

ADAPTACION DE LOS TIPOS DE INTERES DE INTERVENCION A LA REGLA DE TAYLOR. UN ANALISIS ECONOMETRICO

Carlos Pateiro Rodríguez¹, Departamento de Análisis Económico, Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad de A Coruña, España

Luis Enrique Pedreira Freire, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de A Coruña, España

ABSTRACT

Central banks of the main developed economies have as a main goal the stability of prices. The monetary policy to achieve this goal is implemented through the control of short term interest rates. In this work we conduct an empirical study to show to what extent the monetary institutions fix the interest rates according with the Taylor rule. The Taylor interest rate rule makes the short-term interest rate dependent on current inflationary and cyclical developments.

Keywords: Rule of Taylor, contrasts, temporary series.

RESUMEN

Los bancos centrales de las principales economías desarrolladas tienen como objetivo la estabilidad de precios. La conducción de la política monetaria orientada a aquel objetivo se lleva a cabo a través del control de los tipos de interés a corto plazo. En este trabajo se realiza un estudio empírico con el objeto de mostrar en qué medida las instituciones monetarias basan el establecimiento de los tipos de interés en sus operaciones de inyección de liquidez al sistema en las condiciones reales de la economía cuando éstas son aproximadas por una regla tayloriana de tipos de interés.

Palabras clave: Regla de Taylor, contrastes, series temporales.

MSC: 91B24

1. INTRODUCCION

En este trabajo se analiza la adecuación de los tipos de interés obtenidos a través de una especificación de la regla de Taylor (1993) a los tipos de interés de intervención de cuatro bancos centrales de Estados Unidos, Alemania, Reino Unido y España en la década de los noventa.

Una vez construido el tipo de interés tayloriano a través de una especificación de la regla, sometemos las series de tipos de interés de intervención, así como de los tipos de interés del mercado interbancario a un análisis econométrico de cointegración, obteniéndose unos resultados que nos permiten afirmar que durante la década de los noventa, caracterizada por una marcada estabilidad macroeconómica en las economías desarrolladas, la regla de Taylor explica de una manera satisfactoria el tipo de interés de intervención de los bancos centrales en las respectivas economías, pudiendo establecerse, con carácter general, una correspondencia entre la conducción de la política monetaria a través de la fijación de tipos de interés de intervención sobre la base de las condiciones reales de la economía cuando éstas son aproximadas por una regla tayloriana de tipos de interés.

En la actualidad, los bancos centrales de las principales economías tienen encomendado como su principal objetivo la estabilidad de precios. A través de la modificación de los tipos de intervención, las instituciones monetarias tratan de adaptar convenientemente los tipos de interés a corto plazo ante las desviaciones de la inflación respecto de la tasa establecida como objetivo y de la tasa de crecimiento del producto respecto a su crecimiento potencial.

2. LA ESPECIFICACION DE LA REGLA DE TAYLOR PROPUESTA

Una regla de política monetaria se puede definir, de acuerdo con Galí (1998), como una función que especifica, desde un punto de vista positivo o normativo, la respuesta de un banco central a los cambios que se producen en la economía. Una regla tayloriana de tipos de interés (TR) es una función de reacción de la

¹E-mail:cpateiro@udc.es

autoridad monetaria, según la cual el tipo de interés nominal de referencia se ajusta en respuesta a las desviaciones de la inflación y de la producción de la tasa objetivo y de la tasa de crecimiento potencial, respectivamente. En términos más precisos, la regla de Taylor establece que el tipo de interés de intervención deberá ser incrementado cuando la inflación se desvíe de la inflación objetivo de tal manera que resulte afectado convenientemente el tipo de interés real y cuando la tasa de crecimiento de la producción supere su tasa de crecimiento potencial. En la construcción de la regla tayloriana entran variables que, como el tipo de interés real, el producto potencial, el *output-gap*, etc., resultan de difícil aproximación y confieren a la regla problemas de cómputo. Por otra parte la TR presenta también problemas de diseño. Pateiro (2000) realiza un extenso análisis de diversos aspectos problemáticos de la TR, análisis que queda fuera de los objetivos de nuestro trabajo.

Es fundamental indicar que a la hora de especificar nuestra regla de Taylor hemos tenido en cuenta una condición necesaria que reconcilia nuestro trabajo con la teoría económica. Ésta se establece en la ecuación $\frac{\partial y_t}{\partial \pi_t} = \frac{-\beta(g_\pi - 1)}{1 + \beta g_y} < 0 \Leftrightarrow g_\pi > 1$, que significa que la demanda agregada (DAI) será estable si la ponderación

de la inflación, g_π , en la regla del tipo de interés es mayor que la unidad, siendo $g_y > 0$. Es decir, cuando la inflación aumenta, el tipo de interés nominal deberá aumentar en mayor proporción para que el tipo de interés real produzca efectos restrictivos sobre los componentes de la demanda agregada sensibles al mismo (inversión y consumo).

En líneas generales nuestra especificación pretende analizar el grado en que las condiciones económicas reales son tenidas en cuenta por cada uno de los bancos centrales estudiados a la hora de establecer el proceso de formación de precios que constituye la regla para el tipo de interés objetivo del banco central.

En este sentido, las primeras pruebas de especificación demostraron que las condiciones reales eran un componente importante, pero de valor limitado. Esto, en sintonía con los principales programas de investigación en política monetaria, abre la puerta a la consideración de componentes discrecionales utilizados por el banco central por diferentes motivos de política económica. Entre estos componentes podemos citar los retrasos o adelantos en la actuación de la autoridad monetaria; respuestas de mayor o menor ponderación respecto a la inflación o al crecimiento real; diferentes grados de compromiso con otros bancos centrales, autoridades supranacionales o ciclo de coyuntura internacional. Como se ve, el conjunto es amplio aunque no agota su contenido, pero es importante señalar que la sospecha de su existencia nos ayuda a situar la especificación de nuestra regla con claros propósitos interpretativos.

Con ese objeto se ensaya un componente sistemático que recoja el contenido informativo de ese componente discrecional y que referiremos más adelante de una manera detallada.

En lo que se refiere a las condiciones reales, comenzaremos diciendo que, de manera similar a lo que hizo Taylor en 1993, la adaptación de la regla que nosotros utilizamos contiene un componente $\pi_t + g_\pi(\pi_t - \pi^*)$, donde $g_\pi = 0,5$, de manera que la ponderación de la tasa de inflación actual es de 1,5, condición que exige la estabilidad de la demanda agregada.

En lo que sigue, π_t es la tasa de inflación en el momento t ; g_π y g_y son las ponderaciones de la inflación y del *output-gap*; π^* es la tasa de inflación objetivo; y e y^f son las tasas de crecimiento del PIB actual y potencial respectivamente; i^* , i^m , i^T son los tipos de interés de intervención, monetario (del mercado interbancario) y tayloriano (según la regla especificada en la ecuación [4]).

Para el cálculo de la desviación de la inflación respecto de la inflación objetivo, dicho autor, utilizó la diferencia entre la tasa de inflación actual y un objetivo de inflación constante establecido en el 2 %. La regla que nosotros utilizamos tiene en cuenta la variabilidad del objetivo de inflación y por eso contiene una ponderación de 0,5 sobre las desviaciones de la inflación actual respecto a la inflación objetivo que en cada momento va publicando oficialmente la autoridad monetaria. En ese sentido, la determinación del tipo de interés en nuestra regla está afectada por la variación, tanto de la inflación actual, como del objetivo de inflación, en su caso, y no solamente de la primera, como ocurre en el trabajo seminal de Taylor.

Otro componente de la regla seminal de Taylor -que tenía unos propósitos financieros claros de explicación del proceso de formación general de los tipos de interés en Estados Unidos-, fue el tipo de interés real de corto plazo de equilibrio con una ponderación unitaria. Sin embargo, ante los problemas de determinación de dicho tipo de interés, que vienen a demostrar que esta fijación es realmente una prueba empírica o aplicada en el sentido de buscar un algoritmo, asumió una tasa del 2% anual que consideró

aproximadamente igual a la tasa de crecimiento potencial del PIB compatible con la senda de crecimiento potencial a largo plazo. Frente a ese tipo de interés real del 2 %, Clarida, Galí y Gertler (1998) consideran que el tipo de interés a corto plazo debería establecerse en el 3,5 % en Estados Unidos, 3,8 % en Alemania y 3,3 % en Japón. Otros investigadores, como Martins (2000) estiman que el límite inferior del tipo de interés real de equilibrio en el área del euro no debería estar por debajo de una tasa de entre el 2 y el 2,5 %. El Bundesbank (1999), estima un tipo de interés real a corto plazo del 3,4 %, como medida del tipo de interés real *ex-post* (*day to day*) del mercado monetario de Frankfurt para el periodo 1979-1998. El Banco Central Europeo, en marzo de 1999, estimaba un tipo de interés real a corto y a largo plazo del 2,3 y 3,2, respectivamente; en abril del 2000, la misma institución lo situaba entre el 2,1 y el 3 para el corto plazo y entre 2,9 y 3,4 para el largo plazo. En ambos casos se observa una considerable caída de los tipos de interés reales en los últimos veinte años.

