

Cointegración y efecto Fisher para el caso español

Jorge V. Pérez Rodríguez
Marc Sáez Zafra

Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola
Universitat de Barcelona
Diagonal, 690
08034 Barcelona

I. HIPÓTESIS DE FISHER

Según la Hipótesis de Fisher (1930) los movimientos en el tipo de interés nominal reflejan variaciones en la tasa de inflación esperada. De hecho, esta hipótesis puede considerarse subyacente en la eficiencia de los mercados de capital. Cambios en las expectativas de inflación hacen variar las tasas de rentabilidad esperadas. A fin de igualar los rendimientos reales esperados entre activos nominales y reales, el tipo de interés nominal debe moverse conjuntamente con la inflación esperada. De otro modo, los mercados de capital eficientes compensan los cambios en el poder de compra del dinero. Así pues, resumiendo, a largo plazo el tipo de interés nominal no puede diferir en exceso de la tasa de inflación esperada y, suponiendo la eficiencia en los mercados de capital, de la tasa de inflación observada.

En este sentido, la Hipótesis de Fisher puede ser expresada en su forma "débil" como:

$$r_t = R - \pi_t \quad (1)$$

donde r_t , el tipo de interés real de un activo financiero en t (neto de impuestos según Carmichael-Stebbing (1983) no es más que el tipo de interés nominal en t , R_t , menos la tasa de inflación esperada en t , π_t

Suponiendo la eficiencia en el mercado de capitales, por lo que r_t y π_t incorporan toda la información disponible hasta t , y, dado que únicamente R_t es una variable determinista:

$$E [r_t / \phi_{t-1}] = R_t - E [\pi_t / \phi_{t-1}] \quad (2)$$

donde, $E [\pi_t / \phi_{t-1}]$ es el valor esperado de la inflación y $E [r_t / \phi_{t-1}]$ es el valor esperado del tipo de interés real en el periodo t dada toda la información disponible hasta $t-1$.

Fama (1975) supone que el mercado del activo financiero está en equilibrio, por lo que la rentabilidad real esperada es constante en el tiempo ($E [r_t] = E [r] = \text{cte}$), es decir:

$$E [r] = R_t - E [\pi_t / \phi_{t-1}] \quad (3)$$

Así pues, y operando en la ecuación (3), la Hipótesis de Fisher puede finalmente expresarse para ser contrastada econométricamente como:

$$R_t = \alpha_0 + \beta_1 \pi_t + u_t \quad (4)$$

donde R_t es el tipo de interés nominal vigente en el periodo t para ser aplicado dentro de $t+k$ periodos, π_t es la tasa de inflación esperada, y representa el precio del dinero en términos de bienes, α_0 representa el tipo de interés real ex-ante (constante), y u_t es una perturbación aleatoria que se distribuye normalmente con media cero y varianza constante. Se supone, además, que $\alpha_0 < 0$ y $\beta_1 > 0$.

En concreto, el contraste de la Hipótesis débil de Fisher, implica contrastar estadísticamente a la hipótesis nula definida como,

$$H_0 : \alpha_0 = \text{cte} \text{ y } \beta_1 = 1; \text{ corr} (u_t, u_{t-j}) = 0. \forall j \neq k \quad (5)$$

según esta hipótesis el tipo de interés *ex-ante* es constante y se cumple la hipótesis de expectativas racionales. Rechazar H_0 implica rechazar el modelo para la rentabilidad constante en equilibrio.

En este trabajo, la Hipótesis de Fisher se validará si: a) el tipo de interés nominal y la tasa de inflación esperada comparten una tendencia estocástica común, es decir, existe una relación de equilibrio tal como la definida en (4), y, b) la inflación esperada varía en la misma proporción que el tipo de interés nominal, es decir, $\beta = 1$. Una rentabilidad esperada constante implica que toda variación a través del tiempo en el tipo de interés nominal es un reflejo directo de la valoración en el mercado del valor esperado de la inflación.

Sin embargo, existen algunas dudas teóricas sobre la relación propuesta por Fisher y los resultados de los trabajos empíricos como los de Fama (1975). Por ejemplo:

1.— Mundell (1963) señala que la inflación reduce los saldos reales de dinero, disminuyendo la riqueza, lo que implica que el tipo de interés nominal aumente pero que la tasa de inflación, disminuyendo así el tipo de interés real.

