

TIPOS DE INTERÉS DE INTERVENCIÓN Y LA REGLA DE TAYLOR. ESPAÑA 1989-1999. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN INFERENCIA ESTADÍSTICA

Carlos Pateiro Rodríguez¹ y Luis Enrique Pedreira Freire²,
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de A Coruña

RESUMEN

En este trabajo se estudian las relaciones que existen entre los tipos de interés de intervención del Banco Central en España con los resultantes de una especificación de la Regla de Taylor, por una parte, y con los tipos de interés del mercado monetario, por otra. Nuestro propósito es descubrir si el establecimiento de los tipos oficiales sigue la orientación de una regla tayloriana de tipos de interés así como analizar en qué medida las señales de política monetaria impartidas por el Banco Central se transmiten al mercado monetario a través de las variaciones de los respectivos tipos de interés. Para salvar determinados problemas econométricos derivados de la utilización de test estadísticos puntuales, en este trabajo se hace mención a la relación del análisis de cointegración con un modelo VAR, que da a dicho análisis una dimensión enteramente nueva que permite una aplicación más precisa y exacta al tema objeto concreto de nuestro trabajo. De acuerdo con diversas investigaciones econométricas la contrastación de la cointegración en un VAR es superior al método de Engle-Granger. Las propiedades estadísticas del método de Johansen son generalmente mejores y el poder de los test de cointegración es superior.

ABSTRACT

In this paper the existent relations between the type of intervention interest of Banco Central en España and the resultants of a specification of Taylor's Rule, on one hand, and the type of interest of the monetary market on the other hand are studied. Our aim is to discover if the establishment of the official types follows the orientation given by the taylorian rule of the interest type as well as to analyze in which extent the signals of the monetary politics given by the Banco Central are transmitted to the monetary market through the variations of the respective monetary market of the respective interest types. For overcoming some econometric problems derived of the use of the point statistical tests, in this paper the relation of the cointegration analysis with the VAR model is analyzed. It gives to that analysis a completely new dimension that allows a more accurate and exact application to the concrete objective of the them in our work. According to different econometric research the contrast of the cointegration in a VAR is superior to Engle-Granger's method. The statistical properties Johansen's method are generally better and the power of the cointegration test is superior.

Key words: monetary rules, cointegration, Var model, Central Bank.

MSC: 62P20 JEL E4

1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se investiga la existencia de cointegración entre, por una parte, los tipos de interés de intervención del Banco de España en el periodo 1989-1999 y los resultantes de una especificación de la regla de Taylor y, por otra parte, entre los tipos de interés del mercado monetario y los tipos de interés de intervención. La primera relación trata de mostrar en qué medida el Banco de España ajusta sus tipos de interés en la orientación de una regla tayloriana de tipos de interés. La segunda relación trata de analizar en qué medida las señales de política monetaria impartidas por el Banco Central, a través de las variaciones de los tipos de interés de intervención, se transmiten a los tipos de interés del mercado monetario. En el apartado 1 se describe en términos simples una regla tayloriana de tipos de interés. En el apartado 2 se explica la obtención de los datos utilizados, destinando el apartado 3 para el análisis de cointegración propiamente dicho, apuntando al final del mismo las principales conclusiones.

E-mail: ¹cpateiro@udc.es
²luisepf@hotmail.com

2. CONCEPTO DE UNA REGLA TAYLORIANA DE TIPOS DE INTERÉS

De acuerdo con el esquema de construcción de la regla de política monetaria presentada por Taylor (1993), el banco central aumentará el tipo de interés nominal a corto plazo cuando la tasa de inflación y el crecimiento de la producción real superen los objetivos establecidos. Por el contrario, reducirá los tipos de interés a corto plazo cuando la tasa de inflación y el *output-gap* se sitúen por debajo de aquellos. El tono de la política monetaria se traduce en efectos sobre las variables relevantes de las funciones de la demanda agregada que se transmiten, a través de los diferentes canales de transmisión, hacia las variables reales de la economía, en especial sobre la inversión y el consumo.

