

LAS DESVIACIONES DEL INDICADOR TAYLORIANO EN ESPAÑA: ¿ES SUFICIENTE CON LA COORDINACIÓN DE LAS POLÍTICAS MONETARIA Y FISCAL?

*Javier Prado Domínguez
Carlos Pateiro Rodríguez
Universidad de A Coruña*

Resumen:

En este trabajo se realiza una estimación del indicador tayloriano en España y su relación con el tipo de interés objetivo del banco central. Posteriormente, se estudian las implicaciones que, para el margen de maniobra de la política económica española, tienen las desviaciones de la regla de Taylor. Finalmente, se concluye que ese margen, al tener como condición necesaria, pero no suficiente, la coordinación de la política fiscal con la política monetaria única, requiere la adopción de medidas de reforma estructural.

Abstract:

In this paper is developed an estimation on the Taylor's indicator in Spain and its relationship with the objective interest rate of the Central Bank. After it, are studied the implications that, for the manoeuvre margin in the Spanish economic policy have the deviations on Taylor's rule. Finally, its concluded that this margin, as it has as a necessary but not sufficient condition the coordination of the fiscal policies with the single monetary policy, requires the adoption of measures on the structural change.

Código UNESCO: 530716

JEL classification: E42, E44, E52

Palabras clave: coordinación monetaria y fiscal; estabilidad de precios; reglas de Taylor; teoría fiscal del nivel de precios.

Keywords: monetary and fiscal coordination; price stability; Taylor rules; theory of fiscal price level determinacy.

1. INTRODUCCIÓN

La independencia adquirida por los bancos centrales de los principales países desarrollados y la identificación de la estabilidad de precios como un fin primordial de la política monetaria, son los dos elementos básicos que perfilan el marco de actuación de la autoridad monetaria en la actualidad. Los elevados costes de la inflación contrastados por una abundante literatura empírica desde la década de los setenta, han sido utilizados como argumento para la instauración de la cultura de la

estabilidad -concepto que va acompañado, según Guitián (1999), de una dimensión *aplicada, temporal y con expectativas limitadas* para el manejo de la política económica-, que hoy domina en los países de la Unión Europea. Precisamente, uno de los principales pilares de esa cultura es el seguimiento de políticas monetarias sistemáticas o sometidas a reglas más o menos rígidas para el establecimiento de los códigos efectivos de conducta empleados por las autoridades monetarias.

El debate reglas versus discreción tiene una larga tradición en la literatura económica, si bien fue a partir de los trabajos de Kydland y Prescott (1977) y Barro y Gordon (1983) cuando se comenzó a recomendar la utilización de reglas monetarias frente a la discrecionalidad de los bancos centrales en la conducción de la política monetaria. En este sentido, razones de inconsistencia dinámica y de incertidumbre, referidas tanto a las reacciones de los agentes como a la formación de expectativas, fueron esgrimidas a la hora de justificar cierta superioridad de las reglas frente al comportamiento discrecional.

Sin embargo, la práctica económica ha puesto de manifiesto, en repetidas ocasiones, que el banco central se reserva cierto grado de discrecionalidad que le permite, por una parte, actuar ante determinadas situaciones imprevistas en la economía y, por otra parte, evitar la especulación unidireccional por ser calculable y predecible el seguimiento de una regla de política concreta. Esta posibilidad de incorporar los componentes de discrecionalidad dentro de la propia regla hace que otorguemos a la regla planteada en esta investigación un carácter más interpretativo que de evaluación directa de la política seguida por la autoridad monetaria.

El conocimiento imperfecto de las relaciones estructurales de la economía plantea a los bancos centrales la utilización de indicadores que le permitan predecir la evolución futura de la variable objetivo y al mismo tiempo medir el impacto de las propias políticas. A la búsqueda del indicador óptimo se ha orientado un considerable esfuerzo investigador, aunque en la práctica no existe un indicador ideal, de manera que los bancos centrales utilizan un conjunto amplio de indicadores. Una de estas alternativas, quizás la más utilizada actualmente, está constituida por las reglas de tipos de interés formuladas a partir del trabajo de Taylor (1993), que proponen que los bancos centrales deberían variar el tipo de interés monetario como respuesta a las

desviaciones de la inflación respecto de la tasa de inflación objetivo y a las desviaciones de la tasa de crecimiento en relación con la producción potencial. La existencia de diferencias significativas entre el tipo de interés aproximado por la regla y los valores observados del tipo de intervención se considera un indicador del comportamiento discrecional del banco central.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el epígrafe 2 se diseña una regla tayloriana en un contexto de estabilidad macroeconómica siguiendo los criterios explicados en Pateiro (2001). El epígrafe 3 se destina al análisis empírico, a través de un análisis de cointegración, del grado de seguimiento de la regla de Taylor en España desde abril de 1993 hasta la actualidad. El epígrafe 4 está dedicado al margen de la política económica en España. Finalmente, el epígrafe 5 se destina a recoger las conclusiones.

2. LA FORMACIÓN DEL TIPO DE INTERÉS OBJETIVO CON PROPÓSITOS DE ESTABILIDAD SEGÚN UNA REGLA TAYLORIANA.

Según el esquema de funcionamiento de la regla de política monetaria presentada por Taylor (1993), el banco central aumentará el tipo de interés monetario objetivo cuando la tasa de inflación y el crecimiento real de la producción superen los objetivos por él establecidos y viceversa en el caso contrario.

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

$$i_t = g_\pi \pi_t^d + g_y y_t^d \quad [1]$$

en la ecuación anterior, 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.

