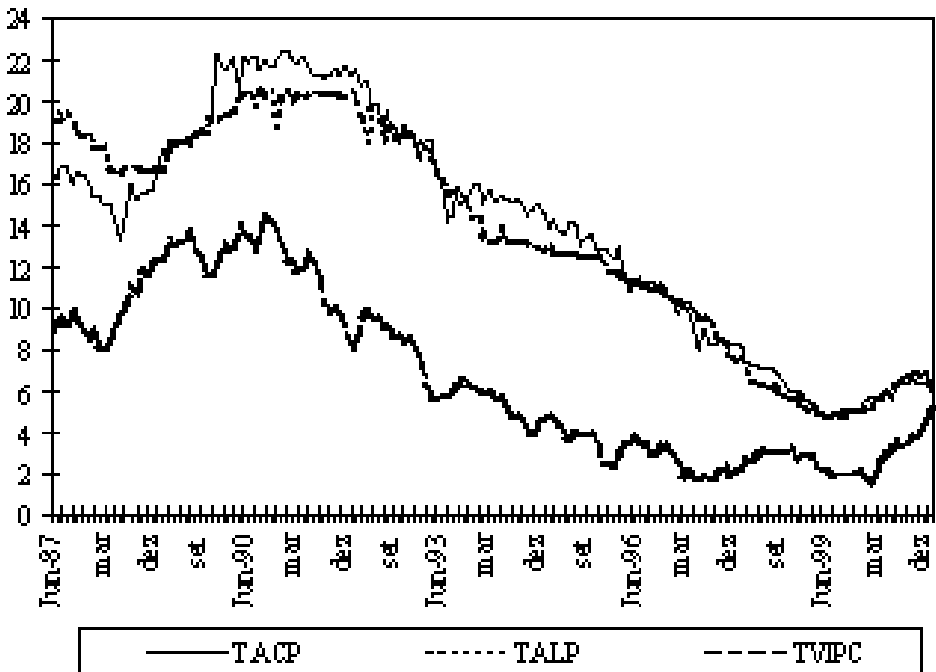
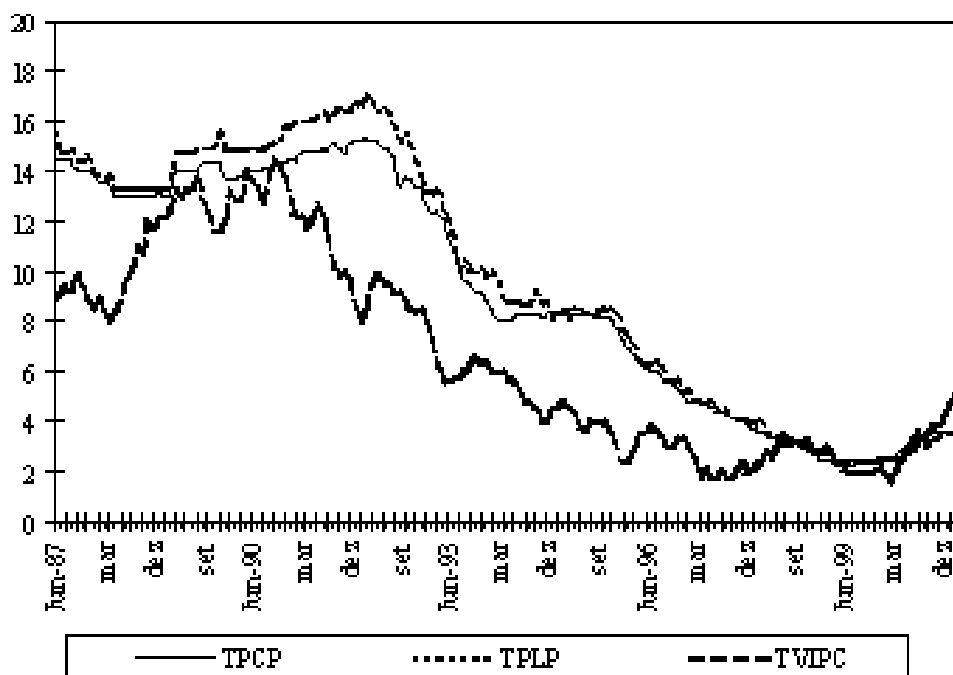


Fig. 1 - Taxas de Juro Activas e Taxa da Inflação

### 3.2 - RESULTADOS

Na análise da relação de equilíbrio no longo prazo entre as duas variáveis, começou-se por testar a presença de uma raiz unitária em cada uma das séries cronológicas em estudo. Os resultados do teste ADF para esta hipótese nula encontram-se no Quadro 1. De notar que, para qualquer uma das regressões, essa hipótese é claramente aceite ao nível de 5%.