En la terminología de Svensson (1999), una regla de tipo de interés tayloriana es del tipo:

$$i_t = g_\pi \pi_t^d + g_y y_t^d$$

donde i_t es el tipo de interés nominal, π_t^d e y_t^d son, respectivamente, las desviaciones de la inflación y de la producción actuales respecto a los objetivos establecidos, y g_π y g_y son, respectivamente las ponderaciones que la regla otorga a las desviaciones de la inflación y del output, respectivamente.

Una regla de tipos de interés tayloriana se ajusta a la siguiente expresión:

$$i_t = r^* + \pi^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y^*) \quad [1]$$

donde i_t es el tipo de interés de intervención (en nuestro ejemplo el tipo de las subastas decenales del Banco de España); r^* , π^* , π_t , y_t , y^* son, respectivamente, el tipo de interés real, la tasa de inflación objetivo y la tasa de inflación corriente, la tasa de crecimiento del PIB y de su crecimiento potencial. Por último α y β son el grado de respuesta del banco central ante las desviaciones de la inflación con relación a la tasa establecida como objetivo (aversión a la inflación) y la sensibilidad ante los problemas de crecimiento y empleo.

La regla concreta presentada por Taylor en 1993 se adaptaba a la siguiente expresión:

$$r = \pi + 0,5 \left(\frac{y - y^*}{y^*} \right) + 0,5(\pi - \pi^*) + r^f \quad [2]$$

donde r es el *federal funds rate objective*, y π , y π^* son, respectivamente, la tasa de inflación de los cuatro últimos trimestres y la tasa de inflación objetivo, y e y y^* son, respectivamente, la tasa de crecimiento del producto interior bruto real y la tasa de crecimiento potencial de pleno empleo, r^f es el tipo de interés real de equilibrio.

Conforme a la regla propuesta, el *federal funds rate* será incrementado 1,5 puntos porcentuales cuando la inflación aumenta un punto porcentual por encima del objetivo, y 0'5 puntos porcentuales cuando la producción aumenta por encima del nivel potencial.

Una regla tayloriana de tipos de interés presenta problemas de cómputo y de diseño (Budesbank, 1999). Los primeros se refieren a las dificultades cálculo del tipo de interés real de equilibrio y del *output-gap*, por lo que habrán de ser estimados. Los segundos tienen que ver con la ausencia de enfoque *forward-looking*, al no haberse considerado en su formulación inicial las expectativas de inflación (Batini y Haldane, 1999).

Un problema distinto tiene relación con la extremada variabilidad que puede adoptar el tipo de interés calculado según la regla, por estar expuesto a perturbaciones a corto plazo no controlables por la política monetaria. La regla de Taylor incorpora variables que están sometidas a oscilaciones en el corto plazo. Así, por ejemplo, el tipo de interés oficial deberá ajustarse de forma inmediata a las variaciones del IPC, índice que es muy sensible a shocks inesperados, como el incremento de los precios del crudo en la segunda mitad del año 2000, o ante decisiones de política fiscal, como una subida de los impuestos indirectos que se transmiten de forma inmediata a los precios. Este hecho constituye, a su vez, una ventaja y un inconveniente. La primera, porque permite a la autoridad monetaria una conducción de la política monetaria orientada a la estabilidad más cercana a la realidad económica actual. El segundo, porque otorga a la política monetaria un excesivo activismo sobre los tipos de interés que se traduce, por una parte, en modificaciones frecuentes y en sentido opuesto de los tipos de interés oficiales que resultan perturbadoras

de los mercados financieros y, por otra parte, en una cierta desorientación de los agentes en su formación de expectativas, al no permitirles identificar los cambios que responden a fenómenos puramente transitorios.