En concreto, la especificación de la regla presentada por Taylor en 1993 fue la siguiente:

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

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

Conforme a una interpretación mecánica de la regla propuesta, el tipo de interés objetivo se verá incrementado en 1,5 puntos porcentuales cuando la inflación aumenta un punto porcentual por encima del objetivo y en 0'5 puntos porcentuales cuando la producción aumenta por encima del nivel potencial.

Esta especificación de la regla de política monetaria aporta una gran sencillez y mejora la transparencia en la actuación del banco central. En el plano empírico, su validez fue contrastada, por primera vez, en Estados Unidos, donde se observó una buena adaptación de los tipos de interés implícitos en la regla a los resultantes de la política monetaria seguida entre los años 1987 y 1998 por la Reserva Federal norteamericana.

En España, Becerra y Pérez (1998), para el período 1991-1998 (marzo) ofrecen una relación significativa entre el tipo de interés de intervención y el aproximado por una regla tayloriana, en la que las variables explicativas son únicamente la inflación y la desviación de la inflación. En este trabajo se examinará, con la ayuda de los indicadores que se referirán a continuación, el período comprendido entre abril de 1993 y marzo de 2001, explicándose en el epígrafe tercero las razones para dicha periodificación y los resultados obtenidos.

2.1. El indicador del tipo de interés real de equilibrio a corto plazo

El indicador del tipo de interés real es calculado de acuerdo con los principios de la ecuación de Fisher, que descompone los cambios en los tipos de interés nominales en movimientos de los tipos de interés reales y cambios en las expectativas de inflación.

La cuantificación del indicador aproximativo del tipo de interés real de equilibrio a corto plazo, que es un componente del tipo de interés nominal determinado por la regla, fue establecida por Taylor (1993) en 2 puntos porcentuales. Según él, este valor se justificaba por ser el que mejor aproximaba la tasa de crecimiento potencial en un entorno compatible con la senda de crecimiento a largo plazo en Estados Unidos. Posteriormente, otros trabajos con un propósito similar al de Taylor han estimado al alza el valor de este indicador, véase por ejemplo la medición realizada por Clarida, Galí y Gertler (1999), en la que el valor del indicador se sitúa en 3,5 puntos porcentuales.

Por su parte, en el área del euro, Gerlach y Schnabel (1999) estimaron, para su utilización en la regla de Taylor, un tipo de interés real de 3,55 puntos porcentuales para el período 1982-1997, como promedio ponderado de 11 países del área de la UEM, a partir de la especificación siguiente:

$$r^r = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad [3]$$

donde x es la depreciación media del tipo de cambio efectivo nominal de la UEM frente al marco alemán.

Para el área euro, estimaciones actuales compatibles con el producto potencial sugieren que la tasa de interés real de equilibrio a largo plazo no debería ser inferior a un valor entre 2 y 2,5 puntos porcentuales. Como señala Martins (2000), la evidencia muestra que los resultados son muy diversos, dependiendo del período de la muestra y de los diferentes regímenes de política monetaria que puede incluir.

Para el caso de Alemania, Clarida, Galí y Gertler (1998) estiman un tipo de interés real de equilibrio de 3,8 puntos porcentuales. Con una muestra y técnicas diferentes, el Bundesbank (1999) estimó un tipo de interés real de equilibrio de 3,4 puntos porcentuales, que se corresponde con la media registrada por el tipo de interés real *ex-post* a un día del mercado monetario en el período 1/1979 a 4/1999.

Ayuso (1996), utilizando una tecnología tipo *Capital Asset Pricing Models*, estimó un tipo de interés real, para el caso de España, que se podía cifrar, para plazos iguales o superiores a un año, en torno a 4,5 puntos porcentuales, asociado a unas primas de riesgo de escasa significación para el período 1985-1995.

En nuestro trabajo empírico incorporaremos a la regla especificada un tipo de interés real de equilibrio de 3,68 puntos porcentuales, cuya compatibilidad con la senda tendencial de crecimiento del PIB español desde 1/1971 a 3/2001 hemos estudiado mediante la realización de pruebas econométricas.

Las dificultades que plantea la estimación del tipo de interés real de equilibrio se han complicado en los últimos años debido al comportamiento de los mercados de activos financieros. En la última década, la evolución del ahorro privado, cuya materialización es principalmente financiera, las restricciones de liquidez y la producción de efectos riqueza, asociados al comportamiento de los precios de los activos de renta variable, están desempeñando papeles determinantes en la conducción de la política monetaria en los Estados Unidos y la UE.

Por tanto, con la incorporación de estas últimas dificultades se dispone de un elemento adicional que termina por aconsejar la utilización de una regla más como un instrumento de interpretación de las condiciones monetarias de una economía que como un instrumento de evaluación exacta de la conducta futura de un banco central. Precisamente, este será el sentido con el que es utilizado el indicador tayloriano en las siguientes secciones del presente trabajo.

2.2. Las ponderaciones de las desviaciones de la inflación

El establecimiento de las ponderaciones del *output-gap* y de los diferenciales de la inflación efectiva respecto a la inflación objetivo en la determinación del tipo de interés nominal a corto plazo, es decir, el valor de los parámetros g_{π} y g_y es, sin duda, el aspecto que absorbe mayor atención en la investigación teórica y empírica en torno a las reglas taylorianas de tipos de interés en sus distintas reformulaciones.

Taylor (1993) asignó una ponderación de 1,5 ($g_{\pi}=1,5>1$) a las desviaciones de la inflación respecto al objetivo establecido y 0,5 ($g_y=0,5<1$) a las desviaciones de la producción respecto a la producción de pleno empleo. Que g_{π} sea mayor que la unidad significa que el tipo de interés nominal a corto plazo determinado por la regla variará en mayor proporción que la inflación actual, lo que implicará variaciones del tipo de interés real y, por lo tanto, transmitirá los efectos esperados sobre los componentes de la demanda agregada. Adicionalmente, cuanto mayor sea g_{π} , mayor

es la reacción del banco central ante una evolución no deseada de la inflación, y, de alguna manera, representa una medida de la aversión de la autoridad monetaria a la inflación.