**Quadro 1 - Teste de Raízes Unitárias**

Var. Dep.	$p$	$\gamma$	Rácio $t$	Ljung-Box $Q(36)$	Valor-P
$\Delta TVIPC$	6	-0,004368	-0,50	39,618	0,312
$\Delta TACP$	4	0,002671	0,27	35,293	0,502
$\Delta TALP$	4	0,000399	0,06	39,127	0,331
$\Delta TPCP$	2	-0,000115	-0,03	36,666	0,438
$\Delta TPLP$	3	-0,000363	-0,08	31,965	0,661

Uma vez que as variáveis se revelaram integradas de ordem 1, procedeu-se à estimação da função de correlação cruzada entre os valores das séries da taxa de inflação no momento  $t$  e das taxas de juro no momento  $t + k$  ( $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm 36$ ), estacionarizadas em primeiras diferenças, tendo em vista o processo de identificação da ordem do desfaseamento e do sentido da causalidade entre as variáveis. No Quadro 2 apresentam-se os “lags” correspondentes às correlações cruzadas estatisticamente significativas.

Da sua análise pode dizer-se que, quer nas operações de concessão de empréstimos (activas), quer nas operações de captação de depósitos (passivas), as variações positivas no nível geral dos preços têm um efeito positivo e retardado sobre as taxas de juro nominais. Todavia, deve ressaltar-se que, esse efeito é menos retardado sobre os preços do crédito e depósitos a curto/médio prazo (3 meses) do que sobre os preços das operações activas e passivas a menos curto prazo (8 e 10 meses). Este resultado pode justificar-se, nomeadamente a partir do momento em que se começaram a abolir os indexantes estabelecidos administrativamente para as taxas de juro, pela dependência das taxas de juro de longo prazo em relação às de curto prazo.

**Quadro 2 - Correlações Cruzadas**

Período: 1987:06-2000:05 (N = 155 obs.)	“lags” signif. (limites: $\pm 2/\sqrt{N}$ )
<b>Taxas de Juro Activas e Taxa de Inflação</b>	
$\square$ TACP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t-k</sub>	k = 3, 18 e 19
$\square$ TACP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t+k</sub>	k = 13
$\square$ TALP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t-k</sub>	k = 8, 21 e 35
$\square$ TALP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t+k</sub>	-
<b>Taxas de Juro Passivas e Taxa de Inflação</b>	
$\square$ TPCP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t-k</sub>	k = 3, 11, 19, 20, 25 e 26
$\square$ TPCP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t+k</sub>	k = 28
$\square$ TPLP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t-k</sub>	k = 10, 11, 18, 20, 22
$\square$ TPLP <sub>t</sub> , $\square$ TVIPC <sub>t+k</sub>	-

Por outro lado, não há indícios de qualquer uma das taxas de juro bancárias influenciar a taxa de inflação, a avaliar pelas correspondentes correlações cruzadas entre as séries estacionárias, que nos primeiros *lags* compreendem apenas valores dentro do limiar  $\pm 2/\sqrt{N}$ . As correlações cruzadas significativas encontradas nos *lags* 13 e 28 entre os valores das séries da taxa de juro adiantada em relação à taxa de inflação parecem puramente casuais.

Uma vez que todas as séries se revelaram estacionárias em primeiras diferenças, procedeu-se ao teste à estacionaridade dos resíduos gerados pelas regressões de cointegração que relacionam as taxas de juro nominais com a taxa de inflação, não contemporaneamente como apresentado em (3), mas sim com esta última variável desfasada em determinados períodos (meses) consoante o comportamento das funções de correlação cruzada estimadas entre as séries estacionárias em primeiras diferenças.

No Quadro 3 mostram-se os resultados dos testes testes de cointegração efectuados com base em todas as observações disponíveis.