La autoridad monetaria se reserva un cierto grado de discrecionalidad, de manera que resulta difícil precisar su actuación sobre los tipos de intervención en cada momento. Además, la autoridad monetaria, en muchas situaciones, adopta una actuación gradualista (*interest rate smoothing*), que la regla de Taylor, en su versión original, no contempla. El gradualismo de la autoridad monetaria puede explicarse por motivos diversos, como la consideración de expectativas racionales por parte de los agentes económicos, la necesidad de revisión de los datos después de su divulgación inicial, la incertidumbre en relación con los parámetros fundamentales de la estructura económica subyacente al mecanismo de transmisión, etc. Pero el motivo fundamental que impone a la autoridad monetaria una actuación *suavizadora* sobre el tipo de interés de intervención, se resume, como se indicó, en el intento de evitar reacciones adversas de los mercados financieros a frecuentes alteraciones de los tipos de interés oficiales.

Por estas razones, nosotros introducimos en la regla un componente sistemático representativo de la discrecionalidad de la autoridad monetaria que se une a las condiciones reales de la economía. Como señala Martins (2000), el ajuste podría ser del tipo:

$$\dot{i}_t = \rho \dot{i}_{t-1} + (1-\rho)i_{Taylor}, \quad (0 < \rho < 1) \quad [3]$$

estimándose para el coeficiente de ajuste, ρ , un valor en torno a 0,6 para datos trimestrales. De acuerdo con el ajuste propuesto en [3], el tipo de interés de intervención se explicaría por los valores retardados de la propia variable y por el determinado por la regla en las proporciones ρ y $(1 - \rho)$, respectivamente.

A partir de este análisis, establecemos un planteamiento en esta línea, aunque diferente, puesto que contiene un ajuste del tipo:

$$i_t^T = g_i(i_{t-1}^* - i_t^{Tce}), \quad 1 > g_i > 0 \quad [4]$$

donde i_t^T es el tipo de interés aproximado por la regla de Taylor con el ajuste parcial propuesto, i_{t-1}^* es el tipo de interés establecido por el banco central el periodo anterior e i_t^{Tce} es el tipo de interés determinado por la regla de Taylor (1993).

De acuerdo con las precisiones anteriores, la regla propuesta en este trabajo es la siguiente:

$$i_t^T = \left[r^* + \pi_t + g_\pi(\pi_t - \pi^*) + g_y(y_t - y^f) \right] + g_i(i_{t-1}^* - i_t^{Tce}) \quad [5]$$

donde $i_t^{Tce} = \left[r^* + \pi_t + g_\pi(\pi_t - \pi^*) + g_y(y_t - y^f) \right]$, es decir, el banco central estaría justificando su discrecionalidad basándola en valores pretéritos de la desviación existente entre el tipo objetivo en el momento de producirse la anterior reunión del comité de política monetaria y el tipo de Taylor formado por la información actual sobre los componentes reales.

El último sumando de [5] representa lo que podríamos denominar componente de política económica. En situaciones coyunturales de tasas de variación negativas del PIB, como en 1991-1993, o ante la supuesta recesión económica que podría producirse en 2001-2002, a la luz de los avances de previsiones que se están dando al público, el tipo de interés de la regla, sin el ajuste propuesto, estaría interpretando que los tipos de interés de intervención deberían descender considerablemente al objeto de proveer de dinamismo a la demanda agregada. Por otra parte, ante shocks inesperados, que transmiten de forma inmediata sus efectos a la tasa de inflación, los cambios del tipo de interés oficial serán más suavizados que los que resultarían de su aproximación a través de la regla de Taylor. El ajuste propuesto pretende interpretar que la autoridad monetaria, en el uso de su nivel de discrecionalidad y de la necesidad de no crear perturbaciones graves en los mercados financieros, responderá a las condiciones económicas reales a través de sus tipos de intervención, pero estará condicionando su actuación a la situación de los mercados financieros, circunstancia esta última que adquiere una especial relevancia en un marco macroeconómico estable.

3. LOS DATOS

Los datos, en trimestres, abarcan el periodo I/1989-IV-1999. Han sido obtenidos de fuentes oficiales: Banco de España, Instituto Español de Estadística, BCE y OCDE.