A la vista de la falta de consenso, teniendo en cuenta además los problemas de determinación del tipo de interés real *ex-ante* subrayados por la literatura, en nuestra regla introducimos la tasa de crecimiento del PIB en cada trimestre con una ponderación unitaria. Con ello se pretende incluir en nuestra regla la mayor aproximación posible a la evolución actual de la producción en una etapa que, como la estudiada, se caracteriza por una considerable estabilidad de la tasa de crecimiento, sobre todo a partir de 1992-1993 o 1994, según de que país se trate. El tercer componente que atiende a las condiciones de la economía real es el *output-gap*. En nuestro caso, la ponderación que establecemos en la regla es similar a la utilizada por Taylor, es decir, $0,5(y_t - y^f)$. Sin embargo, hemos de reconocer que el cálculo de esta variable resulta extremadamente complejo, hasta tal punto que todos los métodos utilizados conducen a resultados realmente dispares y la revisión de las propias series temporales representativas de esta variable es, también, muy notable.

El producto potencial y la brecha de la producción pueden ser utilizados como indicadores de las presiones inflacionistas a corto y medio plazo. En este sentido, el BCE (2000) considera que tales variables servirán como indicadores para su estrategia de política monetaria orientada a la estabilidad, que se sustenta en el papel destacado del dinero (el agregado amplio M3) y en el seguimiento de la evolución futura de los precios. Sin embargo, el producto potencial, definido como la capacidad sostenible de oferta agregada en la economía, dada la estructura de la producción, la tecnología y los inputs disponibles no es una variable observable, y su estimación conduce a resultados distintos según el método utilizado para su cálculo. Es aconsejable, pues, que los datos relativos al *output-gap* sean tomados con cautela.

La OCDE calcula el denominado producto potencial de la economía a partir de la estimación de una función de producción. Su principal ventaja reside en su aparato teórico sólido, pero su aplicación exige la introducción de importantes limitaciones que nos aconsejan, en la línea apuntada por el BCE (2000), la interpretación de los resultados con elevadas dosis de cautela. La Comisión Europea utiliza un procedimiento estadístico para la estimación de tendencias, -el denominado filtro de Hodrick-Prescott-, que permite obtener una estimación del producto tendencial a partir del cálculo de una media móvil ponderada de la serie de PIB, estando la interpretación de sus resultados sometida a importantes limitaciones. Las diferencias obtenidas entre ambos métodos (OCDE y Comisión Europea) son considerables, hasta el punto de que las diferencias medidas por rango suelen superar un punto porcentual. El *output-gap* que nosotros utilizamos es el calculado por la OCDE, que se nutre de datos oficiales reportados por cada país y de las estimaciones del FMI.

Con esta especificación de la regla, el tipo de interés aproximado a partir de las variables representativas de la economía real está sometido a la variabilidad de sus componentes y, aunque se trate de una regla aplicada en un marco de estabilidad macroeconómica, es posible que su capacidad interpretativa de la actuación del banco central no resulte tan precisa como podríamos desear. De hecho esto se ha producido en la medida que ha sido necesario introducir un componente sistemático representativo de la discrecionalidad empleada por el banco central a la hora de fijar taxativamente el tipo de intervención vigente en cada momento.

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 contemplaba. 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, en el contexto de nuestro trabajo, el motivo fundamental que impone a la autoridad monetaria una actuación *suavizadora* sobre el tipo de interés de intervención, se resume en el intento de evitar reacciones adversas de los mercados financieros a fuertes 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:

$$i_t^* = \rho i_{t-1}^* + (1-\rho) i_{Taylor}, \quad (0 < \rho < 1) \quad [2]$$

estimándose para el coeficiente de ajuste, ρ , un valor en torno a 0,6 para datos trimestrales. De acuerdo con el ajuste propuesto en [2], 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:

$$i_t^T = g_i (i_{t-1}^* - i_t^{Tce}), \quad g_i = 0,5 \quad [3]$$

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

$$i_t^T = \left[y_t + \pi_t + g_\pi (\pi_t - \pi^*) + g_y (y_t - y^f) \right] + g_i (i_{t-1}^* - i_t^{Tce}), \quad g_\pi = g_y = g_i = 0,5 \quad [4]$$

donde $i_t^{Tce} = \left[y_t + \pi_t + g_\pi (\pi_t - \pi^*) + g_y (y_t - y^f) \right]$, es decir, el banco central estaría justificando su discrecionalidad basándola en valores pretéritos de la desviación existente entre el tipo objetivo existente 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 [4] representa lo que podríamos denominar componente de política económica. En situaciones coyunturales de tasas de variación negativas del PIB, como en 1991-1993, y baja inflación, 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. Sin embargo, 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 la situación actual.

3. METODOLOGIA DEL ANALISIS EMPIRICO. LOS CONCEPTOS FUNDAMENTALES

En este epígrafe se exponen los conceptos fundamentales que se utilizan en las técnicas econométricas del trabajo empírico.

El orden con que abordaremos las cuestiones relevantes será el siguiente: En primer lugar haremos referencia a la estacionariedad; en segundo, a la prueba de estacionariedad basada en el correlograma y en la prueba de la raíz unitaria sobre estacionariedad; en cuarto lugar se analizan los contrastes de integrabilidad, para terminar con la estacionariedad de las series en primeras diferencias, el orden de integración y el problema de la regresión espuria.

En el epígrafe 4 se hará referencia a la cointegración y a algunas pruebas de cointegración, tales como la de Engle-Granger (EG y EGA) y de Durbin-Watson (DWRC). Al objeto de ligar el comportamiento a corto plazo de las variables objeto de estudio con el comportamiento a largo plazo de las mismas, aplicaremos la metodología habitual de los llamados mecanismos de corrección de errores (MCE), a través de la aproximación originalmente propuesta por Engle y Granger (1987).

3.1. La estacionariedad

Si tenemos en cuenta que la validación de un trabajo empírico realizado sobre series de tiempo parte del supuesto de que las series temporales son estacionarias, el hecho frecuentísimo en la economía real de que sean no estacionarias presenta una alta probabilidad de que puedan plantear complicaciones metodológicas adicionales que debemos solventar.

El primer concepto al que nos referimos será, pues, el de estacionariedad. Un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia o retardo entre estos dos períodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

$$E(x) = \mu$$

$$\text{Var}(x) = E(x_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t-k}) = E[(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu)]$$

Si una serie de tiempo no satisface las tres condiciones anteriores, se dice que es una serie de tiempo no estacionaria. Un ejemplo sencillo de serie no estacionaria la constituye un modelo de paseo aleatorio con término constante:

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \varepsilon_t$$

con $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Si suponemos, para simplificar, que el proceso comienza en $t=0$, con $x_0=0$, resulta:

$$E(x) = t\mu$$

$$\text{Var}(x) = t\sigma^2$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t-k}) = (t - k)\sigma^2 ; t \geq 0$$

En este caso, a diferencia del caso de estacionariedad, los momentos incondicionales dependen del tiempo y los efectos de una perturbación aleatoria sobre la variable son permanentes o no transitorios, por lo que se dice que tienen una memoria larga. De esta manera, se obtiene una condición necesaria para garantizar la permanencia de las relaciones a largo plazo entre variables estacionarias, así como se abre la posibilidad de comprobar que las relaciones entre variables a largo y a corto plazo no presentan signos de incompatibilidad, que bien pudieran cuestionar la bondad de los resultados obtenidos.

3.1.1. Las prueba de estacionariedad basada en el correlograma

Con el objeto de desarrollar claramente la línea metodológica marcada, se presenta esta prueba, que está basada en la función de autocorrelación (FAC). La función de autocorrelación muestral al retardo k se define como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad [5]$$

donde γ_k y γ_0 son, respectivamente, la covarianza y la varianza muestrales. La representación gráfica de γ_k frente a k es el correlograma muestral. Las Figuras 1, 2 y 3 presentan, a modo de ejemplo, los coeficientes de autocorrelación y sus respectivos correlogramas, relativos a las series de i^m , i^T e i^* de España, en el periodo considerado, obtenidos mediante el paquete estadístico SPSS 9.0.

Los correlogramas para los tipos de interés españoles i^m , i^T e i^* , en el periodo analizado, siguen el patrón propio de las series de tiempo no estacionarias. En efecto, los coeficientes de correlación empiezan en valores muy altos y luego descienden de forma gradual, sin excepción, desde el primer retardo hasta el retardo $n^\circ 14$, para las tres series.

Según ha demostrado Bartlett, si una serie de tiempo sigue un patrón de tipo *ruido blanco*, -propiedad que garantiza la no existencia de información relevante y sistematizable al modelo- los coeficientes de autocorrelación muestral están distribuidos aproximadamente según una $N(0, 1/n)$. Por lo tanto, teniendo en cuenta las propiedades de la distribución normal, en el caso de las series i^m , i^T e i^* , el intervalo de confianza al 95% para cualquier $\hat{\rho}_k$ será $\pm 1,96(0,1507) = 0,295$ a cualquier lado del cero. Todos los coeficientes de autocorrelación muestral, hasta el retardo 10, son estadísticamente significativos de manera individual, es decir, significativamente distintos de cero. Ello reafirma el hecho de que las series mencionadas son no estacionarias, puesto que si un proceso estocástico es puramente aleatorio, su autocorrelación en cualquier retardo mayor que cero es nula.