2.— Nelson y Schwert (1977) argumentan que los contrastes realizados por Fama (1975) no tenían el suficiente poder para rechazar la hipótesis conjunta en que el tipo de interés *ex-ante* (real) es una constante y que las expectativas son racionales. Rechazar la hipótesis supone admitir que el tipo *ex-ante* es variable o que el mercado es ineficiente, o ambos.

3.— Fama y Gibson (1982) encuentran que la variación en la rentabilidad real esperada sobre las letras y otros activos financieros es fundamentalmente un proceso de gasto de capital.

4.— Carmichael y Stebbing (1983) observan una paradoja que el propio Fisher había adelantado, y es que el uso de datos sobre activos financieros para contrastar una Teoría sobre activos reales debe incorporar algunos supuestos implícitos sobre los márgenes de sustitución entre dinero y activos financieros de un lado, y activos financieros y capital por otro lado.

5.— Atkins (1989) señala que si el tipo de interés nominal es un predictor de la inflación, entonces el tipo de interés real está determinado por factores reales y no puede ser influenciado por la Política Monetaria.

II. COINTEGRACIÓN Y EFECTO FISHER.

La existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la inflación y tipo de interés nominal, tal como la implicada por la ecuación (4), puede ser estudiada a través de la noción de cointegración desarrollada por Granger (1983) y Engle y Granger (1987).

La mayoría de los estudios previos no encuentran evidencia empírica que sustente la Hipótesis de Fisher. Si bien es cierto que casi todos los trabajos encuentran que tanto el tipo de interés nominal (R_t) como la tasa de inflación observada (π_t) son variables integradas del mismo orden ($I(1)$), ninguno de ellos es capaz de rechazar la hipótesis nula de no cointegración, incumpliendo por tanto la Hipótesis de Fisher.

MacDonald y Murphy (1989) señalan que la no cointegración no es más que un reflejo de errores de especificación en (4), en particular de la omisión de variables relevantes.

Bonham (1991) cree que en el fondo el tipo de interés nominal y la tasa de inflación observada comparten una tendencia estocástica común, es decir, están cointegradas. El problema es que no es cierta la hipótesis subyacente de que el tipo de interés real ex-ante sea constante. En este sentido, utilizando diversas proxies que recojan el tipo de interés real, Bonham (1991) encuentra evidencia empírica que sustenta la Hipótesis "débil" de Fisher, como en un trabajo precedente había demostrado Atkins (1989).

II.1. Datos.

En este trabajo se han utilizado datos mensuales desde Junio de 1987 a Diciembre de 1991.

- 1.- π_t es la tasa de inflación interanual. Fuente: INE.
- 2.- $R3_t$ es el tipo de interés de los préstamos bancarios a 3 meses. Media de las cifras diarias. Fuente: Main Economics Indicators (O.C.D.E.).
Representa los intereses de los préstamos interbancarios en el mercado de depósitos vigentes en t para inversiones a realizar en 3 meses.
- 3.- $LT3_t$ es el tipo de interés de las Letras del Tesoro a 3 meses. Datos mensuales. Media de las cifras diarias. Fuente: Boletín Estadístico. Banco de España.

Los tipos de las Letras del Tesoro son fijados en compraventas con pacto de recompra a fecha fija, negociados a través del Servicio Telefónico (hasta Junio 1988) y mercado secundario de valores (hasta Diciembre 1991).

II.2. Integrabilidad.

Contrastamos la existencia de una raíz unitaria en las series temporales analizadas a través del contraste de Dickey y Fuller Aumentado (ADF) y el test de Phillips y Perron (1988).

1.- Test ADF.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_0^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde el cumplimiento de la hipótesis nula, $H_0 : \alpha = 0$, implica que la serie y_t es integrada de orden uno, $I(1)$.

2.- Test de Phillips y Perron¹.

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t - T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde aceptar la hipótesis nula supone aceptar que la serie y_t sea $I(1)$.

El número de retardos, k , se derivó utilizando las propuestas de Schwert (1987), $L4 \approx 4 * (T/100)^{0.25}$ y $L12 \approx 12 * (T/100)^{0.25}$ donde T , es el número de observaciones. Se utilizó, también, los valores críticos propuestos recientemente por Mackinnon (1991).

Mostramos la aplicación de estos contrastes a nuestros datos en la Tabla 1. Podemos observar que todas las series son estacionarias, hecho que ya se podía intuir en sus representaciones gráficas (Figura 1). Cabe resaltar, asimismo, la mayor potencia del contraste de Phillips-Perron (1988) frente a otros contrastes alternativos (Ver Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990)).