El propio Taylor (1996) reconoce que la aplicación estricta de una regla de política monetaria conforme a una fórmula algebraica concreta resulta inconveniente en determinadas circunstancias. Los parámetros g_π y g_y podrán ser modificados en situaciones coyunturales en las que una mayor autonomía del banco central permitirá solventar problemas puntuales. En este sentido, es muy importante para el desarrollo de este trabajo recordar, que como medida de orientación de la crisis bursátil de octubre de 1987 o la crisis financiera asiática de 1998, las políticas monetarias fueron suavizadas, en casi todos los países, con un considerable descenso de los tipos de interés a corto plazo, entre otras medidas de política monetaria, fiscal y cambiaria.

En estos casos, una menor ponderación coyuntural de la inflación (menor g_π) y un mayor coeficiente del *output gap* (mayor g_y) en la regla tayloriana conduciría a una cierta relajación monetaria, en la medida en que se empleasen políticas de persuasión sobre la *exuberancia irracional de los mercados financieros* con el objeto de que operen los mecanismos que pueden conseguir el *soft landing* de la economía.

El modelo estandarizado de Taylor (1999) se compone de tres ecuaciones que constituyen aproximaciones a una curva IS, a una curva de Phillips y a una regla tayloriana de política monetaria, respectivamente:

$$y_t = -\beta(i_t - \pi_t - r) + u_t \quad [4]$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + e_t \quad [5]$$

$$i_t = g_\pi \pi_t + g_y y_t + g_0 \quad [6]$$

donde y_t es el porcentaje de desviación del PIB efectivo respecto del PIB potencial, i_t es el tipo de interés a corto plazo, π_t es la tasa de inflación, e_t y u_t son perturbaciones aleatorias de media cero. Los parámetros del modelo son $\beta > 0$, $\alpha > 0$, $g_\pi > 0$, $g_y > 0$ y $g_0 > 0$.

La ecuación [4] es una curva IS en una economía cerrada, que describe una relación inversa entre el tipo de interés real y la tasa de crecimiento del producto

interior bruto. Los componentes de la demanda agregada dependen negativamente de los tipos de interés reales a través del canal de transmisión del tipo de interés. El coeficiente β de la ecuación [4] sintetiza, pues, el efecto negativo de las modificaciones del tipo de interés real sobre la renta real en función de las elasticidades respecto al tipo de interés de las respectivas funciones que dan forma a la curva IS.

La ecuación [5] es similar a una curva de Phillips, según la cual la inflación es determinada por los valores de la propia inflación y por el output, con un retardo en ambos casos. Cuando el PIB aumenta por encima de su potencial, la inflación crece con un retardo, debido a la rigidez de precios y viceversa en el caso contrario.

La ecuación [6] es la función de reacción del banco central frente a las variaciones de la inflación y de la producción, donde g_π y g_y son sus ponderaciones respectivas.

La investigación sobre reglas de tipos de interés concede una gran importancia al valor del parámetro g_π , puesto que la consecución de objetivos de estabilidad requiere que el coeficiente de respuesta del tipo de interés objetivo a las variaciones de la inflación se sitúe por encima de la unidad.

Con la sustitución de [6] en [4] y la realización de varias sencillas operaciones se obtiene la pendiente de la curva de demanda agregada/inflación (DAI):

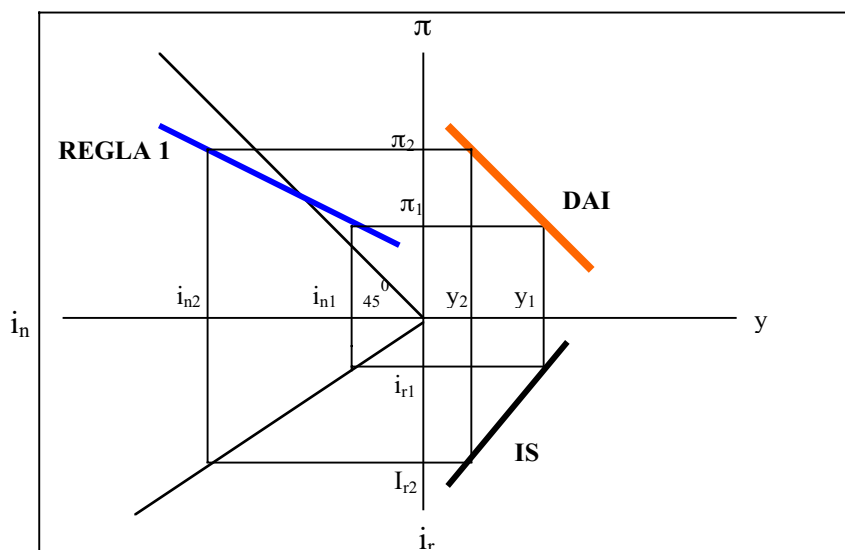
$$\frac{\partial \pi_t}{\partial y_t} = \frac{1 + \beta g_y}{-\beta(g_\pi - 1)} \quad [7]$$

Cuando $g_\pi > 1$, la DAI tiene pendiente negativa y, por tanto, cualquier incremento de la tasa de inflación implica un incremento en mayor proporción de los tipos de interés nominales y, consecuentemente, un aumento de los tipos de interés reales. Las señales transmitidas por la política monetaria conforme a una regla de este tipo sobre los componentes de la demanda agregada producen efectos restrictivos sobre la misma en el sentido deseado: el cumplimiento del objetivo de la estabilidad de precios.

