



Investigación Económica

ISSN: 0185-1667

invecon@servidor.unam.mx

Facultad de Economía

México

García-Iglesias, Jesús M.; Pateiro-Rodríguez, Carlos; Salcines, J. Venancio
Sobre el papel del saldo presupuestario en las decisiones del Banco Central Europeo
Investigación Económica, vol. LXX, núm. 275, enero-marzo, 2011, pp. 39-61
Facultad de Economía
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60115755002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Sobre el papel del saldo presupuestario en las decisiones del Banco Central Europeo

JESÚS M. GARCÍA-IGLESIAS
CARLOS PATEIRO-RODRÍGUEZ
J. VENANCIO SALCINES*

INTRODUCCIÓN

La relación entre el tipo de interés y el saldo presupuestario ha sido objeto de estudio desde hace largo tiempo, y desde diferentes perspectivas. Tales perspectivas suelen girar en torno a la repercusión de las decisiones fiscales en el ahorro, los tipos de interés, el saldo de la balanza por cuenta corriente y la inversión. La trascendencia del resultado de este tipo de análisis está lejos de toda duda, pues de fondo nos estamos preguntando hasta qué punto están resultando condicionadas las decisiones del sector privado, por ejemplo, como consecuencia de la hipotética influencia del saldo presupuestario en los tipos de interés.

La política fiscal podría influir en la curva de tipos de interés a plazo a través de diferentes canales.¹ En este trabajo nos enfocamos en la cuestión

Manuscrito recibido en mayo de 2010; aceptado en noviembre de 2010.

* Universidad de Extremadura, <jmgarcia@unex.es>; Universidad de A Coruña, <carlos.pateiro@udc.es>, y Universidad de A Coruña/Escuela de Finanzas, <vsalcines@gmail.com>, respectivamente. Agradecemos los útiles comentarios de dos árbitros de la revista *Investigación Económica* a una versión anterior de este artículo.

¹ Con una perspectiva de medio y largo plazo, en Gale y Orszag (2003) puede encontrarse un amplio panorama de análisis sobre la relación entre déficit y deuda y los tipos de interés. Hay que decir que con un resultado global más bien poco concluyente, salvo cuando se utilizan proyecciones de déficit futuro, en cuyo caso tiende a manifestarse una relación de signo positivo.

de si la política fiscal, definida por el saldo presupuestario del conjunto de los países que forman parte de la Unión Monetaria Europea (UME), forma parte de la función de reacción de política monetaria del Banco Central Europeo (BCE) al determinar el tipo de interés a corto plazo, a diferencia del enfoque que se le ha dado habitualmente al análisis de la relación entre tipos de interés y saldo presupuestario, que ha sido de medio y largo plazo.

Este trabajo, por tanto, se inscribe en la línea de otros que han estimado una función de reacción de política monetaria con diferentes especificaciones y variables explicativas con la finalidad de comprender mejor el comportamiento desarrollado por el BCE. Pero, adicionalmente, en éste analizamos si la política fiscal ha condicionado a la política monetaria. Las cuestiones que abordamos aquí cobran especial relieve a raíz de la crisis económico-financiera que arranca en el verano de 2007, en contraste con la estabilidad de la que se había disfrutado desde el arranque de las actuaciones del BCE en 1999. Por un lado, las turbulencias financieras de dicha crisis provocan un giro radical en los planteamientos de política monetaria: la estabilidad financiera pasa a un primer plano, relegando a la estabilidad de precios. Por otro, las intensas intervenciones por el lado de la política fiscal para evitar un mayor hundimiento de la demanda han dado lugar a déficit presupuestarios cuantiosos que incluso han requerido el soporte de los bancos centrales. Todo ello da lugar a que el análisis de la política monetaria que realizamos en este trabajo, basado en la función de reacción de política monetaria que se deriva de la regla de Taylor, se deba circunscribir al periodo que va desde 1999 hasta 2007. Es decir, la cuestión central de esta investigación es contrastar si en condiciones de estabilidad el BCE ha tenido en cuenta el saldo presupuestario al decidir sobre el tipo de interés a corto plazo.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: en el segundo apartado analizamos los fundamentos de la influencia del saldo presupuestario en el tipo de interés, en el tercero planteamos un modelo para la función de reacción de política monetaria del BCE, en el cuarto consideramos las series de las variables a tener en cuenta, en el quinto exponemos los resultados de los ajustes empíricos, y el sexto finaliza con nuestras conclusiones.