El tipo de interés tayloriano, i_t^{TCE} , se calcula a partir de la ecuación [5], tomando como tipo de interés real $r^* = 2,4$, que se corresponde con la tendencia del crecimiento del PIB de España en las últimas décadas y como objetivo de inflación 2 %, de acuerdo con el objetivo de inflación establecido por el Banco Central Europeo (BCE) en su estrategia de política monetaria, los coeficientes g_π y g_y se fijan, con en Taylor 1993) en 1,5 y 0,5, respectivamente.

El tipo de interés objetivo se corresponde con el tipo de interés de la subastas decenales de certificados de depósito del Banco de España (que vendrían a constituir una aproximación al tipo de interés de intervención que fija el BCE en sus operaciones principales de financiación).

El tipo de interés del mercado es tipo de interés del mercado interbancario de depósitos a un mes, en medias trimestrales.

A continuación se analiza la existencia de cointegración entre los tipos de interés del mercado monetario y el tipo de interés de intervención, por una parte, y entre éste y los obtenidos a través de nuestra especificación de la regla de Taylor, por otra. El propósito es analizar a posteriori si el Banco de España, durante la década de los noventa, ajustó sus tipos de interés en la línea de la regla de Taylor o, si por el contrario, una regla de este tipo no resulta una aproximación adecuada a la explicación de los tipos oficiales en España.

4. LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN INFERENCIA ESTADÍSTICA

La utilización de test estadísticos puntuales presenta, a la hora de validar los resultados el problema de la selección correcta, de manera que, si no se cuenta con un procedimiento de selección óptimo, se corre el riesgo de rechazar o validar un resultado desconociendo con exactitud el grado de cumplimiento o incumplimiento.

Para evitar ese problema, en este apartado se hace mención a la relación del análisis de cointegración con un modelo VAR, que da a dicho análisis una dimensión enteramente nueva que permite una aplicación más precisa y exacta al tema objeto concreto de nuestro trabajo. Diversas investigaciones econométricas sostienen que la contrastación de la cointegración en un VAR es superior al método de Engle-Granger. Las propiedades estadísticas del método de Johansen son generalmente mejores y el poder de los tests de cointegración es superior. Sin embargo, no resultan directamente comparables, por estar basados ambos métodos en distintas metodologías econométricas, como pueden ser la asunción o no de la división del carácter endógeno-exógeno de las variables. Esta cuestión puede plantear importantes consecuencias de significado económico, si bien no consideramos objeto de nuestro trabajo la profundización a este respecto.

El alto grado de complejidad de este análisis hace aconsejable una descripción introductoria a los pasos que se han de dar en nuestro trabajo para obtener e interpretar los resultados obtenidos, tal y como señalan Charemza y Derek (1992).

Sea el modelo VAR sin restricciones:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad [6]$$

donde Z_t es un vector columna de los valores observados de todas las n variables del modelo, A_i son matrices de coeficientes (ninguno de ellos nulo) y ε_t es un vector de perturbaciones aleatorias. En lo sucesivo emplearemos la siguiente notación: El operador Δ en expresiones del tipo ΔW_t denotará la primera diferencia de todas las variables en el vector de variables W_t . La notación $W_t \sim I(1)$ significa que todas las variables que constituyen el vector de variables W_t son integradas de orden (1), es decir, sus primeras diferencias son estacionarias.

Este modelo presupone que todas las variables en Z_t son integradas del mismo orden y que su grado de integración es cero o uno. En realidad, como se pudo comprobar (Pateiro, 2000), todas las series analizadas son integradas de orden uno.

El modelo VAR [6] puede expresarse de la siguiente manera:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad [7]$$

donde

$$\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i \quad (I \text{ es una matriz identidad})$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

La igualdad de los modelos [6] y [7] puede comprobarse sumando a los dos miembros de [6] $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k}$ y $A_1 Z_{t-2}, A_2 Z_{t-3}, \dots, A_{k-1} Z_{t-k}$ y reordenando términos.

La transformación de un VAR en la forma [7] se denomina **transformación de cointegración**.