Para probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación ρ_k son simultáneamente iguales a cero, utilizamos el estadístico Q de Box y Pierce, definido como:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad [6]$$

que sigue una distribución χ^2 con m grados de libertad. La hipótesis nula de que todos los ρ_k son iguales a cero se puede rechazar si la Q calculada excede el valor Q crítico de la tabla χ_m^2 , al nivel de significación seleccionado.

Para muestras pequeñas resulta más adecuado utilizar una variante de la Q de Box-Pierce, que es la estadística de Ljung-Box (LB) (1978), definida como:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \approx \chi_m^2 \quad [7]$$

Véanse ejemplos gráficos en las Figuras 1, 2 y 3 al final del trabajo.

Para los datos los tipos de interés i^m , i^T e i^* , los estadísticos Q y LB son altamente significativos; en efecto, los valores p de obtener tales valores χ^2 , con 14 grados de libertad, son prácticamente cero. En resumen, tanto de la observación de los gráficos 6.1 a 6.4, como de los gráficos de la FAC y de los valores de Q y LB, se puede concluir que las series de los tipos de interés i^m , i^T e i^* de España, en el periodo 1989-I – 1999-IV, son formalmente no estacionarias sobre la base de la prueba del correlograma.

El Cuadro 1 resume los estadísticos Ljung-Box, para las mismas series y periodos, relativos a España, Estados Unidos, Reino Unido y Alemania, mostrando resultados similares, si bien con algunas diferencias, cuyas causas apuntaremos al final de este capítulo.

Los valores del estadístico Q de Box-Pierce son, respectivamente para i^m , i^* e i^T , en el caso de España, 187, 190 y 174.

Cuadro 1

	ESTADISTICOS LJUNG-BOX (LB)							
	ESPAÑA		ALEMANIA		REINO UNIDO		EE.UU.	
Interés	retardo	LB	retardo	LB	retardo	LB	retardo	LB
i^m	13	217	14	254	11	181	7	112
i^*	13	220	14	254	11	181	7	115
i^T	11	198	14	235	11	87	7	79

Elaboración propia. Los resultados fueron obtenidos con SPSS.9.0.

3.1.2. La prueba de raíz unitaria sobre estacionariedad. El contraste de Dickey-Fuller (DF)

La prueba de la raíz unitaria, que se ha constituido recientemente como una alternativa a la prueba del correlograma para probar la estacionariedad de las series de tiempo, se puede introducir, en su forma más simple considerando el siguiente modelo:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [8]$$

donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ y $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ para todo $k \neq 0$.

La ecuación [8] es, en realidad, un modelo autorregresivo de primer orden, o AR(1), en la que los valores de la variable x en el momento t se expresan en función de los valores de dicha variable en el periodo (t - 1), siendo ε_t un término de error ruido blanco.

Sobre la base de dicho modelo, la regresión a efectuar puede ser cualquiera de las dos siguientes:

$$x_t = \rho(x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [9]$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [10]$$

donde $\delta = (\rho - 1)$ y $\Delta = (1 - L)$ es el operador de retardos de primera diferencia, $\Delta x_t = (x_t - x_{t-1})$.

Si en [9], $\rho = 1$, la variable x_t tiene una raíz unitaria. Una serie de tiempo que tiene una raíz unitaria se conoce como un paseo aleatorio (*random walk*), y es una prueba de que dicha serie es no estacionaria.

Las ecuaciones [9] y [10] son iguales, pero la hipótesis nula es en esta última $\delta = 0$. Si, en realidad, fuese $\delta = 0$, resultaría:

$$\Delta x_t = (x_t - x_{t-1}) = \varepsilon_t \quad [11]$$

que dice que la primera diferencia de una serie de tiempo de paseo aleatorio es una serie de tiempo estacionaria, porque ε_t es puramente aleatoria.

Si una serie de tiempo ha sido diferenciada una vez y la serie diferenciada es estacionaria, la serie original no estacionaria se dice que es integrada de orden 1 o I(1). Si una serie no estacionaria debe ser diferenciada dos veces para que la serie resultante sea estacionaria, se dice que la serie original es integrada de orden 2 o I(2). En general, para el objetivo propuesto en este epígrafe, si una serie ha de ser diferenciada d veces, se dice que es integrada de orden d ó I(d). Si $d = 0$, el proceso resultante, I(0), es una serie de tiempo estacionaria.

Formalmente,

$$x_t \sim I(d) \Leftrightarrow (1-L)^d x_t \sim I(0)$$

Debido a una serie de razones teóricas y prácticas, la regresiones que se efectúan para comprobar la estacionariedad de una serie, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), son de los siguientes tres tipos:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \beta_1 + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [12]$$

$$\Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [13]$$

donde t es la variable de tendencia.

El contraste de la hipótesis viene dado, en cualquiera de los tres casos, por:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta \neq 0$$

Bajo la hipótesis nula de $\delta = 0$ (con lo cual $\rho = 1$, es decir, hay una raíz unitaria), sometemos el estadístico t calculado de forma convencional a la prueba Dickey-Fuller (DF) (1979). Sin embargo, por no ser las tablas de Dickey-Fuller totalmente adecuadas, utilizaremos las tablas ampliadas por MacKinnon mediante simulaciones de Montecarlo.

A continuación sometemos la serie de i^m de España a las regresiones [12] y [13], siendo los resultados respectivos:

$$\Delta \hat{i}_t^m = -0,314 - 0,005 i_{t-1}^m \quad [14]$$

$$(-1,25) \quad (0,211)$$

$$R^2 = 0,001 \quad DW = 0,860$$

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^m_t &= 3,25 - 0,07t - 0,20i^m_{t-1} & [15] \\ & (2,32) \quad (-2,61) \quad (-2,44) \\ R^2 &= 0,14 \quad DW = 0,845\end{aligned}$$

Los valores críticos de MacKinnon son, respectivamente, para un nivel de significación del 5 %, (-2,93029) y (- 3,51105). Los valores t de los coeficientes de regresión calculados son menores, en valor absoluto, que los valores críticos de MacKinnon (0,211 < 2,93 y 2,44 < 3,51). Ello nos permite afirmar que la serie de i^m tiene una raíz unitaria y, por tanto, es no estacionaria, como ya quedó constatado en la prueba del correlograma.

A continuación resumimos el mismo ejercicio referido a las series de i^T e i^* también de España, que confirman la no estacionariedad de las series originales, si bien la prueba de la raíz unitaria arroja mejores resultados, como era de esperar, toda vez que las condiciones económicas que determinan el i^T dan a éste una menor variabilidad que al tipo de interés monetario, que está más sometido al comportamiento volátil que caracteriza a los mercados financieros actuales.

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^T_t &= - 0,005 - 0,023 i^T_{t-1} & [16] \\ & (- 0,34) \quad (- 1,117) \\ R^2 &= 0,030 \quad DW = 1,112\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^T_t &= 0,693 - 0,012t - 0,075i^T_{t-1} & [17] \\ & (0,726) \quad (-0,745) \quad (-1,029) \\ R^2 &= 0,043 \quad DW = 1,072\end{aligned}$$

Los valores críticos de MacKinnon para tests de integración y cointegración son, sin tendencia y con tendencia, respectivamente, para un nivel de significación del 5 %, (- 2,93029) y (- 3,51105). Los valores absolutos de la t calculada son menores que los valores críticos de MacKinnon (1,117 < 2,93029 y 1,029 < 3,51105), lo que nos permite afirmar que la serie de i^T es no estacionaria, como ya quedó constatado en la prueba del correlograma. De igual forma, las ecuaciones de regresión del tipo de interés i^* son

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^*_t &= - 0,310 - 0,0047i^*_{t-1} & [18] \\ & (- 1,447) \quad (0,232) \\ R^2 &= 0,001 \quad DW = 0,735\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^*_t &= 2,947 - 0,064t - 0,190 i^*_{t-1} & [19] \\ & (2,235) \quad (- 2,498) \quad (- 2,366) \\ R^2 &= 0,136 \quad DW = 0,726\end{aligned}$$

que para los mismos valores críticos de MacKinnon, al igual que en los casos del i^m y del i^T , nos permite rechazar la hipótesis de que esta serie sea estacionaria.

Los resultados de la prueba de raíz unitaria, utilizando las mismas regresiones [12] y [13] para el caso de los tipos de interés i^m , i^* e i^T del Reino Unido son, respectivamente:

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^m_t &= 0,0519 - 0,028i^m_{t-1} & [20] \\ & (0,196) \quad (-0,945) \\ R^2 &= 0,021 \quad DW = 0,80\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^m_t &= 0,270 - 0,00476t - 0,0412i^m_{t-1} & [21] \\ & (0,404) \quad (-0,356) \quad (-0,864) \\ R^2 &= 0,024 \quad DW = 0,794\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \hat{i}^*_t &= 0,0804 - 0,0301i^*_{t-1} & [22] \\ & (0,299) \quad (-1,025) \\ R^2 &= 0,025 \quad DW = 0,888\end{aligned}$$

$$\Delta \hat{i}_t^* = 0,313 - 0,00479t - 0,0445i_{t-1}^* \quad [23]$$

(0,436) (-0,350) (-0,879)

$$R^2 = 0,028 \quad DW = 0,879$$

$$\Delta \hat{i}_t^T = 0,527 - 0,096i_{t-1}^T \quad [24]$$

(1,420) (-2,007)

$$R^2 = 0,089 \quad DW = 0,979$$

$$\Delta \hat{i}_t^T = 0,611 - 0,0018t - 0,102i_{t-1}^T \quad [25]$$

(0,894) (-0,147) (-1,649)

$$R^2 = 0,090 \quad DW = 0,975$$

Cuadro 2

En las ecuaciones [20, 22 y 24] los estadísticos t calculados son inferiores en valor absoluto al valor crítico calculado por MacKinnon al nivel de significación del 5 %, sin tendencia, (- 2,93). Las ecuaciones [21, 23 y 25], en las que se ha introducido la variable de tiempo o tendencia, los estadísticos t calculados son también inferiores al valor crítico de MacKinnon al nivel de significación del 5 %.