Como se puede observar en el **gráfico 1**, la ponderación asignada a la inflación en la regla de política monetaria, véase segundo cuadrante, acaba condicionando el valor de la pendiente de la DAI e incluso su signo, primer cuadrante. La obtención de esta relación comienza con la representación en el segundo cuadrante de la **regla 1**, que relaciona la tasa de inflación y el tipo de interés nominal. La regla 1 es la representación de la ecuación [6], suponiendo un coeficiente de inflación $g_{\pi} > 1$, y dado el coeficiente del output, g_y . En otras palabras, cuando aumenta la inflación, el tipo de interés nominal lo hace en mayor proporción. Efectivamente, los pares de valores (π_1, i_{n1}) y (π_2, i_{n2}) sobre la regla 1 cumplen la condición: $(i_{n2} - i_{n1}) > (\pi_2 - \pi_1)$, por lo que el tipo de interés real aumenta, tal como se observa en el tercer cuadrante.

GRÁFICO 1

LA DEMANDA AGREGADA-INFLACIÓN (DAI)



Fuente: Elaboración propia

A través del canal del tipo de interés, los componentes de la demanda agregada, que dependen del tipo de interés real, se reducen y contraen dicha demanda,

tal y como se refleja en el tercer cuadrante con la curva IS representativa de la ecuación [4].

Por último, en el cuadrante cuarto se representa la DAI, con pendiente negativa, condición que, como ya se ha dicho, solamente se cumple si la regla de política monetaria pondera la inflación por encima de la unidad en la determinación del tipo de interés. Un cambio de la ponderación de la inflación por el banco central modifica la efectividad de la regla explicada a través del canal del tipo de interés. Una mayor aversión a la inflación o un mayor compromiso con la estabilidad por parte de la autoridad monetaria, que se concreta en un aumento de g_{π} , incrementará en mayor proporción los tipos de interés nominales y reales y, por consiguiente, reducirá en mayor medida la demanda agregada, dando lugar a una DAI más plana.

Cuando la DAI tiene pendiente positiva, un incremento de la inflación debido a un shock externo representado por e en la ecuación [5] genera una situación de inestabilidad. Si bien el banco central aumenta los tipos de interés nominales, el coeficiente de la regla ($g_{\pi} < 1$) refleja una mayor relajación de la política monetaria y una menor aversión de la autoridad monetaria a la inflación. A la vista del incremento adicional de la inflación, esa forma de actuar transmite a los agentes económicos señales de un menor compromiso de la autoridad monetaria con el objetivo de la estabilidad y perturba la formación de expectativas.

La condición de estabilidad de la relación inflación-renta real, indicada anteriormente, depende del coeficiente de inflación de la regla de política monetaria. En este sentido, la investigación empírica ha mostrado que los modelos utilizados resultaban inestables debido a que la ponderación asignada por la autoridad monetaria a la inflación era menor que la unidad. En otras palabras, el *policymaker* de los setenta y principios de los ochenta, en un contexto carente de disciplina y consolidación presupuestarias, mantenía una política monetaria que hacía posible que la inflación sirviese como mecanismo de traslación de los problemas derivados de la financiación del déficit público.

Por el contrario, desde mediados de los ochenta hasta el momento actual, el éxito o el fracaso de la política monetaria es juzgado, ante todo, por el hecho de que el banco central sea capaz de lograr un entorno de baja inflación sostenida.

En una regla de tipo de interés tayloriana, la naturaleza de las respuestas son las desviaciones de la inflación y de la producción y la intensidad de las respuestas viene dada por las ponderaciones asignadas a dichas desviaciones. Como hemos indicado anteriormente, los coeficientes de la regla han de cumplir determinadas condiciones, particularmente el parámetro que transmite al tipo de interés las desviaciones del objetivo inflacionario. Sin embargo, la experiencia demuestra que el banco central no sigue un comportamiento mecanicista y, por tanto, en ciertos episodios por él justificados se guardará un margen de discreción que utilizará en función de cuales sean la coyuntura económica y los shocks externos.

Esta regularidad *fuzzy* supone que los valores de g_{π} y g_y en las reglas de tipo de interés taylorianas serán mayores cuanto más intenso sea el compromiso antiinflacionario efectivo del *policymaker*, y serán más variables cuanto mayor sea el grado de discrecionalidad de la institución monetaria en función de la coyuntura.

3. LA RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DE INTERVENCIÓN Y EL INDICADOR TAYLORIANO EN ESPAÑA.

La relación entre el tipo de interés monetario objetivo y el indicador tayloriano será estudiada, mediante cointegración econométrica, en el período comprendido entre abril de 1993 y marzo de 2001. Esta periodificación se justifica por la existencia, en dicho intervalo, de dos períodos relevantes para el análisis aplicado, tal y como se expondrá más adelante. En este sentido, las series temporales que se han utilizado en el trabajo empírico son las siguientes: **a)** el tipo de interés de intervención (i^*) es el tipo marginal de las subastas decenales de CEBES del Banco de España hasta diciembre de 1998, y el de las operaciones principales de financiación semanales del BCE a partir de enero de 1999, ambas series en medias mensuales; **b)** la variable de inflación utilizada es la tasa interanual del IPC elaborada por el INE; **c)** el *output-gap* fue obtenido por interpolación a partir del banco de datos de la OCDE-Economic Outlook; **d)** la tasa de inflación objetivo es la establecida por el BCE en 2 puntos porcentuales; **e)** las ponderaciones son $g_{\pi}=1,5$ y $g_y=0,5$, como en Taylor

(1993) y **f)** el tipo tayloriano se obtiene a partir de la ecuación [2], sin tener en cuenta la existencia de gradualismo en las decisiones de los bancos centrales a la hora de determinar los movimientos de los tipos de interés oficiales.