El vector Z_t está constituido por n variables, por lo que la dimensión de la matriz Π es $n \times n$ y su rango no puede ser superior a n . Del teorema de representación de Granger se sigue que, bajo condiciones generales:

a) Si el rango de la matriz Π es igual a n , es decir igual al número de variables en el VAR, el vector Z_t es estacionario. En otras palabras, todas las variables en Z_t son integradas $I(0)$.

b) Si el rango de la matriz Π es $r < n$, existe una representación de Π tal que:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad [8]$$

donde α y β son ambas matrices de orden $n \times r$

La matriz β se llama **matriz de cointegración** y tiene la propiedad de que $\beta' Z_t \sim I(0)$, mientras que $Z_t \sim I(1)$. Las variables Z_t son, por tanto, cointegradas, siendo los vectores de cointegración $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r$ las columnas de la matriz de cointegración β . Por lo tanto, en un modelo VAR de n variables hay como máximo $r = n - 1$ vectores cointegrados.

Para nuestro trabajo empírico resulta esencial la determinación del número de vectores cointegrados y la estimación de la matriz de cointegración β .

El procedimiento seguido es el de Johansen (1988, 1989). La complejidad del proceso ha sido superada gracias a la disponibilidad de paquetes informáticos. Los pasos del proceso y los resultados fueron obtenidos con la aplicación **GIVE WIN 1.10**, disponible en el programa **PC GIVE 9.1** que presenta la ventaja adicional de que comprueba los valores observados en relación con los valores críticos de los estadísticos de selección, calificando el grado de *cumplimiento* de la hipótesis (con un espacio en blanco) o el *incumplimiento* de la misma (con dos matizaciones: 1ª, la notación ** es que se rechaza el cumplimiento de la hipótesis enunciada y 2ª, la notación * implica un incumplimiento de la hipótesis enunciada).

En relación con los pasos implícitos en nuestro trabajo econométrico para validar los resultados de cointegración, cabe citar lo siguiente:

1. Se realizan las regresiones ΔZ_t sobre $\Delta Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-k+1}$, lo que supone (dado que existen n variables en el modelo VAR) llevar a cabo n regresiones. Se construye el vector $n \times 1$ de cada una de las anteriores regresiones en el instante t , que notamos por R_{0t} . Se realizan también las regresiones de Z_{t-k} sobre $\Delta Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-k+1}$ y se construye el vector $n \times 1$ de los residuos de cada una de las regresiones en el instante t , que notamos por R_{kt} .

2. Se computan las cuatro $n \times n$ matrices S_{00} , S_{0k} , S_{k0} , y S_{kk} a partir de los momentos de orden dos y de los productos cruzados de R_{0t} y R_{kt} :

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt}, \quad i, j = 0, k; \quad T = \text{tamaño de la muestra.}$$

3. Se resuelve la ecuación que iguala a cero el determinante de:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

es decir, hallamos las raíces o autovalores de la ecuación polinomial en k obtenida del determinante anterior. La solución da los autovalores $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$, ordenados de mayor a menor y los autovectores asociados \hat{V}_i que pueden ser dispuestos en la matriz:

$$\hat{V} = (\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_n)$$

Los autovectores se normalizan de manera que $\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I$

Si la matriz de cointegración β es de rango $r < n$, los primeros r autovectores $\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_r$ son los **vectores de cointegración**, es decir, son las columnas de la matriz β .

Si la matriz de cointegración β es de rango $r < n$, los primeros autovectores $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_r)$ son los vectores de cointegración.

4. Para cada λ_i se calcula el estadístico **LR**:

$$LR = -T \sum_{r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [9]$$

el cual, bajo la hipótesis nula de que hay como máximo r vectores de cointegración, tiene una distribución asintótica cuyos cuantiles fueron tabulados por Osterwald-Lenum (1990). Normalmente los contrastes comienzan en $r = 0$, es decir, a partir de la hipótesis de que no hay vectores de cointegración en un modelo VAR. Si esta hipótesis no puede ser rechazada, el procedimiento se termina puesto que no hay indicios de que existan vectores de cointegración. Si se rechaza, es posible examinar secuencialmente las hipótesis de que $r \leq 1$, $r \leq 2$, etc. Si la hipótesis nula no puede ser rechazada para $r \leq r_0$, pero ha sido rechazada para $r \leq r_0 - 1$, la conclusión es que el número de vectores de cointegración o , en otras palabras, el rango de β es r_0 . Como demostró Johansen (1989), los primeros r autovectores estimados $(\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_n)$ son las estimaciones de máxima verosimilitud de las columnas de β , es decir, los vectores de cointegración.