CONSIDERACIONES GENERALES ACERCA DE LA INFLUENCIA DEL SALDO PRESUPUESTARIO EN EL TIPO DE INTERÉS

El planteamiento teórico básico consiste en que el sector público, por ejemplo, al incurrir en déficit público y, consiguientemente, en la necesidad de financiarlo, puede condicionar el comportamiento actual y futuro de los tipos de interés. Esta influencia se podría manifestar, por un lado, en los tipos de interés a corto plazo, especialmente si el Banco Central reacciona con anticipación² ante las posibles expectativas inflacionistas que se pudieran generar y, por otro, en los tipos a plazos más largos, según se espere que estas presiones inflacionistas tiendan a mantenerse más o menos a lo largo del tiempo, y el Banco Central condicione la forma de la curva de tipos a plazos. Además, sintéticamente, se puede afirmar que en la literatura hay cuatro grandes modelos generales alternativos para tratar la relación entre los tipos de interés y el saldo presupuestario. En primer lugar, tenemos la hipótesis clásica del mercado de fondos prestables, según la cual un incremento del déficit presupuestario implicará mayores necesidades de financiación que se satisfarán vía emisión de bonos, aunque también se podrán resolver recurriendo a la monetización. En segundo lugar, nos encontramos con la preferencia por la liquidez keynesiana o el modelo IS-LM, en cuyo caso el resultado está supeditado básicamente a la forma y posición de LM.³ En tercer lugar, la teoría del efecto desplazamiento (*crowding-out*), cuya intensidad dependerá de los comportamientos que se desarrollen en los mercados financieros y de otras variables. Y, en cuarto lugar, la hipótesis de equivalencia ricardiana en la que nos detendremos más adelante.

En los trabajos encaminados a analizar la función de reacción de política monetaria del BCE, lo habitual es tener en cuenta como candidatas principales a formar parte del conjunto de variables explicativas a la tasa de inflación, la brecha de producto y el propio tipo de interés del periodo anterior, si

² No obstante, los propios mercados financieros podrían incluso anticiparse a esta reacción del Banco Central, si la estrategia de política monetaria es suficientemente transparente.

³ En este contexto keynesiano puede verse el análisis planteado por Ferreira y Caldas (2008).

se contempla un comportamiento suavizado (*smoothed*). No obstante, en algunos trabajos, como el de Gerdesmeier y Roffia (2004), se amplía el modelo base con variables adicionales que hayan podido jugar un papel importante en las decisiones sobre el tipo de interés. Entre estas variables adicionales encontramos el tipo de cambio, el precio de las materias primas, la brecha del crecimiento monetario, el tipo de interés de los fondos federales y los índices de las cotizaciones bursátiles.

Habitualmente, en los modelos teóricos con base optimizadora se tiende a considerar que se cumple la hipótesis de equivalencia ricardiana (HER), por lo que en la curva de demanda agregada (o la IS) se prescinde de las variables representativas de la política fiscal, como pudieran ser el gasto público o el saldo presupuestario, como puede verse, por ejemplo, en el planteamiento de McCallum (1999). Esto implica que, en la medida en que la política fiscal no tendría efectos en la demanda agregada no puede provocar tensiones inflacionistas, y de aquí que el comportamiento de estas variables no implique reacción alguna por parte del Banco Central. Así, en la medida en que cualquiera de estos supuestos no se cumpla estrictamente, se puede originar un comportamiento en la demanda de consumo que sea sensible a la disyuntiva entre deuda e impuestos en la financiación del déficit público. De manera que, por ejemplo, agentes económicos con vida finita pueden entender que la deuda pública representa un activo e incorporarlo a la riqueza vital, asumiendo que el pago de esa deuda correrá a cargo de otra generación. Por ello, habrá un efecto riqueza positivo en la generación actual que dará lugar a que la financiación con deuda influya en la planificación de las decisiones de demanda de consumo. Otras argumentaciones teóricas en contra de la HER se basan en errores en la modelización del consumo, pues, por ejemplo, se parte de la existencia de mercados de capitales perfectos, pero como afirman Elmendorf y Mankiw (1998), los agentes se pueden encontrar con restricciones de liquidez. Además, la HER se puede ver afectada por la incertidumbre acerca de los ingresos y gastos futuros (Barro 1989), por la exogeneidad del gasto público (Becker y Paalzow 1996), por la presencia de efectos redistributivos entre las familias con distinta propensión a consumir (Seater 1993), o por la existencia de imposición distorsionadora (Elmendorf y Mankiw 1998), entre otras.