3.1. El período de abril de 1993 a diciembre de 1998

El comienzo de este primer período se justifica porque a finales del primer trimestre de 1993 podían darse por superadas las turbulencias monetarias, ligadas a la gestión del tipo de cambio, que habían comenzado en 1992 y que se concretaron, en el caso de España, en tres devaluaciones consecutivas de la peseta. Por otra parte, en enero de 1999, comienza a ejecutarse la política monetaria única en la tercera etapa. La primera de las operaciones principales de financiación fue anunciada por el BCE el 4 de enero de 1999 y su adjudicación tuvo lugar el 5 del mismo mes. En consecuencia, este es el período en el que el SEBC desempeña, cooperativamente, el papel principal a la hora de pretender la consecución de los objetivos de control de los tipos de interés, la gestión de la liquidez en los mercados y la señalización de la orientación de la política monetaria. Esta cooperación se extendería a la política fiscal con la ejecución de políticas de consolidación presupuestaria orientadas a la reducción del déficit público corriente.

3.1.a. La estacionariedad de las series i^* e i^T

Las series del tipo de intervención (i^*) y del tipo de interés tayloriano (i^T), obtenido con la especificación indicada de la regla, presentan el patrón propio de las series no estacionarias. Todos los coeficientes de autocorrelación muestral son estadísticamente significativos de manera individual más allá de 14 retardos. Para probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación son simultáneamente iguales a cero, utilizamos los estadísticos Ljung-Box (LB), que son, respectivamente, 339 y 582. En efecto, los valores **p** de obtener tales valores χ^2 , con 14 grados de libertad, son prácticamente nulos.

A similar resultado se llega a través de la prueba de la raíz unitaria. Las regresiones efectuadas para contrastar la estacionariedad, sin variable de tendencia y con variable de tendencia, son:

$$\Delta i^* = \beta_1 + \delta i_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad [8]$$

$$\Delta i^* = \beta_1 + \beta_2 t + \delta i_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad [9]$$

$$\Delta i^T = \beta_1 + \delta i_{t-1}^T + \varepsilon_t \quad [10]$$

$$\Delta i^T = \beta_1 + \beta_2 t + \delta i_{t-1}^T + \varepsilon_t \quad [11]$$

En todos los casos los valores t de los coeficientes de regresión calculados relativos al primer retardo de la variable explicativa son menores, en valor absoluto, que los valores críticos calculados por MacKinnon al nivel de significación del 5%. El **cuadro 1** resume los resultados de las estimaciones de las ecuaciones [8] a [11].

Cuadro 1

PRUEBA DE LA RAÍZ UNITARIA

ESPAÑA	<i>Sin var. de tiempo</i>	<i>Con var. de Tiempo</i>	<i>Val. crít. DF*</i>	
			<i>S/v.t.</i>	<i>C/v.t.</i>
i^*	-2,31	-2,55	-2,903	-3,428
i^T	-0,560	-1,27	-2,903	-3,428

Elaboración propia. () Obtenidos a partir de la tabla calculada por MacKinnon.*

3.1.b. La estacionariedad de las series i^* e i^T en primeras diferencias

Para contrastar la estacionariedad en primeras diferencias efectuamos la regresión:

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

donde $D_t = x_t - x_{t-1}$, es decir, se realiza la regresión de la diferencia de orden 2 sobre el valor retardado de la diferencia de primer orden. Estimada la regresión [12], para los tipos i^* e i^T , los valores t de los coeficientes de regresión estimados son, respectivamente, -5,990 y -5,895, superiores en valor absoluto, en ambos casos, a los valores críticos calculados por Mackinnon (-2,901), al nivel de significación del 5%, lo que nos permite afirmar que se trata de procesos estocásticos $I(0)$, por lo que las series originales, sin diferenciar, constituyen series de tiempo integradas $I(1)$. Se trata en ambos casos, de paseos aleatorios.

3.1.c. La prueba de cointegración de Engle-Granger

La teoría de la cointegración pretende superar el inconveniente de no aceptar como verdaderas relaciones espurias así como el de considerar tanto relaciones a largo plazo que existen entre las variables como las relaciones a corto. Dado que las series i^* e i^T son $I(1)$ pueden estar cointegradas y, por tanto, la regresión en niveles entre ambas variables es significativa (no espuria) y las pruebas t y F usuales son válidas.

El método utilizado es el propuesto por Engle y Granger (1987), que consta de dos etapas: La primera consiste en la estimación por MCO de la regresión de las variables i^T e i^* en niveles según la ecuación [13].

$$i^T = \beta_1 + \beta_2 i^* + \varepsilon_t \quad [13]$$

A continuación sometemos a la prueba de la raíz unitaria los residuos de la regresión anterior, conforme a la expresión general:

$$\Delta \hat{z}_t = \beta \hat{z}_{t-1} \quad [14]$$

donde $\Delta \hat{z}_t$ es la primera diferencia de los residuos estimados de la regresión en niveles y \hat{z}_{t-1} es el primer retardo de los residuos.