1. Se puede utilizar la contrastación secuencial propuesta por Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

Tabla 1
Aplicación de los Test de Raíces Unitarias

| | Dickey-Fuller | Aumentado | Phillips-Perron |
|-----------|---------------|-----------|-----------------|
| | L4 = 3 | L12 = 10 | L4 = 3 |
| π_t | -0.66 | -2.21 | -13.39 |
| $R3_t$ | -3.75 | -4.17 | -64.42 |
| $LT3_t$ | -4.38 | -1.70 | -11.93 |
| Schwert | -3.42 | -3.40 | - |
| Mackinnon | -3.49 | - | - |

Fuente: Elaboración Propia. Nivel de significación del 5%.

En la Tabla 1 puede observarse como a través del contraste de Phillips-Perron todas las series son estacionarias de orden cero, por lo cual puede encontrarse una relación de largo plazo. Sin embargo, por el test ADF π_t y $LT3$ para $L12$ son $I(1)$, mientras que $R3_t$ es $I(0)$.

II.3. Cointegración.

Se trata de contrastar la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo. Si la Hipótesis de Fisher fuese cierta, existiría la siguiente relación de equilibrio,

$$R_t = \alpha_0 + \beta_1 \pi_t + u_t \quad (8)$$

donde la hipótesis nula (H_0) refleja que R_t , π_t están cointegradas.

Se intenta contrastar la existencia de una relación de cointegración, y en este caso, que la inflación y el tipo de interés tengan una representación conjunta en términos del Mecanismo de Corrección del Error según Granger (1983) y Engle

y Granger (1987). Los contrastes propuestos en la literatura para determinar si R_t y π_t están cointegradas podemos resumirlos en: 1) test de Dickey y Fuller Aumentado (1979 y 1981) de los residuos de la cointegración, donde H_0 implica que las series están cointegradas, y, 2) Sargan y Barghava (1983) basado en el test de Durbin y Watson, donde aceptar H_0 supone aceptar que las series están cointegradas.

Si las variables estuviesen cointegradas, los estimadores Mínimo Cuadráticos Ordinarios (MCO) serán consistentes y altamente eficientes, como demuestra Stock (1984).

En este trabajo, se utiliza el ADF, recomendado por Engle y Granger (1987) cuando el número de retardos utilizados es mayor o igual a dos, para conseguir que el error del modelo sea ruido blanco.

Tabla 2
Resultados de la Regresión de Cointegración.

| Variable Dependiente | Parámetros | | | R^2 | ADF |
|----------------------|-------------------|-------------------|----------------|--------|-------|
| | α | β | σ_μ^2 | | |
| $R3_t$ | 9.441 (1.378) | 0.7897 (0.238) | 1.656 | 0.1838 | -3.58 |
| $LT3_t$ | 10.440 (1.355) | 0.4418 (0.226) | 1.628 | 0.0680 | -4.56 |

Fuente: Elaboración Propia. Errores estándar entre paréntesis. σ_μ^2 es la varianza residual, R^2 es el coeficiente de Determinación y el ADF es de los residuos, valor crítico al 95% es -3.96.

En principio podría existir una tendencia común entre los tipos de interés y la tasa de inflación, puesto que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en el caso de $LT3_t$. En este sentido, tanto las representaciones gráficas (Figura 2) como los resultados de la regresión (4) (Tabla 2) sugieren la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo.

Por otra parte, β no es significativamente distinto a la unidad en $R3_t$, cumpliéndose la segunda condición que validaría la Hipótesis de Fisher en el caso del tipo de interés nominal de los préstamos bancarios a 3 meses.

Así pues, encontramos alguna evidencia a favor de la Hipótesis de Fisher: cointegración en el caso $LT3$, $\beta = 1$ en el caso de $R3$. El hecho de que la evidencia sea tan débil puede ser debido a que el tipo de interés real ex-ante no sea constante, tal y como supone Bonham (1991).

II.4. Modelos estructurales.

Para probar este razonamiento se estima el siguiente modelo estructural de series temporales con una variable explicativa: (Harvey (1989), Sáez y Pérez (1991)).

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha_t + \beta_1 \pi_t + u_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (9)$$

donde η_t es ruido blanco e independiente de u_t .