Otra forma de abordar la cuestión reside en los planteamientos de Woodford (1995), según el cual, analizando hasta qué punto en un régimen de política, ricardiano o no, es factible el control del nivel general de precios sin controlar la evolución de un agregado monetario, se demuestra, entre otras cosas, que en el caso de un régimen no ricardiano la política fiscal juega un papel clave en la determinación del nivel de precios, de donde deducimos que el Banco Central encargado de la estabilidad de precios deberá tener en cuenta las variables fiscales al definir su política de tipos de interés.

Los trabajos empíricos no reflejan una respuesta tajante sobre la validez de la HER. Son muchos los autores que obtienen evidencia favorable, o al menos parcialmente favorable, a la hipótesis de neutralidad. En García y Ramajo (2005) se realiza un exhaustivo contraste de la hipótesis, con distintos enfoques basados en el consumo privado, que muestra en el caso particular de la economía española una cierta evidencia de la adaptación a la hipótesis de neutralidad parcial. Es decir, a pesar de que los supuestos que apoyan la equivalencia no son admisibles, parece que la economía se comporta parcialmente “como si fuera ricardiana”. En cualquier caso, en el trabajo anteriormente citado y en otros realizados por otros autores con datos españoles y de otros países, se ha obtenido evidencia mixta, aunque en general se rechaza el cumplimiento estricto de la hipótesis de equivalencia ricardiana.

Otra vía de análisis de la HER consiste en evaluar los efectos de un aumento en el déficit público sobre los tipos de interés, siguiendo la idea recogida en Raymond y Mauleón (1997) en el sentido de que hallar un efecto positivo del desahorro público, o del déficit público, sobre los tipos de interés implica rechazar la HER. En este caso, la evidencia obtenida no permite rechazar drásticamente la hipótesis, aunque se puede poner en duda la validez del método seguido para contrastarla, puesto que la equivalencia ricardiana es condición suficiente, pero no necesaria, para explicar la ausencia de relación entre déficit y tipos de interés.

En definitiva, dadas las dificultades teóricas que presentan los modelos con equivalencia ricardiana y la evidencia empírica que, en general, rechaza las versiones fuertes de la hipótesis, no parece prudente aceptar la HER como

supuesto de partida. Nuestro planteamiento aquí consiste en que no se debe forzar *a priori* el cumplimiento de la HER, por lo que si se mantienen las variables fiscales en el modelo, éstas, en principio, podrían figurar en la función de reacción de política monetaria.

Nuestra contribución al análisis, en este caso, radica en incorporar la política fiscal a la función de reacción de política monetaria. Como hemos dicho, en este trabajo analizamos si alguna variable indicadora de la política fiscal en la zona Euro ha influido en las decisiones del BCE al determinar el tipo de interés. Así, mientras que en el caso de algunas variables, como el de la inflación, podemos encontrar fácilmente un “respaldo institucional” para su inclusión en la función de reacción, por ejemplo, al figurar explícitamente en el objetivo principal que ha sido encomendado al BCE: la estabilidad de precios. Por el contrario, resulta menos frecuente encontrar ese respaldo para las variables fiscales, pero, de hecho, lo hay. Así, por ejemplo en BCE (2001:53) al explicar el alcance de lo que entonces se denominaba ‘pilar económico’, y que hoy en día equivale al ‘análisis económico’ en la estrategia de política monetaria, entre otras muchas referencias a la política fiscal se dice: “el BCE analiza periódicamente la evolución general de la producción, la demanda y la situación del mercado de trabajo, con una amplia gama de indicadores de precios y costes, y la política fiscal, así como la balanza de pagos de la zona del Euro”. En esa misma fuente también se señala el riesgo inflacionista que suponen los “desequilibrios fiscales, con abultados déficit presupuestarios y volúmenes crecientes de deuda pública” (página 17). Por último, en BCE (2004) también se pueden encontrar afirmaciones en el mismo sentido: “Las políticas fiscales tienen un significativo impacto sobre el crecimiento económico y la inflación. Por eso es importante para las autoridades monetarias seguir de forma cercana y atenta los desarrollos de la política fiscal” (página 21).