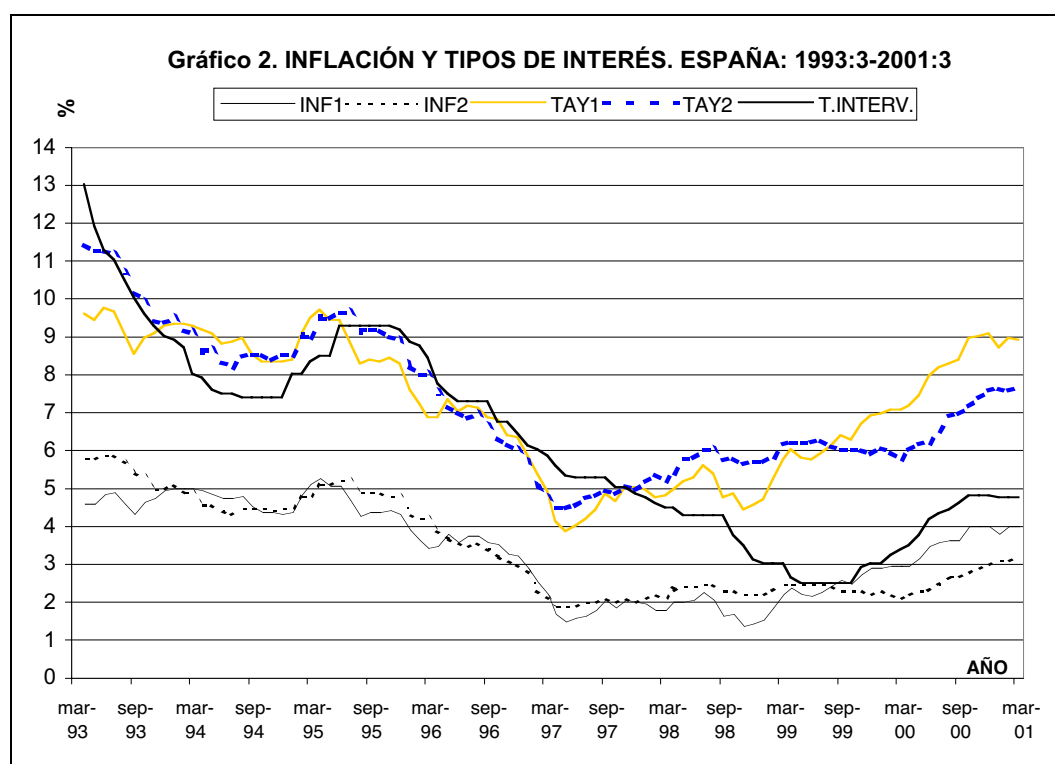
El valor t del coeficiente de regresión estimado en [14] es 2,238, que resulta mayor que el valor crítico corregido por Engle y Granger (1,93), al nivel de significación del 5%. En consecuencia, las pruebas econométricas aportadas permiten deducir que las series i^* e i^T , en el período abril de 1993 a diciembre de 1998, son cointegradas.

3.2. El período de enero de 1999 a marzo de 2001

En este segundo período, se produce el cambio de unas políticas monetarias y fiscales coordinadas según los criterios de convergencia de Maastricht en la consecución de los requisitos para el ingreso en la UEM a un régimen de política monetaria única y políticas fiscales coordinadas según los criterios establecidos por el Pacto de Estabilidad y Crecimiento, más restrictivos que los del período anterior. Este cambio permite considerar a la UE como una zona en integración dotada de un régimen de política monetaria con una autoridad única y políticas fiscales con

autoridades separadas aunque coordinadas según determinadas restricciones, que implican compromisos individualizados de cada gobierno nacional para mantener saldos presupuestarios equilibrados.

Como se aprecia en el **gráfico 2**, con la finalización del potencial de reducción del ritmo inflacionario, se pierde la oportunidad de continuar orientando las expectativas en la dirección bajista del período anterior. De esta manera, al aparecer,



en la zona euro, las dudas de los agentes sobre la dirección futura del marco de estabilidad macroeconómica se requieren nuevos instrumentos para reorientar las expectativas en la dirección requerida por la credibilidad de la política de estabilidad de precios. De aquí que recobre actualidad en la UE la dicotomía reglas-discrecionalidad con sus diferentes posibilidades comprendidas en un abanico que va desde la laxitud a la cooperación extremas.

En el período analizado, las series estadísticas oficiales que hemos empleado ponen de manifiesto la existencia de ritmos de crecimiento e inflación distintos en los

países de la UE. Econométricamente, esto se traduce en que los países con unas mayores dispersiones respecto a los indicadores zonales pierdan la cointegración de su indicador tayloriano con el tipo de interés de intervención del BCE, tal y como sucede en el caso de España.

Concretamente, como se aprecia en el **gráfico 2**, la pérdida de relación que se ha producido con la sustitución de un régimen de políticas monetarias y fiscales coordinadas sobre la base de la consolidación presupuestaria por otro distinto de política monetaria única y coordinación fiscal establecida, actualmente, sobre la base de la obtención de superávit presupuestarios. En el caso de España, las desviaciones entre el indicador tayloriano y el tipo de interés objetivo del BCE, véase **gráfico 2**, indican un desempeño de política que no sigue una regla tan claramente antiinflacionaria como la practicada en la etapa del SEBC. Por tanto, esto implica el reconocimiento de una mayor discrecionalidad relativa, en este segundo período, que en el período anterior.

A partir de las diferentes soluciones, aportadas en la modelización de Banerjee (2001), que se producen con la ejecución de políticas según reglas o discrecionalidad en un marco de coordinación fiscal, se obtiene que la sustitución de políticas en la UE, citada anteriormente, se traduce, en países con cuadros macroeconómicos similares a los de España, en un mayor output a costa de una mayor inflación diferencial.