Resultados similares se obtienen para el caso de Alemania y Estados Unidos, donde los estadísticos t, calculados en las regresiones [12] y [13] se reflejan en el Cuadro 2, no recogidos de forma expresa, por repetitivas, las ecuaciones resultantes.

En el caso de Estados Unidos, la no estacionariedad de las series no resulta tan definida mediante la aplicación de la prueba de la raíz unitaria, si bien supera las cotas establecidas al nivel de significación del 5 %.

ALEMANIA				
Valores de t en las regresiones [12 y 13] para los tipos i^m, i^*, i^T				
	Sin var. de tiempo	Con var. de tiempo	Val. crít. DF(*)	
			S/v.t.	C/v.t.
i^m	0,203	-3,29	-2,93	-3,51
i^*	0,313	-3,37	-2,93	-3,51
i^T	-0,638	-2,75	-2,93	-3,51

ESPAÑA				
Valores de t en las regresiones [12 y 13] para los tipos i^m, i^*, i^T				
	Sin var. de tiempo	Con var. de tiempo	Val. crít. DF(*)	
			S/v.t.	C/v.t.
i^m	0,211	-2,44	-2,93	-3,51
i^*	0,232	-2,36	-2,93	-3,51
i^T	-1,117	-1,03	-2,93	-3,51

REINO UNIDO				
Valores de t en las regresiones [12 y 13] para los tipos i^m, i^*, i^T				
	Sin var. de tiempo	Con var. de tiempo	Val. crít. DF(*)	
			S/v.t.	C/v.t.
i^m	-0,945	-0,864	-2,93	-3,51
i^*	-1,025	-0,879	-2,93	-3,51
i^T	-2,007	-1,649	-2,93	-3,51

ESTADOS UNIDOS				
Valores de t en las regresiones [12 y 13] para los tipos i^m, i^*, i^T				
	Sin var. de tiempo	Con var. de tiempo	Val. crít. DF(*)	
			S/v.t.	C/v.t.
i^m	-2,41	-1,53	-2,93	-3,51
i^*	-2,66	-1,71	-2,93	-3,51
i^T	-2,91	-2,21	-2,93	-3,51

Elaboración propia.
Resultados obtenidos con SPSS 9.0
(*) Obtenidos a partir de la tabla calculada por MacKinnon. →

3.1.3 El contraste de Dickey-Fuller aumentado (DFA)

En el caso de que el término de error, ε_t esté autocorrelacionado, se puede utilizar cualquiera de los siguientes métodos:

- a) La corrección paramétrica de Dickey-Fuller, o test de Dickey-Fuller aumentado (DFA)
- b) El contraste de Durbin-Watson

a) La corrección paramétrica de Dickey-Fuller aumentada (DFA)

Con el test de Dickey-Fuller aumentado se pretende superar la debilidad del DF original en cuanto que no toma en consideración la posible existencia de autocorrelación en ε_t . La solución consiste en la utilización de retardos de la variable como variables explicativas adicionales.

En este caso, la regresión auxiliar con retardos de Δx_t es:

$$\Delta x_t = \beta_1 + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad [26]$$

Una incorrecta elección de m (el número de retardos para Δx_{t-i}) puede dar lugar a algunos problemas significativos. Así, si m es demasiado pequeño, no soluciona el problema de la autocorrelación; si m es demasiado grande, el contraste pierde poder explicativo. La regla práctica para establecer el número de retardos es que éste ha de ser relativamente pequeño para salvar grados de libertad y lo suficientemente grande como para tomar en consideración la existencia de autocorrelación.

Si el estadístico DW de autocorrelación es bajo, lo que indica autocorrelación de primer orden, deberá ser sensible a incrementos de m , con la esperanza de que tal autocorrelación desaparecerá.

Los resultados de regresión por mínimos cuadrados según la ecuación [26], con $m = 1$ y $m = 2$, para el tipo i^m de España son, respectivamente:

$$\Delta i_t^m = 0,0727 - 0,0195i_{t-1}^m + 0,594\Delta i_{t-1}^m \quad [27]$$

(0,323) (-0,935) (4,418)

$$R^2 = 0,334 \quad DW = 1,609$$

$$\Delta i_t^m = 0,078 - 0,008i_{t-1}^m + 0,765\Delta i_{t-1}^m + 0,342\Delta i_{t-2}^m \quad [28]$$

(-0,34) (-0,399) (4,963) (-2,145)

$$R^2 = 0,404 \quad DW = 1,975$$

El estadístico DW aumentó considerablemente, de 0,86 ([ver 14]) a 1,61 y 1,97, lo que puede probar existencia de correlación serial. Sin embargo, en valores absolutos, los estadísticos t calculados (-0,935 y -0,399) se sitúan muy por debajo del valor crítico de MacKinnon (-2,93).

Los resultados de la regresión [26] relativos a i^T e i^* son, para el caso español:

$$\Delta i_t^T = 0,138 - 0,0329i_{t-1}^T + 0,415\Delta i_{t-1}^T \quad [29]$$

(0,866) (-1,749) (2,961)

$$R^2 = 0,232 \quad DW = 2,050$$

$$\Delta i_t^* = 0,0725 - 0,018i_{t-1}^* + 0,654\Delta i_{t-1}^* \quad [30]$$

(0,407) (-1,09) (5,171)

$$R^2 = 0,407 \quad DW = 1,759$$

En ambos casos, los t calculados (-1,749 y -1,09) son inferiores en valor absoluto al del valor crítico de DF (-2,93) calculados MacKinnon.

Resumiendo, tanto la prueba del correlograma como las de raíz unitaria y la DFA nos permiten afirmar que las series estudiadas son no estacionarias.

b) El contraste de Durbin-Watson (DW)

Otra contrastación de la hipótesis nula sobre la existencia de una raíz unitaria puede realizarse con la utilización del estadístico DW, utilizando la siguiente regresión:

$$x_t = \mu + e_t \quad [31]$$

con

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula es que e_t sigue un paseo aleatorio en el que $\rho = 1$ y, por tanto, si e_t es $I(1)$, x_t también es $I(1)$. Esta alternativa implica que e_t sea un AR(1) estacionario y como el test $DW \approx 2(1-\rho)$, la hipótesis nula no se rechaza para valores del contraste próximos a cero. Sargan y Bhargava (1983) proporcionan tablas con los valores críticos para este contraste.

3.1.4 La estacionariedad de las series en primeras diferencias y el orden de integración

Para probar si una serie en primeras diferencias de una serie original no estacionaria resulta estacionaria y, por tanto, la serie original es integrada de orden 1, $I(1)$, se realiza la misma regresión [12], pero esta vez aplicada a la serie en primera diferencia:

$$\Delta D_t = \beta_1 + \delta D_{t-1} \quad [32]$$

donde $D_t = x_t - x_{t-1}$, es decir, se realiza la regresión de la diferencia de orden 2 sobre el valor retardado (un periodo) de la diferencia de primer orden.

El Cuadro 3 contiene los valores de los estadísticos t estimados a partir de la regresión [32], referidos a los cuatro países analizados. En todos los casos el valor t estimado es superior al valor crítico DF calculado por MacKinnon al nivel de significación del 5%. Las series de los tipos de interés en primeras diferencias ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) analizadas no presentan una raíz unitaria, lo que nos permite afirmar que estas series son estacionarias. De esta manera, las 12 series D_t (tres por cada país) son procesos estocásticos $I(0)$, lo cual significa que las series originales, sin diferenciar, constituyen series de tiempo $I(1)$. En esencia se tratan, en todos los casos, de paseos aleatorios.

Cuadro 3

Los valores t estimados en la regresión $\Delta D_t = \beta_1 + \delta D_{t-1} (1)$				
Interés	EE.UU.	España	Alemania	R. Unido
i^m	-3,24	-3,31	-2,97	-3,16
i^*	-3,04	-3,42	-3,86	-3,35
i^T	-4,40	-4,08	-6,73	-4,40

Elaboración propia.

El valor crítico DF calculado por MacKinnon (nivel 5 %) es - 2,93.

Los contrastes DF y el DFA se conocen también como una prueba de integración toda vez que permiten indicar si una serie de tiempo es integrada.