Por otra parte, es conocida la intensa relación bidireccional que mantienen entre sí la política monetaria y la política fiscal. En nuestro contexto esta relación está condicionada por el status de independencia del que dispone el BCE al adoptar sus decisiones sobre el tipo de interés, y por la preponderancia asignada al objetivo de estabilidad macroeconómica. Este condicionamiento,

en el caso de la UME, queda patente en el Tratado de la Unión Europea, en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento,⁴ y también en otras disposiciones aclaratorias acerca del Código de Conducta sobre el contenido y formato de los programas de estabilidad y convergencia que deben presentar periódicamente los países miembros. Los razonamientos en que se basan las restricciones impuestas sobre las políticas fiscales nacionales nos permiten justificar la trascendencia que las decisiones de política fiscal tienen para el BCE, al definir éste la política monetaria común. Tales razonamientos pasan fundamentalmente por evitar las presiones inflacionistas que se podrían generar ante un uso desequilibradamente expansivo de la política fiscal y, a partir de aquí, impedir a su vez los efectos de repercusión negativos que, en el caso de una subida en los tipos de interés, tendrían que soportar los países que hubieran mantenido equilibradas sus finanzas. Junto con las mayores presiones que podrían surgir para que el BCE acomode las tensiones inflacionarias y así reducir el valor real de la deuda pública. Adicionalmente se pretende evitar una crisis fiscal que podría afectar a toda la UME, pues el hecho de que, individualmente, un país miembro ya no esté expuesto al riesgo de tipo de cambio asociado a la deuda pública nacional, no excluye que se pudiera producir una suspensión de pagos que pondría en crisis al conjunto de mercados financieros de la Unión.

En un ámbito más teórico podemos encontrar también numerosas referencias a la interrelación entre la política monetaria y la política fiscal. Haremos referencia en primer lugar al trabajo seminal de Sargent y Wallace (1981), en el que se demuestra cómo la conducción efectiva de la política monetaria puede verse interferida por una política fiscal imprudente. En Taylor (1995) se discute ampliamente acerca de las implicaciones de una mayor disciplina fiscal sobre la política monetaria. Según este autor, las vías a través de las cuales un cambio en la política fiscal puede afectar a la capacidad del Banco Central para lograr su objetivo de estabilidad de precios son tres: en primer lugar, el financiamiento inflacionario del gasto público, en segundo lugar, el impacto de la deuda pública en la efectividad de la política

⁴ En Galí y Perotti (2003) se pueden encontrar más detalles y referencias.

monetaria, que puede llevar al hecho de que se reduzcan o reviertan los efectos negativos en la demanda de unos altos tipos como consecuencia del aumento de los ingresos de los poseedores de deuda, y, por último, los problemas de inconsistencia temporal y repudio de la deuda pública. También en Woodford (1998), Sargent (1999) y Buitier (2004) se pone de manifiesto la dependencia de la política monetaria respecto de la fiscal. En otros casos el planteamiento de la interrelación tiene una naturaleza más estratégica, como es el caso de los trabajos de Dixit y Lambertini (2001 y 2003), en los que se analizan los desequilibrios que se generan en términos de inflación y *output* ante un conflicto de objetivos entre las autoridades monetaria y fiscal, y concluyen que si el Banco Central se compromete al seguimiento de una regla monetaria, el comportamiento estratégico discrecional de la autoridad fiscal actúa como una restricción sobre dicha regla. Y además, la simbiosis requerida entre las descoordinadas políticas fiscales de los países miembros y la política monetaria única, para poder alcanzar los mejores resultados, aparte de necesitar un acuerdo sobre los objetivos, implica una interacción entre ambas.⁵ Concretamente, afirman que se puede desplegar una restricción monetaria anticipándose, o respondiendo, a los intentos de expansión fiscal de los países, de tal manera que se neutralicen sus consecuencias inflacionistas. También en Beetsma *et al.* (2001) al modelizar las consecuencias de la coordinación fiscal en el seno de la UME, se elabora la argumentación teniendo en cuenta la reacción potencialmente adversa por parte del BCE, a resultas del *free-riding* o del conflicto de orientación entre las políticas monetaria y fiscal.