Esta evidencia empezaría a indicar que, tal y como predice la teoría fiscal del nivel de precios, Sims (1994), por un lado, la independencia del banco central no garantiza por sí misma la disciplina fiscal y, por otro, la existencia de un banco central independiente no es una condición suficiente para garantizar la estabilidad de precios, cuando las autoridades fiscales adoptan sus decisiones financieras sin considerar el efecto de las mismas en el valor presente de los superávit presupuestarios. Por tanto, ha de producirse un equilibrio en el que la política monetaria única ha de acomodarse a la elección de las secuencias de ingresos y gastos presupuestarios realizadas por los gobiernos. En el caso de que se produjese inconsistencia entre las distintas combinaciones de políticas susceptibles de ejecutarse

en la UE, el logro del equilibrio solamente sería posible a costa de introducir una inestabilidad significativa en el nivel de precios.

De acuerdo con esta teoría (Andrés, Vallés y Ballabriga, 2001), cuando las autoridades fiscales siguen políticas ricardianas que garantizan su propia solvencia, la inflación se determina directamente por la evolución de los agregados monetarios. Sin embargo, en el caso de que practiquen políticas no-ricardianas, el control de la inflación se verá afectada negativamente por las variables fiscales, debido a que estas últimas se traducen en variaciones de la renta permanente de los agentes económicos que inciden directamente en el incremento del nivel general de precios.

En consecuencia, el hecho de que el BCE tenga asignado como objetivo prioritario la estabilidad de precios a medio plazo no implica que esta institución posea una capacidad plena para alcanzar ese objetivo cuando no dispone de un contexto cooperativo y coordinado por parte de las autoridades fiscales. No obstante, llegados a este punto, cabe preguntarse si ¿será suficiente con esa combinación de políticas monetaria y fiscal para lograr y mantener el objetivo de estabilidad?

4. Implicaciones sobre el margen de la política económica en España

El gráfico 2 muestra la evolución de los tipos de intervención del Banco de España y del Banco Central Europeo, desde abril de 1993 hasta marzo de 2001, así como el i^T (TAY_1) que resultaría de la aplicación de la regla de Taylor con las especificaciones enunciadas anteriormente. Así mismo, se recoge la evolución de la inflación general (INF_1) y la tasa de inflación subyacente (INF_2).

Después de un claro período de reducción de los precios, la inflación se mantuvo en torno al 2% durante los años 1997 y 1998. Los tipos de interés de intervención siguieron reduciéndose hasta octubre de 1999, incluso cuando la inflación presentaba claros signos de relanzamiento. La divergencia entre el indicador tayloriano y el tipo de interés de intervención estaría indicando que la política monetaria aplicada por el BCE resulta ser discrecional y expansiva en el caso de España, cuando realmente se exigiría una mayor restricción monetaria al objeto de disponer de margen para contener el proceso inflacionario. Como se puede observar en el gráfico 2, desde el segundo trimestre de 1998, el indicador tayloriano i^T (TAY_1)

se separa (deja de estar cointegrado) del tipo de interés de las operaciones de inyección de liquidez del BCE, hasta el punto de situarse actualmente la divergencia entre 3 y 4 puntos porcentuales por encima del tipo de interés de las subastas semanales del BCE.

Como se ha indicado anteriormente, la divergencia con el indicador tayloriano está transmitiendo una información valiosa que incorpora de forma inmediata las diferentes evoluciones de la inflación en España y la UE. Con el objeto de situar correctamente la información ofrecida por las divergencias señaladas anteriormente, reduciendo, por tanto, el exceso de activismo monetario que parecen sugerir las fuertes oscilaciones del indicador tayloriano ante la disponibilidad de nueva información, se ha incluido en el gráfico 2 la tasa de inflación subyacente, INF_2 . Con la sustitución de INF_1 por INF_2 en la ecuación [2] se obtiene el tipo tayloriano TAY_2 que, como se observa, sigue presentando una considerable, aunque menor, divergencia respecto al tipo de interés de intervención.

El BCE aplica una política monetaria única a un conjunto de economías en proceso de integración que han aumentado el grado de dispersión de sus tasas de crecimiento e inflación respecto a los valores medios de los índices representativos de la zona UE. En el caso de España, la divergencia del indicador tayloriano se debe a que éste incorpora el efecto conjunto de ritmos de crecimiento real y de inflación diferencial que, al ser significativamente mayores que los índices zonales, difieren de los valores sintéticos que se han ido incorporando discrecionalmente, durante este segundo período, en el nivel del tipo de interés de intervención del BCE.

En este período, los registros de inflación diferencial que se observan en España tienen varios orígenes diferentes. Por una parte están los factores exógenos relacionados con la producción de shocks de oferta, tal como es el encarecimiento del petróleo, la depreciación del tipo de cambio del euro frente al dólar y la gestión de la crisis bursátil de 1999, cuyos efectos riqueza están siendo orientados mediante políticas de tipos de interés objetivo discrecionales en la UE y los EE.UU. Por otra, se encuentran los factores endógenos ligados a la existencia de rigideces estructurales que pueden corregirse mediante la aplicación del poder de regulación positivo y

negativo, la reforma de los sistemas impositivos y la mejora de las tasas de participación laboral y los incentivos a la inversión.

Actualmente, el Pacto de Crecimiento y Estabilidad es un instrumento orientado a garantizar la disciplina de las finanzas públicas, que limita la flexibilidad en la ejecución de las mismas con el objeto de evitar políticas localmente indisciplinadas. Por tanto, este instrumento limita la autonomía de la política fiscal de cada uno de los gobiernos de los países de la zona euro, reduciendo significativamente la capacidad de la misma para utilizarla como elemento de estabilización macroeconómica.