3.1.5. El problema de la regresión espuria en nuestro trabajo empírico

Después de haber realizado el trabajo empírico que nos ha permitido establecer que las variables i^m , i^* e i^T de los cuatro países son integradas $I(1)$ y que sus primeras diferencias son procesos estocásticos $I(0)$, nos interesa analizar las relaciones que pudieran existir entre unas y otras series. En concreto, entre el tipo de interés objetivo y el monetario, por un lado, y entre este último y el tipo de interés determinado por una variante de la regla de tipo de interés tayloriana utilizada por nosotros en un marco de estabilidad macro-económica, por otra.

Sin embargo, hemos de tener en cuenta que, precisamente por tratarse de series no estacionarias, los resultados de las regresiones pueden no ser tan buenos como a primera vista se podría deducir de los resultados. Así, por ejemplo, si realizamos la regresión:

$$\hat{i}_t^* = \beta_1 + \beta_1^T i_t^T + \varepsilon_t \quad [33]$$

por el método MCO, obtendríamos:

$$\hat{i}_t^* = -0,803 + 1,288 i_t^T \quad [34]$$

$$(-1,32) \quad (17,83)$$

$$R^2 = 0,883 \quad DW = 0,149 \quad (DW < R^2)$$

Los resultados son aparentemente “extraordinarios”: El coeficiente de determinación R^2 , el estadístico t de la variable explicativa y la pendiente de la recta de regresión son elevados. El único resultado adverso es que el valor del Durbin-Watson es bajo. El hecho de que $DW < R^2$, se considera como una buena regla práctica para sospechar de regresión estimada espuria, tal y como han sugerido Granger y Newbold (1974).

Si bien las series en primeras diferencias son estacionarias y, por tanto, de la regresión de una sobre otra no se deriva regresión espuria, cuando se toman diferencias, se puede perder información de largo plazo dada en las variables en niveles. En teoría económica no debemos perder de vista este hecho por cuanto que un buen número de importantes teorías están planteadas en relaciones de largo plazo entre variables en niveles y no en primera diferencia. Aún así, en los mercados financieros actuales, la movilidad de capitales y la aplicación de nuevas tecnologías de la comunicación y de la informática pueden haber contribuido a una cierta orientación “cortoplacista” por parte de los agentes, y a una concentración de las decisiones (sobre todo especulativas) basadas en pequeñas variaciones de las variables, bien sea de los tipos de interés o de los tipos de cambio.

Si las series de tiempo consideradas, aunque no estacionarias, fuesen cointegradas, los resultados de la regresión realizada en el ejemplo anterior pueden no ser espurios, y las pruebas t y F usuales son válidas.

En el epígrafe siguiente analizaremos la especificación de las series cointegradas y las pruebas de cointegración.

4. COINTEGRACION

La mayor parte de la teoría econométrica clásica se basa en el supuesto de que las variables son estacionarias. Sin embargo, en la práctica, la mayoría de las series tomadas de la economía real que aparecen en los modelos económicos no lo son. Este hecho tiene consecuencias importantes en la formulación de los modelos y en la distribución de sus estimadores.

4.1. La especificación de las series cointegradas

Sea x_t un vector de N series temporales. Las componentes de x_t son cointegradas de orden d,b, es decir,

$$x_t \sim CI(d,b)$$

si todas las componentes de x_t son integradas de orden d, I(d) y, al mismo tiempo, existe un vector α no nulo, que cumple la relación:

$$z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b), b > 0$$

En la expresión anterior, conocida como *relación de cointegración*, z_t es integrada de orden (d-b), mientras que α , que origina una combinación lineal de variables I(d) con un orden de integrabilidad menor que d, se denomina *vector de cointegración*.

La especificación más sencilla es $d = b = 1$, que en el supuesto de que el vector x_t contenga sólo dos variables x_{1t} y x_{2t} , como ocurre en los casos que nosotros sometemos a estudio hace que la normalización del primer elemento del vector de cointegración sea la siguiente:

$$z_t = \alpha' x_t = (1 - \beta) \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = x_{1t} - \beta x_{2t}$$

Una combinación arbitraria de series no estacionarias es, por lo general, no estacionaria. Si las series fuesen cointegradas, ha de existir una combinación lineal estacionaria, representada por el vector de cointegración. El significado en términos económicos es el de la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables:

$$x_{1t} = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + z_t$$

Dos series que presentan tendencias crecientes o decrecientes en forma estocástica podrían moverse sincrónicamente, como si estuvieran juntas en la tendencia. Ésa es intuitivamente la idea que subyace a las series de tiempo cointegradas. Por eso el concepto de equilibrio en la técnica de cointegración sólo indica que se observa una relación lineal entre un conjunto de variables, que se ha mantenido durante un largo periodo de tiempo. En ese sentido, el concepto económico de equilibrio no tiene el mismo significado que el concepto de equilibrio en la cointegración.

Lo importante es que las series sean integradas del mismo orden. La construcción de los modelos econométricos se orienta a proporcionar una explicación de las variaciones de la variable dependiente bajo la restricción de minimizar la variación inexplicada en la perturbación aleatoria. La condición necesaria es obtener un error z_t que sea $I(0)$. En concreto, si la variable dependiente es $I(1)$, las variables independientes han de ser también $I(1)$. Si las variables explicativas fuesen $I(0)$, la perturbación sería $I(1)$, por resultar creciente o decreciente a lo largo del tiempo la divergencia entre los valores de la variable dependiente $I(1)$ y una serie estacionaria de media constante.

Para poder utilizar los resultados de la regresión entre dos variables en niveles y no estacionarias sin que los resultados estén afectados por el problema de la regresión espuria, nos interesa saber si son cointegradas. En caso afirmativo podríamos utilizarlos e interpretarlos en el contexto de nuestro trabajo de investigación. Al mismo tiempo, la utilización de las variables en niveles y no en diferencias no nos plantea el problema de la pérdida de la relación a largo plazo entre las mismas.

4.2. La estacionariedad de los residuos de la regresión de series no estacionarias y las pruebas de cointegración

La metodología tradicional de la regresión es aplicable a las series de tiempo si los residuos de la regresión son $I(0)$ o estacionarios

A continuación estudiaremos las propiedades de:

$$z_t = x_{1t} - (\beta_1 + \beta_2 x_{2t})$$

donde las variables x_{1t} y x_{2t} serán los tipos de interés i_t^* e i_t^T por una parte e i_t^* e i_t^m , por otra, al objeto de determinar la posibilidad de que los resultados de las regresiones como la [34] no resulten engañosos debido a la existencia de regresión espuria. En otras palabras, hemos de conocer si z_t es estacionaria o $I(0)$. Para ello realizaremos la siguiente regresión:

$$\Delta \hat{z}_t = \beta \hat{z}_{t-1} \quad [35]$$

En la regresión [35], la variable dependiente es la primera diferencia de la serie de los residuos de la regresión de dos variables en niveles (no estacionarias) y la variable independiente es el primer retardo de la misma serie.

Los resultados de la regresión [35] relativos a i_t^* e i_t^T y a i_t^* e i_t^m de los cuatro países analizados se recogen en el Cuadro 4.

Cuadro 4.

Coeficientes t de las regresiones $\Delta \hat{z}_t = \beta \hat{z}_{t-1}$ I/89-IV/99.				
Regresión	España(*)	EE.UU.	Alemania	R. Unido
De i_t^T/i_t^T	-2,071	-2,118	-2,844	1,552
De i_t^m/i_t^m	-3,97	-5,009	-4,43	2,536

Elaboración propia. (*) Desde I/94-IV-99.

El valor crítico de **Engle-Granger** al 5 % es - 1,9485.

Para España es -1,9592.

4.3. La prueba de cointegración de Engle-Granger (EG)

Una vez realizada la regresión entre dos variables en niveles no estacionarias, se somete la serie formada por los residuos de aquella regresión a las pruebas DF y DFA de la raíz unitaria. Si la regresión dada en [35] no presenta raíz unitaria, z_t será estacionaria y las series originales resultarán cointegradas. Dado que la z_t estimada está basada en el parámetro de cointegración β , los valores críticos de DF y ADF no resultan apropiados por lo que utilizaremos los valores críticos corregidos por Engle y Granger, que serán los que emplearemos en este epígrafe.

Teniendo en cuenta que, para un nivel de significación del 5%, este valor crítico es 1,9485, a la vista de los datos del Cuadro 4, se infiere que las series resultan ser cointegradas, si bien hemos de señalar que los resultados del trabajo econométrico posterior referidos al Reino Unido deben ser tomados con cautela. En la sección siguiente se someten las series temporales a un nuevo ejercicio de cointegración, donde podremos constatar la existencia de cointegración entre los tipos de interés objetivo y monetario en todos los casos. Por su parte, los tipos de interés objetivo y el derivado de la regla resultan ser cointegrados, si bien, como hemos señalado, en el caso del Reino Unido, hemos de interpretar los resultados con cautela.

En consecuencia, con las observaciones señaladas, no se presenta el problema de la regresión espuria, y por lo tanto, se puede aplicar la metodología econométrica tradicional a las series utilizadas a lo largo de este trabajo.

4.4. El mecanismo de corrección de errores (MCE)

En esta sección pretendemos ligar el comportamiento a corto plazo de las variables objeto de estudio con el comportamiento a largo plazo de las mismas. Para ello aplicamos la metodología habitual de los llamados mecanismos de corrección de errores (MCE).