Las columnas de β tienen una interpretación económica como vectores de cointegración. Efectivamente, una vez normalizados, los autovectores pueden ser interpretados como parámetros a largo plazo. Los elementos de la *matriz de ajuste*, α (véase [8]), pueden ser utilizados como medidas de la velocidad de ajuste de variables particulares con respecto a una perturbación en las relaciones de equilibrio, y en ese sentido, tienen también una interpretación económica.

La aplicación informática permite obtener de manera automática los siguientes resultados:

1. Los autovalores $\hat{\lambda}_i$ y el logaritmo de la probabilidad para cada rango

$$l_e^* = -\frac{T}{2} \log |S_{00}| - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i), \quad p = 0, \dots, n \quad [10]$$

2. Los test estadísticos, cuyos valores críticos al 95 %, están basados en los resultados de Osterwald-Lenum, que en nuestro caso se toman sin tendencia y sin restricciones.

Los estadísticos de los máximos autovalores son:

$$-T \log(1 - \hat{\lambda}_p) \text{ y } -(T - nm) \log(1 - \hat{\lambda}_p), \quad p = 1, \dots, n \quad [11]$$

La hipótesis nula H_0 : p vectores de cointegración, frente a H_1 : $> p$ vectores de cointegración

La primera fila contrasta H_0 : $p = 0$ frente a $p = 1$. Si esta es significativa H_0 es rechazada y la siguiente fila contrasta H_0 : $p = 1$ frente a H_1 : $p > 1$.

Los estadísticos de la *traza* son

$$-T \sum_{i=p+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ y } -(T - nm) \sum_{i=p+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [12]$$

Este contrasta H_0 : p vectores de cointegración frente a H_1 : $> p$ vectores de cointegración.

La primera fila contrasta H_0 : $p = 0$ frente a H_1 : $p > 0$. Si ésta es significativa, H_0 es rechazada, y la fila siguiente contrasta H_0 : $p = 1$ frente a H_1 : $p > 1$.

3. Los autovectores estandarizados $\hat{\beta}'$, sobre la diagonal de la matriz.

4. Los coeficientes estandarizados α correspondientes a los $\hat{\beta}'$.

5. La matriz $\hat{\Pi} = \hat{\alpha} \hat{\beta}'$ de rango n , en nuestro caso de rango 2.

Una vez delimitadas las bases teóricas del análisis de cointegración que vamos a realizar en nuestro trabajo empírico, y antes de presentar los resultados del mismo, recordaremos que **la importancia de dicho análisis se encuentra en que permite precisar claramente si es factible utilizar o no las técnicas aportadas por econometría tradicional.**

Para interpretar los resultados obtenidos es necesario tener en cuenta las siguientes precisiones: a) En primer lugar el programa calcula la existencia o no de autovalores significativamente distintos de cero. En el caso de que no lo sean, el programa no listará valor alguno y no habrá posibilidad de cointegración. En el caso contrario, se llega al paso b) la existencia de autovalores requiere del cumplimiento de test adicionales sobre la hipótesis nula, siendo utilizado en nuestro caso el test de Osterwald-Lenum (1990).

Para ilustrar el funcionamiento de este test pondremos un ejemplo basado en los resultados obtenidos con los ejercicios números 1 y 2, que se incluye más adelante.