Sin embargo, como se reconoce en el propio Pacto, el nivel del producto potencial de la zona euro, que se determina por factores estructurales, no resulta satisfactorio. De esta manera, la mejora de las condiciones estructurales para aumentar el crecimiento potencial adquiere la máxima prioridad de la política económica.

Si además de las restricciones anteriores se consideran las procedentes de las políticas macroeconómicas ejecutadas fuera del área euro, el único margen de política económica disponible para que un país, como España, incremente de manera sostenida, respecto a la media de la UE, sus tasas de crecimiento del producto potencial, en el actual contexto de política monetaria única y políticas fiscales de consolidación presupuestaria, es la adopción de las medidas pendientes de reforma estructural. En este sentido, cabe afirmar que solamente con la adopción de medidas de gran alcance económico, destinadas a la mejora de las tasas de participación laboral, el crecimiento de la inversión en infraestructuras, la disminución de la actividad sumergida y la eliminación de las distorsiones regulatorias o fiscales significativas que inciden negativamente en los procesos de formación de precios en los mercados, se podrá conseguir que la economía española active la dinámica *shift-share* con el objeto de mejorar las ratios de convergencia con la zona euro.

5.- CONCLUSIONES

En este trabajo se aporta evidencia econométrica de que, en el caso de España, el indicador tayloriano y el tipo de interés objetivo han estado cointegrados en el período 1993-1998. A partir de 1999, coincidiendo con la ejecución de la política monetaria única, dicha cointegración se pierde, manifestando una cierta insuficiencia de la política monetaria para corregir, por sí sola, este desequilibrio importante para la consolidación del marco de estabilidad en la zona euro. Esta insuficiencia se produce incluso cuando la política monetaria se ejecuta en coordinación con políticas fiscales implementadas por autoridades independientes.

Si además de las restricciones anteriores se consideran las procedentes de las políticas macroeconómicas ejecutadas fuera del área euro, el único margen de política económica disponible para que un país, como España, incremente de manera sostenida, respecto a la media de la UE, sus tasas de crecimiento del producto potencial -desplazando, por tanto, su curva de oferta agregada hacia la derecha-, en el actual contexto de política monetaria única y políticas fiscales de consolidación presupuestaria, es la ejecución de las medidas pendientes de reforma estructural que dinamicen nuestra convergencia económica real con la zona euro.

BIBLIOGRAFÍA

- AYUSO, J. (1996):** “Un análisis empírico de los tipos de interés reales ex-ante en España”. *Banco de España, Servicios de Estudios*, Documento de trabajo nº 9614.
- ANDRÉS, J., VALLÉS, J., y BALLABRIGA, F. (2001):** “Política fiscal y estabilidad de precios en la Unión Monetaria”, *Banco de España, Boletín Económico*, marzo, págs. 1-6.
- BANERJEE, G. (2001):** “Rules and Discretion with Common Central Bank and Separate Fiscal Authorities”, *Journal of Economics and Business*, 53, págs. 45-68.
- BARRO, R. Y GORDON, D. (1983):** “Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, nº 1, págs. 101-121.
- BECERRA, F. y PÉREZ, C. (1998):** “La regla de política monetaria del Banco de España. Previsiones Económicas de Andalucía. 2º trimestre, 1998.
- BUNDESBANK (1999):** “Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index”, en *Deutsche Bundesbank, Informe Mensual*, abril, págs.47-63.
- CLARIDA, R., GALÍ, J y GERTLER, M. (1998):** “Monetary policy rules in practice. Some international evidence”, *European Economic Review*, nº 42, págs. 1033-1067.

- CLARIDA, R., GALÍ, J y GERTLER, M. (1999):** “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, XXXVII, diciembre, págs. 1661-1707.
- ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987):** “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica*, 55, 2, págs. 251-276
- GALÍ, J. (1998):** “La política monetaria europea y sus posibles repercusiones sobre la economía española”. Presentado en el Encuentro Internacional “*El Euro y sus repercusiones sobre la economía española*”, Fundación BBV, San Sebastián, 26-27 noviembre.
- GALÍ, J. (2001):** “Monetary Policy in the Early Years of EMU”. Documento para la conferencia “*The Functioning of EMU: The Challenge of the Early Years*”, *European Commission*, Brussels, 21-22, march.
- GERLACH, S. y SCHNABEL, G. (1999):** “The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area: A Note”. BIS Working Papers, nº 73.
- GRANGER, C.W.J. (1986):** “Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables”. *Oxford, Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, pág. 226.
- GUIZIÁN, M. (1999):** “La cultura de la estabilidad”, en *GuiZIán, M. y Muns, J. La cultura de la estabilidad y el consenso de Washington. Servicio de Estudios de la Caja de Ahorros y Pensiones de Barcelona. Colección de Estudios e informes*, nº 15, pág. 35-66.
- KYDLAND, F.E. y PRESSCOTT, E. (1977):** “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Political Economy*, vol. 85, nº 3, págs. 473-492.
- MARTINS, F. (2000):** “Regras de Taylor”, *Banco de Portugal, Boletim económico*, marzo, págs. 51-60.
- PATEIRO, C. (2001):** “La regla de tipos de interés de Taylor en un marco macroeconómico estable. Un estudio empírico: España 1993-2000”, Mimeo.
- SIMS, C. (1994):** “A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interactions of Monetary and Fiscal Policies”, *Economic Theory*, 4, págs. 381-389.
- 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, págs. 195-214.
- TAYLOR, J. B. (1996):** “Policy Rules as a Means to a More Effective Monetary Policy”, *Bank of Japan, Monetary and Economic Studies*, vol. 14, nº 1, Julio.
- TAYLOR, J. B. (1999):** “The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest-rate Setting by the European Central Bank”, *Journal of Monetary Economics*, nº 43, págs. 655-679.