**Quadro 3 - Testes de Cointegração**

	Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas	
	TACP	TALP	TPCP	TPLP
Regressão de Cointegração				
Var. Dep.	TACP	TALP	TPCP	TPLP
Var. Indep.	TVIPC(-3)	TVIPC(-8)	TVIPC(-3)	TVIPC(-10)
N.º Observ.	T = 153	T = 148	T = 153	T = 146
$\beta_0$	6,077276	5,229532	2,195058	1,199315
Rácio <i>t</i>	[15,73]	[17,21]	[7,84]	[4,92]
$\beta_1$	1,197668	1,211822	1,051843	1,203377
Rácio <i>t</i>	[24,76]	[32,36]	[30,03]	[40,29]
Período	87:06-00:05	87:06-00:05	87:06-00:05	87:06-00:05
Teste de Engle-Granger				
N.º. Desfas.	<i>p</i> = 0	<i>p</i> = 2	<i>p</i> = 9	<i>P</i> = 5
$\delta$	-0,046415	-0,060535	-0,075721	-0,113434
Rácio <i>t</i>	[-1,82]	[-2,12]	[-2,91]	[-3,11] (*)

(\*) Rejeição ao nível de 10% (*t* crítico  $\square$  -3,074) da hipótese nula da não cointegração.

Da sua análise pode concluir-se que, apenas a relação entre a taxa de juro de depósitos de poupança-habitação e a taxa de inflação desfasada em 10 meses é aparentemente cointegrada ao nível de 10%. Para estes resultados terão contribuído, por um lado, a elevada exigência dos valores críticos do teste, como parecem testemunhar Tiao, Tsay e Wang (1993), e por outro lado, o facto de as taxas de juro serem até um determinado período fixadas por via administrativa.

Esta última consideração levou-nos a proceder a análise das relações de equilíbrio entre as taxas de juro bancárias e a taxa de inflação apenas para os períodos pós-liberalização total dos preços máximos das operações de concessão de empréstimos (Março de 1989 a Maio de 2000) e dos preços mínimos de remuneração dos depósitos bancários (Maio de 1992 a Maio de 2000). Os resultados a que se chegou são algo diferentes, conforme se pode constatar no Quadro 4.

**Quadro 4 - Testes de Cointegração (Pós-liberalização)**

	<b>Taxas de Juro Activas</b>		<b>Taxas de Juro Passivas</b>	
	<b>TACP</b>	<b>TALP</b>	<b>TPCP</b>	<b>TPLP</b>
<b>Regressão de Cointegração</b>				
Var. Dep.	TACP	TALP	TPCP	TPLP
Var. Indep.	TVIPC(-2)	TVIPC(-4)	TVIPC(-3)	TVIPC(-4)
N.º Observ.	$T = 133$	$T = 131$	$T = 94$	$T = 93$
$\beta_0$	6,112854	5,692182	0,526116	0,304578
Rácio $t$	[15,36]	[16,11]	[1,78]	[1,07]
$\beta_1$	1,252922	1,183163	1,439146	1,535301
Rácio $t$	[23,99]	[25,70]	[22,94]	[25,51295]
Período	89:03-00:05	89:03-00:05	92:05-00:05	92:05-00:05
<b>Teste de Engle-Granger</b>				
Nº. Desfas.	$p = 2$	$p = 1$	$p = 7$	$p = 2$
$\delta$	-0,068592	-0,045837	-0,094023	-0,088158
Rácio $t$	[-2,27]	[-2,03]	[-2,42]	[-2,26]

As regressões efectuadas sugerem a possibilidade de se poder concluir que as relações de equilíbrio entre as taxas de juro e a taxa de inflação com um desfasamento de alguns meses não são mais intensas após o momento em que os bancos passaram a decidir livremente as taxas a aplicar a todas as operações de concessão de empréstimos e de captação de depósitos. No entanto, deve destacar-se o facto de neste período de pós-liberalização ter diminuído a amplitude de desfasamento das relações entre as taxas de juro de mais longo prazo (TALP e TPLP) e a taxa de inflação, respectivamente de 8 para 4 meses e de 10 para 4 meses.

Mesmo não se tendo verificado empiricamente a existência de relações notórias de cointegração entre as taxas de juro e a taxa de inflação, procedeu-se à análise de causalidade de Granger com a especificação de um modelo VAR em níveis, já que, como referem Sims (1980), Tsay (1985) e outros, a utilização de variáveis em diferenças pode diminuir a força da sua relação dinâmica. No Quadro 5 apresentam-se os resultados dos testes directos de causalidade à Granger sobre as hipóteses nulas da não causalidade das taxas de juro para a taxa de inflação ( $H_{01}$ ) e da não causalidade da taxa de inflação para as taxas de juro ( $H_{02}$ ). Nas regressões efectuadas optou-se por escolher como amplitudes máximas dos desfasamentos  $p = 5$  e  $p = 10$  meses, considerando que esta última poderá ser suficientemente grande para não omitir informação relevante dos valores desfasados da variável dependente.