En el **ejercicio 1**, cuando $p = 0$ se está contrastando la hipótesis nula de no existencia de ningún vector de cointegración. En ese caso los valores de los tests son mayores que los valores críticos del test máx-autovalores y de la traza, respectivamente, de 14,1 y 15,4, para un nivel de confianza del 95 %. Como puede apreciarse, el programa ya realiza la validación de las pruebas utilizadas calificándolas con la notación (**) como un incumplimiento severo del test. Esta información, en lógica matemática, se diría que **no es verdad que no pueda existir ningún vector de cointegración.**

La siguiente hipótesis, que en nuestro ejercicio se enuncia como $0 < p = 1 < 2$, se emplea para contrastar que pueda existir un vector de cointegración. A tenor de los resultados obtenidos, al ser éstos menores que el valor crítico del test de 3.8, para un nivel de confianza del 95 %, no puede rechazarse la hipótesis de que pueda existir un vector de cointegración.

El efecto conjunto de las dos hipótesis se puede enunciar así: Como, por $p = 1$ no se puede rechazar la posibilidad de que exista un vector de cointegración, y como por $p = 0$ no se puede rechazar la posibilidad de que no exista ningún vector de cointegración, esto implica que existe un vector de cointegración.

Como primera conclusión, podemos decir que existe una cointegración entre los tipos de interés del mercado monetario y los tipos de interés de intervención (objetivos), que es la analizada en el ejercicio uno, toda vez que los bancos centrales inyectan liquidez al sistema a un tipo de interés que la institución monetaria considera compatible con sus objetivos de política. Este resultado, que es compatible con el análisis de la transmisión monetaria, era esperado, toda vez que las modificaciones del tipo de interés de intervención se transmiten rápidamente al mercado interbancario y de éste a los demás tipos de interés, aunque la magnitud de la transmisión y la secuencia temporal difiere entre países en función, entre otras cosas, del grado de competencia en el sector bancario.

En el **ejercicio 2**, cuando $p = 0$ se está suponiendo que no existe ningún vector de cointegración, en ese caso el valor del test *máx-autovalor* es 19,02 (ligero incumplimiento) y de la *traza* que es de 25,01 (severo incumplimiento). Como puede apreciarse, el programa ya realiza la validación de las pruebas utilizadas calificándolas en ambos casos con la notación (**). La hipótesis nula de que no existe ningún vector cointegrado es rechazada.

Sin embargo la hipótesis $0 < p = 1 < 2$ de que existe un vector de cointegración es rechazada. La posible existencia de un vector de cointegración debe ser tomada con máxima cautela.

Pateiro (2000), aplicando la prueba de Engle-Granger sobre la existencia de cointegración entre el tipo de interés de intervención y el tipo de interés **tayloriano** en España, comprobó que se rechazaba la existencia de cointegración al ser el valor crítico de Engle-Granger mayor que el t estimado en la regresión, si bien, existía cointegración entre ambos tipos de interés si se consideraba el periodo 1994/I- 1999/IV, tal vez porque se prescindía del periodo de turbulencias monetarias de finales de 1992 y de los primeros trimestres de 1993. Por el contrario, en el ejercicio 2 se considera el periodo 1989/II-1994/IV.

Como segunda conclusión del trabajo, el Banco de España, durante la década analizada, no siguió una regla de política monetaria tipo Taylor, a pesar de tratarse de una década de cierta estabilidad, sobre todo a partir de 1993.

Ejercicio 1. cointegración españa: tipos de mercado vs tipos objetivo

SYS(8) Cointegration analysis 1989 (2) to 1999 (4)

```

eigenvalue  loglik for rank
              276.122  0
0.591373    295.363  1
0.000331562 295.370  2

Ho:rank=p -Tlog(1-\mu) using T-nm 95% -T\Sum log(.) using T-nm 95%
p == 0      38.48**    36.69**   14.1   38.5**    36.71**   15.4
p <= 1      0.01426    0.0136    3.8   0.01426    0.0136    3.8
standardized \beta' eigenvectors
  Lobjesp  Lmonesp
    1.0000  -0.99179
   -0.89755  1.0000
standardized \alpha coefficients
  Lobjesp    1.5809  0.017481
  Lmonesp    2.1227  0.011353
long-run matrix Po=\alpha*\beta', rank 2
      Lobjesp  Lmonesp
  Lobjesp    1.5652  -1.5504
  Lmonesp    2.1125  -2.0939
Number of lags used in the analysis: 1
Variables entered unrestricted:
Constant Seasonal Seasonal_1 Seasonal_2