Este modelo permite considerar al tipo de interés real ex-ante como una variable aleatoria, no constante, es decir,

$$\sigma_{\eta}^2 \neq 0 \quad (10)$$

donde se incluyen componentes no observables, que a su vez, posibilitan contrastar la Hipótesis de Fisher desde una perspectiva más realista (Bonham (1991)).

Los resultados de la estimación de los modelos estructurales de series temporales se muestran en la Tabla 3. Se puede observar como el tipo de interés real ex-ante no es constante en ningún caso, ya que se cumple (11), lo que confirma nuestras sospechas. Por otra parte rechazamos la Hipótesis de Fisher en todos los casos considerados, por cuanto no encontramos ninguna relación en la que β sea significativa.

Tabla 3
Resultados de la Estimación de los Modelos Estructurales con una variable explicativa.

| Variable Dependiente | Parámetros σ_n^2 | β | σ_u^2 | R^2 |
|----------------------|----------------------------|------------------|--------------|--------|
| $R3_t$ | 0.295 (0.093) | 0.058 (0.239) | 0.599 | 0.8595 |
| $LT3_t$ | 0.222 (0.073) | 0.441 (0.226) | 0.484 | 0.8655 |

Fuente: Elaboración Propia. Errores estándares entre paréntesis. σ_n^2 es la varianza del nivel (Tasa de interés real o ex-ante), σ_u^2 es la varianza residual, R^2 es el coeficiente de Determinación.

III. CONCLUSIONES

En nuestro trabajo hemos adoptado el modelo propuesto por MacDonald y Murphy (1989) en el que se plantea una diferente dirección causal de las variables implicadas en la Hipótesis de Fisher.

Hemos examinado las relaciones a largo plazo entre inflación y tipos de interés usando las técnicas de cointegración desarrolladas por Engle y Granger (1987). Analizamos para España el cumplimiento de la Hipótesis de Fisher en el periodo Junio-87 hasta Diciembre-91. Para este periodo se demuestra que la hipótesis nula de no cointegración se rechaza bajo el criterio del ADF. Sin embargo, las hipótesis de betas unitarias no se cumple, por lo que la Hipótesis de Fisher sólo se cumple parcialmente.

Por otro lado, aunque para Fama (1975) los tipos de interés de las Letras del Tesoro son predictores de la inflación y su conducta es consistente con una rentabilidad esperada constante de mercados eficientes (donde el precio de las letras incorporaba toda la información del periodo), el valor de α_0 , o tipo de interés ex-ante, no es constante en el tiempo (Fama (1975) y Fama y Gibson (1982)). Si el tipo ex-ante no es constante, es decir,

$$\tilde{r}_t = E[r] + \eta_t$$

entonces, existe un comportamiento estocástico para el tipo de interés real, como confirman nuestros resultados.

El incumplimiento de la Hipótesis de Fisher puede deberse a la influencia de factores macroeconómicos sobre los tipos reales como al efecto de la fiscalidad que hace que la inflación tenga un efecto real, como en Atkins (1989). En nuestro trabajo, tanto para los tipos de interés nominales de los préstamos bancarios a tres meses como para los tipos de las Letras del Tesoro, los resultados de Atkins (1989) y Mauleón (1991)² en su estudio refuerzan nuestros resultados para el caso español.

BIBLIOGRAFÍA

- ATKINS, F.J. (1989): "Co-Integration, Error Correction and the Fisher Effect". *Applied Economics*, Vol 21, pp 1611-1620.
- BONHAM, C.S. (1991): "Correct Cointegration Tests of the Long-Run Relationship between Nominal Interest and Inflation". *Applied Economics*, Vol 23, pp 1487-1492.
- CARMICHAEL, J. and STEBBING, P.W. (1983): "Fisher's Paradox and the Theory of Interest". *American Economic Review*, Vol 73, n.º 2, pp 619-630.
- DICKEY, D.A. and FULLER, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Econometrica*, Vol 49, pp 1057-1072.
- DOLADO, J.J.; JENKINSON, T. and SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): "Cointegration and Unit Roots". *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- ENGLER, R.F. and GRANGER, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, Vol 55, n.º 2, pp 251-276.
- FAMA, E. (1975): "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation". *American Economic Review*, Vol 65, n.º 1, pp 269-289.
- FAMA, E. and GIBSON, M.R. (1982): "Inflation, Real Returns and Capital Investment". *Journal of Monetary Economics*, 9, pp 297-323.
- HARVEY, A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.

2. Mauleón (1991) encuentra que la inflación no tiene un efecto sobre los tipos de interés nominales, en el caso español.