Por todo lo expuesto, concluimos que está suficientemente justificada la inclusión del saldo presupuestario como indicador de la política fiscal en la función de reacción de política monetaria del BCE que estimaremos más adelante.

⁵ En el trabajo citado de Dixit y Lambertini (2003) puede verse también una revisión de la literatura acerca de dicha interacción.

MODELO

En García-Iglesias (2007) y en García-Iglesias y Pateiro (2009) se realiza un análisis detallado de la política monetaria seguida por el BCE en la determinación del tipo de interés a corto plazo en la zona del Euro, tanto en lo que se refiere a la configuración de su estrategia y el papel que juegan sus distintos componentes, como en la estimación de la función de reacción de política monetaria y el análisis de sus características. Ahora bien, en dichos trabajos no se tenía en cuenta el saldo presupuestario en la función de reacción, por lo que esta investigación puede ser considerada como una extensión de aquellos. Otro enfoque diferente puede verse en Galindo y Guerrero (2003).

El modelo teórico base que adoptamos tiene naturaleza intertemporal, y se inscribe en la corriente de reglas de tipo de interés. Más concretamente, se corresponde con la aportación de Clarida, Galí y Gertler (CGG) (1998). La especificación de CGG se apoya claramente en la sencilla regla de Taylor (1993), pero incorporando un carácter más abierto y *forward-looking*:

$$i_t^* = \bar{i} + a \left[E_t (\pi_{t+k} | \Omega_t) - \pi^* \right] + b \left[E_t (y_{t+j} | \Omega_t) - y^* \right] + c E_t [z_{t+g} | \Omega_t] \quad [1]$$

donde i^* es el tipo de interés nominal a corto plazo determinado por el Banco Central, el tipo de interés nominal de equilibrio equivale a $\bar{i} = \bar{r} + \pi^*$, siendo \bar{r} el tipo de interés real de equilibrio y π^* el objetivo de inflación; y_t es un indicador de la actividad económica real, habitualmente la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) real, e y_t^* es su tendencia, E_t es el operador de expectativas y Ω_t es un vector que incluye la información disponible por el Banco Central en el período t ; mientras que \mathbf{z}_t es un vector que contiene otras variables hipotéticamente explicativas de la política monetaria aplicada, que en nuestro caso está integrado por el saldo presupuestario. Asumimos un planteamiento más amplio y flexible que el de CGG: nuestro modelo puede adoptar un carácter *forward-looking* o *backward-looking*, pues en nuestra especificación abrimos la posibilidad de que k, j, g tengan valores positivos o negativos, respectivamente.

Dando por hecho que el Banco Central al decidir sobre los tipos de interés se comporta racionalmente en la persecución de los objetivos encomendados, formalmente, este planteamiento equivale a la minimización de una función de pérdidas:

$$L(\pi_t, y_t) = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda (y_t - y^*)^2 \right] \quad [2]$$

es decir, con carácter intertemporal, el Banco Central minimiza:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_{\tau}, y_{\tau}) \quad [3]$$

donde δ es la tasa de descuento.

Aunque el saldo presupuestario no forme parte de la función de pérdidas, pues no es objetivo del Banco Central su estabilización, sí estará presente en la función de reacción de política monetaria, pues, como se demuestra en Svensson (1997), para el caso de objetivo de inflación estricto, la variable exógena z , que es interpretada en nuestro caso por el saldo presupuestario, sí forma parte de la función de reacción implícita de política monetaria resultante del comportamiento optimizador intertemporal, pues el Banco Central debe tenerla en cuenta si quiere minimizar las desviaciones respecto a los valores objetivo. En el citado trabajo se modeliza la economía como exponemos a continuación:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) + \beta_3 z_t + \eta_{t+1}$$

$$z_{t+1} = \gamma z_t + \theta_{t+1}$$

siendo ε , η , y θ choques i.i.d. desconocidos en periodo t , y donde nuestra variable fiscal ocupa el papel de z . Como hemos dicho, en el citado artículo se demuestra que la función de reacción óptima en el caso de objetivo de inflación estricto es:

$$i_t^* = \frac{1}{\alpha_1 \beta_2} \left[(1 + \alpha_1 \beta_2) \pi_t - \pi^* \right] + \frac{1 + \beta_1}{\beta_2} y_t + \frac{\alpha_1 \beta_3 + \alpha_2 (1 + \gamma)}{\alpha_1 \beta_2} z_t$$

es decir, que la variable fiscal deberá formar parte de la función de reacción de un Banco Central cuyo comportamiento sea óptimo.