```

Ejercicio 2. cointegración española: tipos de Taylor vs tipos objetivo

SYS(9) Cointegration analysis 1989 (2) to 1999 (4)

eigenvalue	loglik	for rank
	244.858	0
0.357478	254.369	1
0.129948	257.362	2

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	19.02**	18.14*	14.1	25.01**	23.84**	15.4
p <= 1	5.986*	5.707*	3.8	5.986*	5.707*	3.8

standardized \beta' eigenvectors

Lobjesp	Ltaysp
1.0000	-1.9409
-1.0510	1.0000

standardized \alpha coefficients

Lobjesp	Ltaysp
-0.12458	0.037463
-0.023502	0.090999

long-run matrix $Po = \alpha' \beta'$, rank 2

Lobjesp	Ltaysp
-0.16395	0.27926
-0.11914	0.13661

Number of lags used in the analysis: 1

Variables entered unrestricted:

Seasonal_1 Seasonal_2 Constant Seasonal

REFERENCIAS

BANCO CENTRAL EUROPEO (2000): "Crecimiento del producto potencial y brechas de producción: concepto, utilización y estimación", **Boletín Mensual del BCE**, octubre.

_____ (1999) "La estrategia de política monetaria del Eurosistema orientada hacia la estabilidad, **Boletín Mensual del BCE**, enero.

_____ (2000): "Los dos pilares de la estrategia de política monetaria del BCE, **Boletín Mensual del BCE**, noviembre.

BATINI, N. and A. HALDANE (1999): "Forward-Looking Rules for Monetary Policy", en **Monetary Policy Rules**, J.B. Taylor, ed. University of Chicago Press, 157-199.

CHAREMZA, W. and F. DEREK (1992): "New Directions in Econometric Practice", Edward Elgar Publishing Limited, ed. London

DEUTSCHE BUNDESBANK (1999): "Taylor Interest Rate an Monetary Conditions Index", **Informe mensual**, abril.

DICKEY, D.A. and W.A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431.

GRANGER, C.W.J. (1986): "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48.

GRANGER, C.W.J. and P. NEWBOLD (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 2, 111-120.

GUJARATI, D.N. (1997): **Econometría**, McGraw-Hill, Bogotá.

JOHANSEN, S. (1989): "Likelihood Based Inferences on Cointegration. Theory and Applications to the demand for money", **Cento Interuniversitario di Econometria (CIDE)**, Bologna

LJUNG, G.M. and P.E. BOX (1978): "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", **Biométrica**, 66, 66-72.

- MACKINNON, J.G. (1991): "Critical Values of Cointegration Tests", en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds). Long-run Economic Relationship Readings in **Cointegration**, capítulo 13, Oxford University Press, New York.
- MARTINS, F. (2000): "Reglas de Taylor", **Banco de Portugal, Boletín Económico**, marzo, 51-60.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1990): "Recalculated and Extended Tables of the Asimptotic Distribution of some Important Maximum Likelihood Cointegration test Statistics", **Institute of Economics**, University of Copenhagen.
- PATEIRO R., C. (2000): **Estudio de las relaciones financiero-reales en economías desarrolladas basado en el análisis de las interrelaciones de precios en los mercados financieros actuales**, Tesis doctoral. Universidad de La Coruña.
- SVENSSON, L.E. (1999): "Price Stability as a Target for Monetary Policy: Defining and Maintaining Price Stability", **Institute for International Economic Studies**, Stockholm University, CEPR y NBER, marzo.
- TAYLOR, J.B. (1993): "Discretion versus Policy Rules in Practice", **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, 39, North-Holland, 195-214, Amsterdam.
- _____ (1995): "The Taylor Rule for Predicting the Fed", **The International Economy**, septiembre/octubre.