A este respecto, el hecho de que las variables sean cointegradas implica que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, es decir, que hay algún proceso de ajuste que impide que los errores en la relación de largo plazo resulten cada vez mayores. El modelo que contrastaremos para los cuatro países sigue la aproximación originalmente propuesta por Engle y Granger (1987). La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\Delta i_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t^* + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad [36]$$

donde \hat{u}_{t-1} son los retardos de orden uno de los residuos estimados de la regresión del tipo de interés objetivo sobre el tipo de interés tayloriano, ambos en niveles. Como es usual, Δ denota la primera diferencia de la variable correspondiente. La ecuación [36] relaciona el cambio del tipo de interés objetivo con el cambio del tipo de interés tayloriano y el error "equilibrador" en el periodo anterior. En esta regresión, el incremento del tipo de interés tayloriano recoge las perturbaciones de corto plazo en el tipo de interés objetivo, mientras que el término de corrección de errores, \hat{u}_{t-1} recoge el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Si α_2 es significativa, ésta dice qué proporción del desequilibrio en el tipo de interés objetivo en un periodo es corregida en el siguiente. Es preciso, sin embargo, señalar, de acuerdo con Charenza y Deadman (1992), que con la utilización del método de Engle-Granger debemos ser conscientes del hecho de que no probamos que la relación entre las variables sea una relación a largo plazo. Esta es una asunción que no puede ser probada estadísticamente. La creencia en una relación de equilibrio a largo plazo ha de estar apoyada por la teoría económica relevante.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de la regresión [36] relativos a los tipos de interés objetivo y tayloriano en este orden: Estados Unidos, Alemania, Reino Unido y España.

1. Estados Unidos: tipos de interés objetivo y tayloriano

$$\begin{aligned} \text{MCE: } \Delta i_t^* &= -0,058 + 0,374 \Delta i_t^* - 0,2751 \hat{u}_{t-1} \\ & \quad (-1,354) \quad (3,983) \quad (-4,450) \end{aligned}$$

Como se puede observar, $\alpha_2 = -0,275$, es estadísticamente significativo, para un nivel de confianza del 95 %, de acuerdo con el contraste t de Student ($| -4,450 | > 3$). Se puede decir que una proporción del 0,275 del desequilibrio del tipo de interés objetivo en un periodo es corregida en el periodo siguiente. En definitiva,

los cambios a corto plazo en el i^T tienen efectos positivos significativos sobre el i^* ($\alpha_1=0,374$), y alrededor del 0,275 de la discrepancia entre su valor actual y el de largo plazo es eliminado o corregido cada trimestre.

2. Alemania: Tipos de interés objetivo y tayloriano

$$\begin{aligned} \text{MCE: } \Delta i_t^* &= -0,051 + 0,232\Delta i_t^T - 0,247\hat{u}_{t-1} \\ &(-1,114) \quad (3,019) \quad (-4,49) \end{aligned}$$

En este caso el valor α_2 es estadísticamente significativo para un nivel de confianza del 95 %. Los resultados son estadísticamente similares a los de Estados Unidos. Los cambios a corto plazo en el i^T tienen efectos positivos significativos sobre el i^* ($\alpha_1 = 232$), y alrededor del 0,25 de la discrepancia entre su valor actual y el de largo plazo es eliminado o corregido cada trimestre.

3 y 4. Reino Unido y España. Tipos de interés objetivo y tayloriano

Similares resultados se obtienen para los casos del Reino Unido y España, si bien la proporción de la corrección de la discrepancia entre el valor actual y el de largo plazo es más reducida -en torno a 0,15 en ambos países). La significación estadística de α_2 , si bien se mantiene, no es tan clara como en los casos de Estados Unidos y Alemania. La significación de este coeficiente mejora ostensiblemente en el caso español cuando se prescinde de los últimos trimestres de 1992 y primeros de 1993, como ya hemos observado en el análisis de cointegración. En concreto, los resultados de la estimación [36] son, respectivamente:

$$\begin{aligned} \text{MCE: } \Delta i_t^* &= -0,113 + 0,348\Delta i_t^T - 0,129\hat{u}_{t-1} \\ &(-1,481) \quad (3,681) \quad (-3,504) \quad \text{y} \\ \text{MCE: } \Delta i_t^* &= -0,190 + 0,354\Delta i_t^T - 0,17\hat{u}_{t-1} \\ &(-2,584) \quad (1,945) \quad (-3,232) \end{aligned}$$

De la misma manera estimamos, para los cuatro países, la regresión:

$$\Delta i_t^* = \alpha_0 + \alpha_1\Delta i_t^m + \alpha_2\hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad [37]$$

donde \hat{u}_{t-1} son los retardos de primer orden de los residuos estimados de la regresión del tipo de interés objetivo sobre el tipo de interés del mercado monetario, y Δ , como es usual, denota la primera diferencia de la variable correspondiente. La ecuación [37] relaciona el cambio del tipo de interés objetivo con el cambio del tipo de interés monetario y el error "equilibrador" en el periodo anterior. En esta regresión, el incremento del tipo de interés monetario recoge las perturbaciones a corto plazo del tipo de interés objetivo, mientras que el término de corrección de errores, \hat{u}_{t-1} recoge el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Los resultados de la estimación de [37] son los siguientes:

1. Estados Unidos: Tipo de interés objetivo y tipo de interés monetario

$$\begin{aligned} \text{MCE: } \Delta i_t^* &= -0,0034 + 0,948\Delta i_t^m - 0,683\hat{u}_{t-1} \\ &(-0,261) \quad (29,425) \quad (-4,899) \end{aligned}$$

En este caso α_2 es estadísticamente significativo, corrigiéndose, cada trimestre, una proporción próxima a 0,7 de la discrepancia entre el valor del i^* actual y el valor de largo plazo. Por su parte, las variaciones de i^m afectan al tipo de interés de intervención en una proporción próxima a 0,95.

Como podemos ver en [37], la pendiente de la recta de ajuste se sitúa en torno a 0,93, lo que sugiere que existe prácticamente una relación de uno a uno entre el tipo de interés objetivo y el monetario, y que el primero se ajusta con rapidez a su senda de largo plazo tras una perturbación.

2. Alemania: Tipo de interés objetivo y tipo de interés monetario

$$\text{MCE: } \Delta i_t^* = -0,006 + 0,973\Delta i_t^m - 0,637\hat{u}_{t-1}$$

$$(-0,491) \quad (29,931) \quad (-4,179)$$

Al igual que en Estados Unidos, en el caso de Alemania, α_2 es estadísticamente significativo, corrigiéndose, cada trimestre, una proporción del 0,63 de la discrepancia entre el valor del i^* actual y el valor de largo plazo. Por su parte, las variaciones de i^m afectan al tipo de interés de intervención en una proporción del 0,97.

3. y 4. Reino Unido y España: Tipo de interés objetivo y tipo de interés monetario

La estimación de [37] en los casos de Reino Unido y España son, respectivamente:

$$\text{MCE: } \Delta i_t^* = -0,00846 + 0,942\Delta i_t^m - 0,244\hat{u}_{t-1}$$

$$(-0,272) \quad (19,908) \quad (-2,237) \quad y$$

$$\text{MCE: } \Delta i_t^* = -0,0412 + 0,850\Delta i_t^m - 0,300\hat{u}_{t-1}$$

$$(-0,997) \quad (10,251) \quad (-1,541)$$

En ambos casos, los coeficientes α_2 mantienen el signo adecuado, si bien resultan poco significativos, sobre todo en el caso de España.

En el Cuadro 5 se resumen los coeficientes α_1 y α_2 y sus correspondientes t obtenidos en los modelos de MCE propuestos por las ecuaciones [36] y [37] para los cuatro países:

Cuadro 5.

MCE: Coeficientes α y valores t								
	EE.UU.		ALEMANIA		R. UNIDO		ESPAÑA	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
α_1	0.374	0.948	0.232	0.973	0.348	0.942	0.354	0.850
t	3.983	29.425	3.019	29.931	3.681	19.908	1.945	10.221
α_2	-0.275	-0.683	-0.247	-0.637	-0.129	-0.244	-0.170	-0.300
t	-4.450	-4.899	-4.491	-4.179	-3.504	-2.237	-3.232	-1.541

Elaboración propia. Variables explicativas (1) Δi_t^* y \hat{u}_{t-1} (2) Δi_t^m y \hat{u}_{t-1} .

5. CONCLUSIONES

La década analizada se caracteriza por una tendencia decreciente de los tipos de interés, así como de las tasas de inflación. Los bancos centrales han orientado su política monetaria al cumplimiento del objetivo encomendado de la estabilidad de precios. Esta tendencia se ha quebrado en buena medida en el último año de la década, si bien, en una visión a largo plazo no parecen existir razones que justifiquen un cambio de tendencia. Los rebotes inflacionistas de la segunda mitad de 1999 y 2000 debidos sobre todo al encarecimiento de los productos energéticos se intentaron cortar con una política monetaria más restrictiva. Pero la caída de la actividad económica en el 2000 y primer semestre del 2001 aconsejarán nuevamente una relajación de la política monetaria (lo que resulta compatible con los últimos descensos de los tipos de interés de intervención, especialmente en Estados Unidos), en un marco deseable de estabilidad macroeconómica.