- MACDONALD, R. and MURPHY, P.D. (1989): "Testing for the Long-Run Relationship between Interest Rates and Inflation using Cointegration Techniques". *Applied Economics*, Vol 21, pp 439-447.
- MACKINNON, J.G. (1991): "Critical Values for Cointegration Test". En Engle, R.F. and Granger, C.W.J., eds. *Long Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford, Oxford University Press, Cap. 13, pp 267-276.
- MAULEÓN, I. (1991): "Especificación de Ecuaciones para tipos de interés". *Cuadernos Aragoneses de Economía*, Vol 1, pp 13-28.
- MUNDELL, R. (1963): "Inflation and Real Interest". *Journal of Political Economy*, Vol 71, pp 280-283.
- NELSON, C.R. and SCHWERT, G.W. (1977): "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant". *American Economic Review*, Vol 67, n.º 3, pp 478-486.
- PHILLIPS, P.C.B. and PERRON, P. (1988): "Testing for Unit Root in Time Series Regressions". *Biometrika*, Vol 75, n.º 2, pp 335-346.
- SÁEZ, M. y PÉREZ, J. (1991): "Predicción y Eficiencia en el Mercado Bursátil. Una Aplicación de los Modelos Estructurales de Series Temporales". *Documento de Trabajo, n.º 9023*. Departamento de Econometría y Estadística. Universidad de Barcelona.
- SCHWERT, W.G. (1987): "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomics Data". *Journal of Monetary Economics*, n.º 20, pp 73-103.
- STOCK, J.H. (1984): "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". Mimeo Harvard University.

Figura 1

Evolución temporal de los tipos de interés nominales de los préstamos bancarios a 3 meses (R3), de las Letras del Tesoro (LT3) y de la Inflación.

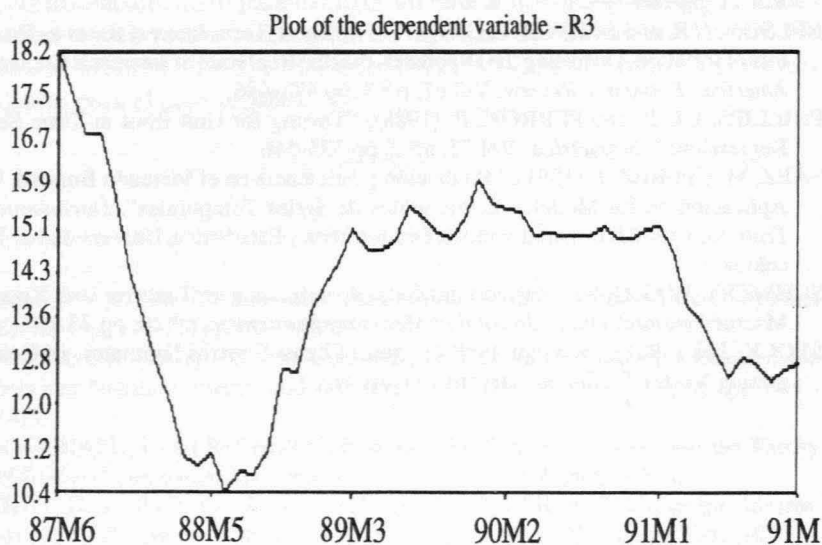


Figura 1
Evolución temporal de los tipos de interés nominales de los préstamos bancarios a 3 meses (R3), de las Letras del Tesoro (LT3) y de la Inflación.