**Quadro 5** - Testes de Causalidade à Granger

Hipóteses Nulas		Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas	
		TACP	TALP	TPCP	TPLP
<b><math>H_{01}</math>: Tx. Juro não causa TVIPC</b>					
VAR(5)	Est. $F$	1,577	0,066	0,670	0,231
	Valor-P	(0,17052)	(0,99701)	(0,64665)	(0,94843)
	Nº. observ.	$T = 151$	$T = 151$	$T = 151$	$T = 151$
VAR(10)	Est. $F$	0,989	0,909	0,685	0,448
	Valor-P	(0,45664)	(0,52723)	(0,73640)	(0,91992)
	Nº. observ.	$T = 146$	$T = 146$	$T = 146$	$T = 146$
<b><math>H_{02}</math>: TVIPC não causa Tx. Juro</b>					
VAR(5)	Est. $F$	4,487 (*)	4,548 (*)	3,355 (*)	4,0138 (*)
	Valor-P	(0,00080)	(0,00071)	(0,00681)	(0,00196)
	Nº. observ.	$T = 151$	$T = 151$	$T = 151$	$T = 151$
VAR(10)	Est. $F$	2,039 (*)	2,107 (*)	1,850 (**)	2,245 (*)
	Valor-P	(0,03452)	(0,02848)	(0,05861)	(0,01916)
	Nº. observ.	$T = 146$	$T = 146$	$T = 146$	$T = 146$

(\*) Significativo ao nível de 5%. (\*\*) Significativo ao nível de 10%.

Os valores obtidos para a estatística do teste  $F$  levam-nos a concluir que, os valores passados da taxa de inflação são significativos para explicar os valores presentes das taxas de juro nominais activas e passivas, mas o contrário não se verifica, isto é, não existe confirmação empírica que os valores de qualquer uma das taxas de juro bancárias possam ser considerados preditivos do nível futuro da inflação.

De seguida, mostram-se os resultados da análise de causalidade à Granger para os subperíodos antes e pós-liberalização (Quadro 6). O primeiro, de Junho de 1987 a Abril de 1992, com as observações das variáveis até ao mês anterior à liberalização das últimas taxas de juro fixadas administrativamente, mais concretamente, os preços mínimos de remuneração dos depósitos a prazo e de poupança-habituação. O segundo, de Maio de 1992 a Maio de 2000, corresponde ao período em que os bancos passaram a decidir livremente as taxas a aplicar a todos os empréstimos e depósitos bancários.

**Quadro 6** - Testes de Causalidade à Granger (Antes e Pós-Liberalização)

Hipóteses Nulas		Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas	
		TACP	TALP	TPCP	TPLP
<b>1987:06-1992:04 (AL)</b>					
$H_{03}$ : Tx. Juro não causa TVIPC					
VAR(5)	Est. $F$	1,299	0,835	2,141 (**)	1,187
	Valor-P	(0,28216)	(0,53216)	(0,07861)	(0,33146)
	Nº. observ.	$T = 54$	$T = 54$	$T = 54$	$T = 54$
VAR(10)	Est. $F$	0,610	0,534	1,507	0,770
	Valor-P	(0,79179)	(0,85137)	(0,18879)	(0,65590)
	Nº. observ.	$T = 49$	$T = 49$	$T = 49$	$T = 49$
$H_{04}$ : TVIPC não causa Tx. Juro					
VAR(5)	Est. $F$	1,524	3,278 (*)	1,010	0,87385
	Valor-P	(0,2026)	(0,01353)	(0,42325)	(0,50662)
	Nº. observ.	$T = 54$	$T = 54$	$T = 54$	$T = 54$
VAR(10)	Est. $F$	0,539	0,959	0,284	0,472
	Valor-P	(0,84763)	(0,49838)	(0,97963)	(0,89433)
	Nº. observ.	$T = 49$	$T = 49$	$T = 49$	$T = 146$
<b>1992:05-2000:05 (PL)</b>					
$H_{05}$ : Tx. Juro não causa TVIPC					
VAR(5)	Est. $F$	0,666	0,586	1,251	1,171
	Valor-P	(0,65031)	(0,71081)	(0,29342)	(0,33049)
	Nº. observ.	$T = 92$	$T = 92$	$T = 92$	$T = 92$
VAR(10)	Est. $F$	0,564	0,988	0,651	0,668
	Valor-P	(0,83732)	(0,46301)	(0,76449)	(0,74979)
	Nº. observ.	$T = 87$	$T = 87$	$T = 87$	$T = 87$
$H_{06}$ : TVIPC não causa Tx. Juro					
VAR(5)	Est. $F$	3,565 (*)	0,483	1,629	2,019 (**)
	Valor-P	(0,00578)	(0,78808)	(0,16181)	(0,08458)
	Nº. observ.	$T = 92$	$T = 92$	$T = 92$	$T = 92$
VAR(10)	Est. $F$	2,067 (*)	0,667	2,190 (*)	1,701 (**)
	Valor-P	(0,03983)	(0,75101)	(0,02910)	(0,09900)
	Nº. observ.	$T = 87$	$T = 87$	$T = 87$	$T = 87$