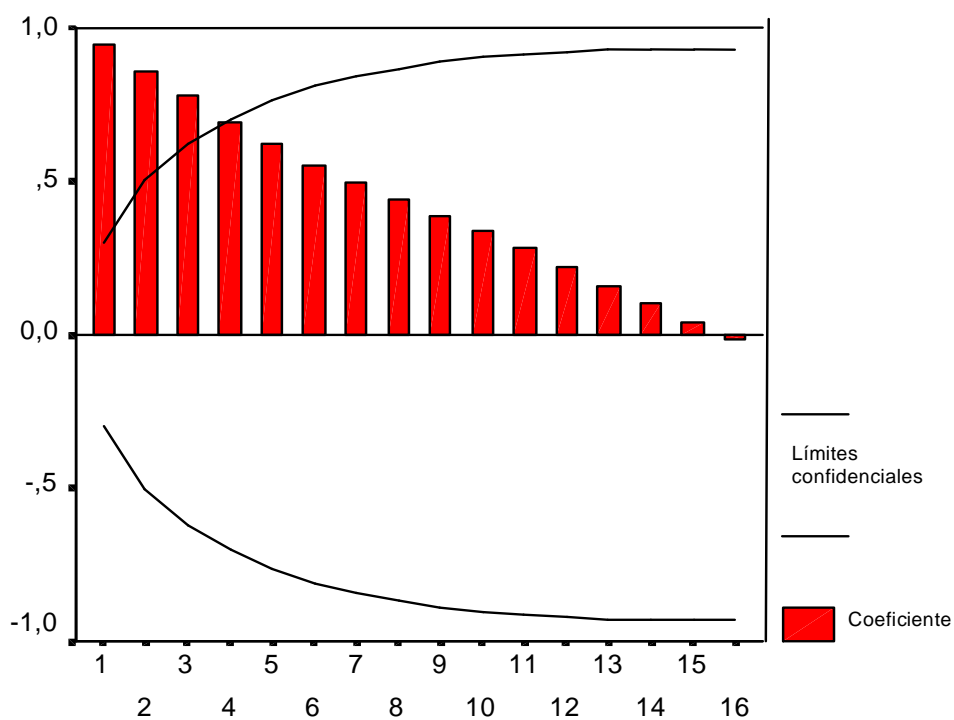
El trabajo precedente muestra que los tipos de interés obtenidos a través de nuestra especificación de la regla de Taylor son una buena aproximación de los tipos de interés de intervención, es decir, los bancos centrales de las economías analizadas han seguido una conducción de la política monetaria a través del control de los tipos de interés a corto plazo basada en las variables reales de la economía, en particular de la evolución de la desviación de la inflación respecto del objetivo y de las desviaciones de la tasa de crecimiento de la producción en relación con la producción potencial de pleno empleo, si bien hemos de insistir en el carácter interpretativo de la regla adoptada.

Figura 1.

Autocorrelaciones. Serie i^m . n = 44

Lag	Auto Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.	
1	,941	,151	*****										41,704	,000
2	,861	,251	*****										77,461	,000
3	,777	,311	*****										107,240	,000
4	,694	,352	*****										131,617	,000
5	,618	,382	*****										151,452	,000
6	,553	,404	*****										167,744	,000
7	,495	,421	*****										181,138	,000
8	,442	,434	*****										192,123	,000
9	,389	,444	*****										200,869	,000
10	,337	,452	*****										207,619	,000
11	,280	,458	*****										212,422	,000
12	,219	,461	****										215,451	,000

ACF i monetario



LB Ljung-Box = 217
 Q Box-Pierce = 187,7
 (Valores obtenidos: El LB con SPSS. V.9.0
 El Q, por el autor)

Figura 2.

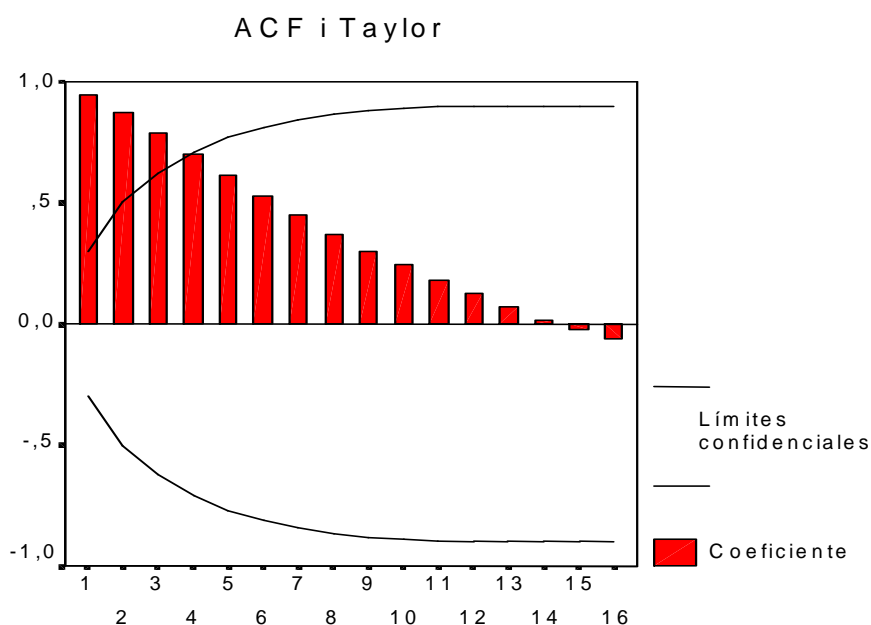
Autocorrelaciones. Serie i^T . n = 44

Lag	Auto Corr.	Stand. Err.		Box-Ljung	Prob.
1	,946	,151	*****	42,094	,000
2	,871	,252	*****	78,668	,000
3	,787	,313	*****	109,282	,000
4	,699	,355	*****	133,995	,000
5	,611	,385	*****	153,399	,000
6	,530	,407	*****	168,344	,000
7	,450	,422	*****	179,434	,000
8	,371	,433	*****	187,160	,000
9	,302	,440	*****	192,422	,000
10	,242	,455	*****	195,900	,000
11	,180	,448	****	197,885	,000
12	,125	,449	***	198,876	,000
13	,069	,450	*	199,183	,000
14	,017	,450		199,202	,000

Errores standard basados en el método de aproximación de Bartlett.

Primeros retardos computables 43.

Total de casos: 44



LB Ljung-Box = 199
 Q Box-Pierce = 174,1
 (Valores obtenidos: El LB con SPSS. V.9.0
 El Q, por el autor)

Figura 3.

Autocorrelaciones. Serie i*, n = 44

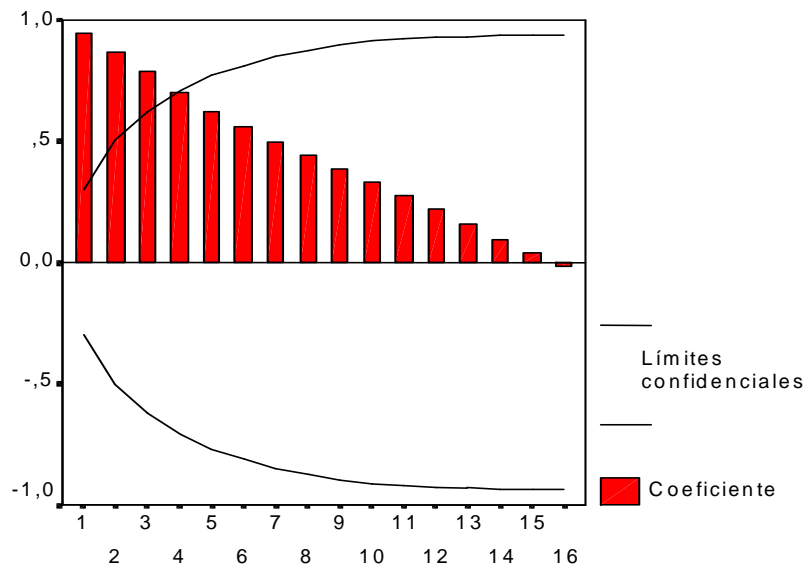
Lag	Auto Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.	
1	,944	,151	*****										41,969	,000
2	,869	,252	*****										78,374	,000
3	,785	,312	*****										108,815	,000
4	,703	,354	*****										133,825	,000
5	,626	,385	*****										154,142	,000
6	,559	,407	*****										170,809	,000
7	,497	,424	*****										184,345	,000
8	,440	,437	*****										195,209	,000
9	,384	,447	*****										203,752	,000
10	,334	,455	*****										210,389	,000
11	,277	,460	*****										215,087	,000
12	,217	,464	****										218,067	,000
13	,156	,466	***										219,656	,000
14	,097	,468	**										220,297	,000

Errores standard basados en el método de aproximación de Bartlett.

Primeros retardos computables 43.

Total de casos: 44

ACF i obj.