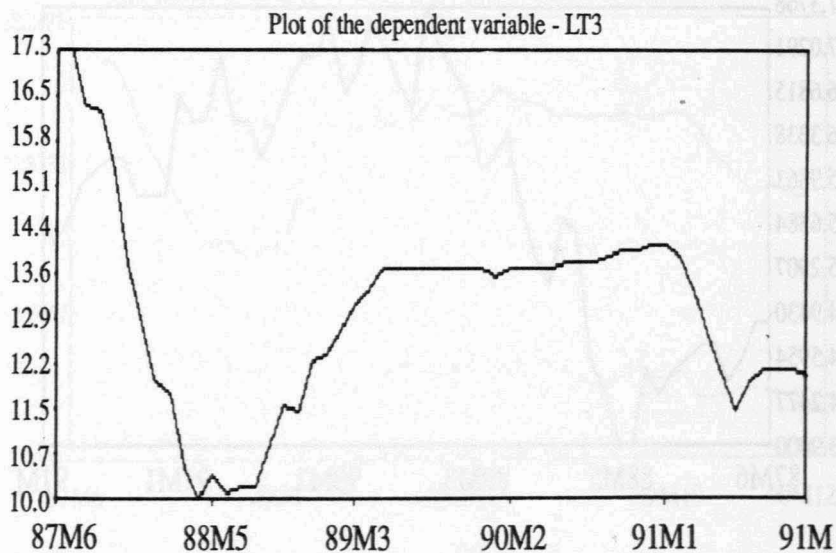


Figura 1
Evolución temporal de los tipos de interés nominales de los préstamos bancarios a 3 meses (R3), de las Letras del Tesoro (LT3) y de la Inflación.

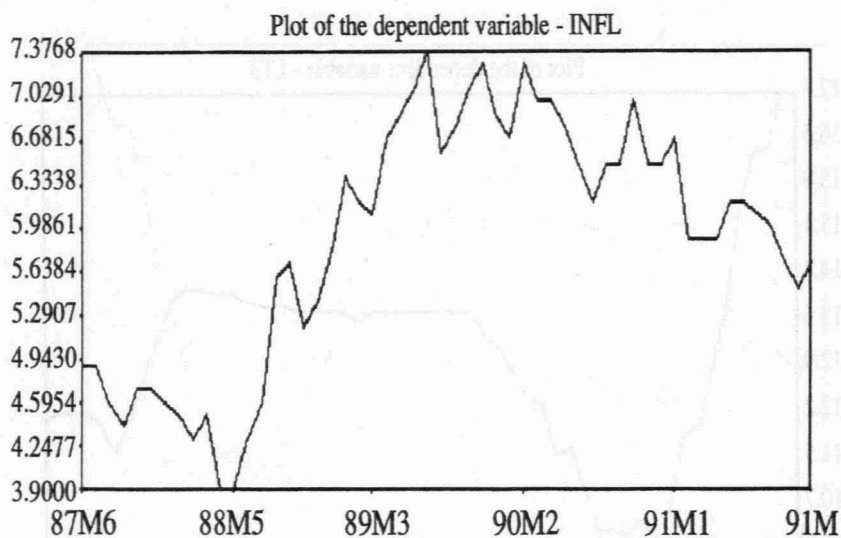


Figura 2
Representaciones gráficas de las posibles relaciones de cointegración.
Evolución temporal conjunta de la inflación y de los tipos de interés
interbancarios a tres meses y de los tipos de las Letras del Tesoro a tres meses.

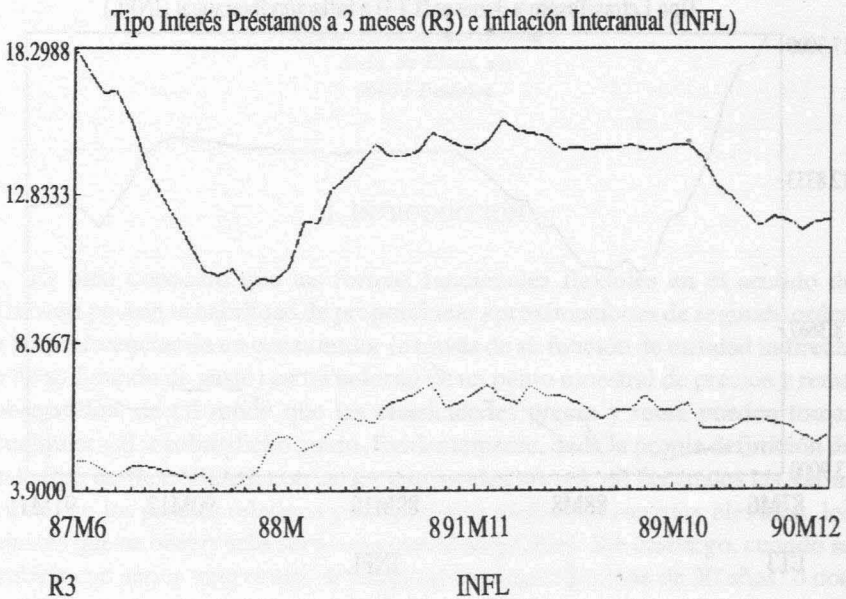


Figura 2

Representaciones gráficas de las posibles relaciones de cointegración.
Evolución temporal conjunta de la inflación y de los tipos de interés interbancarios a tres meses y de los tipos de las Letras del Tesoro a tres meses.