(\*) Significativo ao nível de 5%. (\*\*) Significativo ao nível de 10%.

Da análise dos resultados obtidos, emergem algumas conclusões interessantes. Por um lado, considerando o período em que os bancos estiveram sujeitos ao controlo directo das taxas de juro, apenas se mostrou significativa a relação causal da taxa de inflação para a taxa de juro do crédito a particulares. A significância da causalidade de TPCP para TVIPC parece ser puramente accidental, uma vez que com o aumento da ordem de desfasamento do modelo VAR, o valor da estatística  $F$  deixou de ter relevância estatística. Já no que concerne ao período pós-liberalização, em que as taxas de juro passaram a resultar fundamentalmente das condições da oferta e da procura de fundos no mercado, as relações de causalidade do nível geral dos preços para as taxas de juro nominais revelaram-se, em geral, bastante mais notórias. Apenas a relação de causalidade de TVIPC para TALP deixou algumas dúvidas.

#### 4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

As variações positivas do nível geral dos preços não só têm um efeito positivo sobre as taxas de juro nominais activas, como também produzem nestas uma resposta retardada, variável consoante o prazo e o tipo de operação contratados. De facto, embora o processo de formação das taxas de juro dos bancos resulte, fundamentalmente, das leis da procura e oferta, este parece estar submetido, em grande parte, à influência de pressões inflacionistas, em que as taxas de juro nominais tomam níveis dependentes das expectativas ou antecipações inflacionistas formadas pelos agentes económicos, em particular quem concede empréstimos e capta depósitos, através do conhecimento da sua evolução passada.

No entanto, deve realçar-se que os resultados da relação preditiva inflação/taxas de juro são algo diferentes para os dois períodos temporais de análise - antes e pós “liberalização”. O facto de as taxas de juro passivas serem mais administradas que as activas até metade da sucessão, faz com que os modelos sejam um pouco menos parcimoniosos e a análise mais incaracterística. Nos períodos pós-liberalização dos preços, quer das operações activas (1989:03-2000:05), quer das operações passivas (1992:05-2000:05), em que as taxas de juro passaram a resultar sobretudo dos mecanismos de mercado, para além de ser menor a amplitude de desfasamento entre as taxas de juro e a inflação, as relações de causalidade são mais intensas, o que leva a pressupor que no futuro, com observações adicionais, será possível chegar a melhores resultados.

#### REFERÊNCIAS

- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- Caiado, A. J. (1997). *Taxas de Juro e Inflação em Portugal: Testes e Modelos de Previsão*, Tese de Mestrado, ISEG/UTL, Lisboa.
- Christiano, L. J. e Ljungqvist, L. (1988). “Money Does Granger - Cause Output in the Bivariate Money - Output Relation”, *Journal of Monetary Economics*, 22, 217-235.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 2, 251-228.
- Granger, C. W. J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral”, *Econometrica*, 37, 424-438.
- (1988). “Some Recent Developments in a Concept of Causality”, *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Mackinnon, J. G. (1991). “Critical Values for Cointegration Tests, Long-Run Economic Relationships”, *Reading in Cointegration*, Ed. C. W. J. Granger, R. F. Engle.
- Sims, C. A. (1972). “Money, Income and Causality”, *American Economic Review*, 62, 540-552.
- (1980). “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48, 1, 1-48.
- Tiao, G. C., Tsay, R. S. e Wang, T. (1993). “Usefulness of Linear Transformations in Multivariate Time Series Analysis”, *Empirical Economics*, 18, 567-593.
- Tsay, R. S. (1985). “Model Identification in Dynamic Regression (Distributed Lag) Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 3, 3, 228-237.