LB Ljung-Box = 220
 Q Box-Pierce = 190
 (Valores obtenidos: El LB con SPSS. V.8.0
 El Q, por el autor)

REFERENCIAS

- BALL, L. (1997): "Efficient Rules for Monetary Policy", **NBER**, Working Paper nº 5952.
- BALL, L. (1999): "Policy Rules for Open Economies", en **Monetary Policy Rules**, J.B. Taylor (ed), University of Chicago Press, 127-156.
- BANCO CENTRAL EUROPEO (2000): **Boletín mensual**, 37-48.
- BARRO, R. and D. GORDON (1983a): "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", **Journal of Political Economy**, 91, 589-610.
- _____ (1983b): "Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy", **Journal of Monetary Economics**, 12(1), 101-121.
- BATINI N. and A. HALDANE (1999): "Forward-Looking Rules for Monetary Policy", en **Monetary Policy Rules**, J.B. Taylor (ed), University of Chicago Pres, 157-199.
- BERNANKE, B.S. and A.S. BLINDER(1992): "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", **American Economic Review**, 4.
- BERNANKE, B. S. and M. GERTLER (1995): "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", **Journal of Economic Perspectives**, 9(4), 27-48.
- BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) (1999): **69 Annual Report**.
- BUNDESBANK (1999): "Taylor interest rate and monetary conditions index", en **Deutsche Bundesbank**, Informe mensual, 47-63.
- CHAREMZA, W. and F. DEREK (1992): "News directions in econometric practice", Edward Elgar Publishing Limited, ed.
- CLARIDA, R.; J. GALÍ and M. GERTLER (1998): "Monetary policy rules in practice. Some international evidence", **European Economic Review**, 42, 1033-1067.
- CLARIDA, R.; J. GALÍ and M. GERTLER (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", **Journal of Economic Literature**, XXXVII, 1661-1707.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1999): "Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index", **Monthly Report**.
- 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.
- ENGEL, R.F. and C.W.J. GRANGER (1987): "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", **Econometrica**, 55, 251-276.
- ERIAS, A. y J.M. SÁNCHEZ (1998): "Política monetaria y política fiscal", Ed. Pirámide, Madrid.
- FLEMING, M. J. and E.M. REMOLONA (1999): "The Term Structure of Announcement Effects", **BIS**, Working Papers, 71.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL. "World Economic Outlook. Asset Prices and the Business Cycle". Spring, 2000, 88-96
- FUHRER, JEFFREY C. (1994): "Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers: An Overview", Jeffrey C. Fuhrer, Editor
- GALÍ, J. (1998): "La política monetaria europea y sus posibles repercusiones sobre la economía española", Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.

- GALÍ, J. (2001): "Monetary policy in the early years of EMU", Documento para la conferencia en "The functioning of EMU: the challenge of the early years", C.E. Bruselles, 21-22 de marzo.
- GERLACH, S. and G. SCHNABEL, G. (1999): "The Taylor Rule interest rate in the EMU area: A note". **BIS**, Working papers, 73.
- GERLACH, S. and F. SMETS (1996): "MCIs and Monetary Policy in Small Open Economies Under Floating Exchange Rates", **Bank for International Settlements (BIS)**, Basilea.
- GERTLER, M.; and S. GILCHRIST (1993): "The Role of Credit Market Imperfections in the Transmission of Monetary Policy: Arguments and Evidence", **Scandinavian Journal of Economics**, 95:1, 43-64.
- GONZALEZ, M.I.; A. BEYAERT y J. GARCÍA SOLANES (1999): "Integración y convergencia de los tipos de interés", **Información Comercial Española**, 782, 89-98.
- GOODHART, A.E. and J. VIÑALS (1994): "Strategy and Tactics of Monetary Policy: Examples from Europe and the Antipodes", en **Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers**, Jeffrey C. Fuhrer (ed), Federal Reserve Bank of Boston, 139-187.
- GOODHART, C.A. (1996): "Financial Globalization, Derivatives, Volatility, and the Challenge for the Policies of Central Banks", en **Monetary Policy in an Integrated World Economy, Symposium**, 1995, Horst Siebert (ed), Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, 61-90.
- GRANGER, C.W.J. (1986): "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48, 226.
- GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 2, 111-120.
- GREENSPAN, ALAN (1998): Testimony at the House Banking Committee.
- GUJARATI, D.N. (1997): "Econometría", MacGraw-Hill, Bogotá
- HAGEN, J. (1999): "Money Growth Targeting by the Bundesbank", **Journal of Monetary Economics**, 43, 681-701.
- ISSING, O. (1997): "Globalisation of Financial Markets-Challenges for Monetary Policy", Lectura en la Universidad de Glasgow, 12 de mayo de 1997.
- JOHANSEN, S. (1989): "Likelihood Based Inferences on Cointegration. Theory and Applications to the demand for money". **Centro Interuniversitario di Econometria (CIDE)** Bologna.
- KYDLAND, F.E. and E. PRESSCOTT (1977): "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", **Journal of Political Economy**, 85(3), 473-492.
- LAMFALUSSY, A. (1981): "Rules Versus Discretion: An essay on Monetary Policy in an Inflationary Environment", **BIS Economic Paper**, 3.
- LAMFALUSSY, A. (1996): "The Harmonization of Monetary Policy in Europe: What Steps Take and When?", en **Monetary Policy in an Integrated World Economy. Symposium 1995. Horst Siebert**, (Ed). Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, págs. 193-210.
- LJUNG, G.L. and G.P.E. BOX (1978): "On a measure of lack of fit in time series models", **Biometrika**, 66, 66-72.
- LEVIN, A.; V. WIELAND and J.C. WILLIAMS (1999): "Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty", en Taylor, J. B (Ed). University of Chicago Press, 263-299.

- 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): "Regras de Taylor", **Banco de Portugal, Boletim económico**, 51-60.
- McCALLUM, B.T. (1999): "Recent Developments in the Análisis of Monetary Policy Rules", **Federal Reserve Bank of St. Louis, Review**.
- MELTZER, A.H. (1993): "Commentary: The Role of Judgment and Discretion in the Conduct of Monetary Policy," **Changing Capital Markets: Implications for Monetary Policy**, Federal Reserve Bank of Kansas City, 223.
- MISHKIN, F. S. (1999): "International experiences with different monetary policy regimes", **Journal of Monetary Economics**, (43), 579-605.
- NOVALES, A. (1998): **Econometría**, Mc. Graw-Hill, Madrid
- OSTERWALD-LENUM, M. (1990): "Recalculated and Extended Tables of the Asymtotic Distribution of some Important Maximun Likelihood Cointegration test Statistics", **Institute of Economics**, University of Copenhagen.
- PATEIRO, 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 A Coruña.
- POOLE, W. (1970): "Optimal Choice of Monetary Policy in a Simple Stochastic Macro Model", **Quarterly Journal of Economic**, 84, 197-216.
- POOLE, W. (1994): "Monetary Aggregates Targeting in a Low-Inflation Economy", en **Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers**, Jeffrey C. Fuhrer (ed), North Falmouth, Massachusetts, junio.
- POOLE, W. (1999): "Monetary Policy Rules?", **Federal Reserve Bank of St. Louis, review**, 3-12.
- ROGOFF, K. (1985): "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target", **Quarterly Journal of Economic**, 100(4), 1169-1189.
- ROJO, L. A. y J. PEREZ (1977): "La política monetaria en España: Objetivos e instrumentos", **Banco de España. Estudios Económicos**, Serie A, 10.
- SAMUELSON, P. A. (1966): "Principles and Rules in Modern Fiscal Policy", en **Collected Papers of Paul A. Samuelson**, 2, MIT Press, Cambridge, Massachussets.
- SARGAN, J.D. and A. BHARGAVA, A. (1983): "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", **Econometrica**, 51, 153-174.
- SVENSSON, L.E. (1997): "Inflation Targeting: Some extensions", **NBER**, Working Paper nº 5962.
- _____ (1999): "Price Stability as a Target for Monetary Policy: Defining and Maintaining Price Stability", **Institute for International Economic Studies**, Stockholm University; CEPR y NBER.
- TAYLOR, J.B. (1979): "Staggered Wage Setting in a Macro Model", **American Economic Review**, 69.
- _____ (1980): "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", **Journal of Political Economy**, 88, 1-24.
- _____ (1993): "Discretion versus Policy Rules in Practice", **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, 39, North-Holland, 195-214.

- TAYLOR, J. B. (1994): "The Inflation/output Variability Trade-off Revisited", en **Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers**, ed. Jeffrey C. Fuhrer, Boston: Federal Reserve Bank of Boston
- _____ (1995a): "The Taylor Rule for Predicting the Fed", **The International Economy**.
- _____ (1995b): "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", **Journal of Economic Perspectives**, 9(4), 11-26.
- _____ (1996): "Policy Rules as a Means to a More Effective Monetary Policy", **Bank of Japan, Monetary and Economic Studies**, 14(1).
- _____ (1999a): "Introduction", en **Monetary Policy Rules**, J.B. Taylor (ed). The University of Chicago Press, 1-14.
- _____ (1999b): "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules", en **Monetary Policy Rules**, Ed. J.B. Taylor (ed), The University of Chicago Press, 319-340.
- _____ (1999c): "The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest-rate Setting by the European Central Bank", **Journal of Monetary Economics**, 43, 655-679.
- VIÑALS, J. y J. VALLES (1999): "La política monetaria y la economía real", **Banco de España. Boletín económico**.
- VIÑALS, J. (1997): "Política monetaria e inflación: de la teoría a la práctica", en **La política monetaria y la inflación en España**, Banco de España, 49-83.