En definitiva, si suponemos que la tasa de crecimiento tendencial es constante, la función de reacción a estimar es la siguiente:

$$i_t = (\bar{i} - a\pi^* - by^*) + a\pi_{t+k} + by_{t+j} + cz_{t+g} + \varepsilon_t \quad [4]$$

En la que el papel de la variable z lo desempeña el saldo presupuestario, y podrá admitir g períodos de adelanto o de rezago.

A su vez, este modelo podría ser ampliado incorporando la hipótesis de suavización (*smoothing*) en las modificaciones en el tipo de interés por parte del Banco Central, con lo que tendríamos:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad [5]$$

donde v_t es una perturbación aleatoria, y ρ nos indica el grado de suavización.

En definitiva, la función de reacción de política monetaria, si se tiene en cuenta el ajuste parcial del tipo de interés será:

$$i_t = ((1 - \rho)(\bar{i} - a\pi^* - y^*)) + (1 - \rho)a\pi_{t+k} + (1 - \rho)by_{t+j} + (1 - \rho)cz_{t+g} + \rho i_{t-1} + \sigma_t \quad [6]$$

Nuestro análisis se centra, en principio, en los efectos del saldo presupuestario sobre el tipo de interés a corto plazo. A partir de aquí estos efectos impactarán en los plazos más largos; en este trabajo, dejamos este último horizonte temporal fuera del ámbito de estudio.

LAS VARIABLES

En nuestro análisis adoptamos una frecuencia trimestral. Esta frecuencia es consistente con las decisiones del BCE que, en promedio, ha modificado

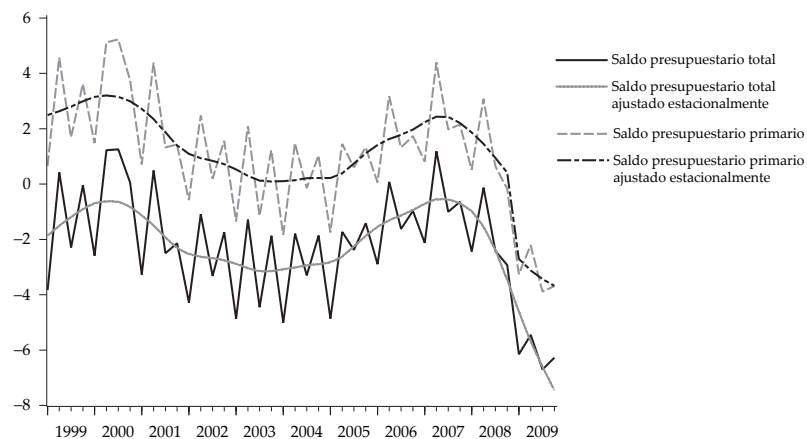
el tipo de interés en periodos que oscilan entre los tres y los cuatro meses, aproximadamente.

Para la variable tipo de interés utilizamos el tipo de interés oficial, o básico, de las Operaciones Principales de Financiación, conjuntamente con el *Euro Overnight Index Average* (Eonia) para el periodo 1999:1 a 2007:4, es decir, hasta el comienzo de la crisis financiera. En el segundo caso, el del Eonia, se trata de un tipo de interés de mercado que refleja directamente el efecto de las decisiones del Consejo de Gobierno del BCE. En cuanto a la tasa de inflación, tendremos en cuenta las series correspondientes a la tasa de inflación global de la UME según el Índice Armonizado de Precios de Consumo, y la tasa de inflación subyacente, es decir, excluyendo los precios de la energía, alimentos, alcohol y tabaco, obtenidas ambas en Eurostat. En todos estos casos tenemos en cuenta el último dato trimestral. Para la actividad económica, utilizaremos la tasa de variación del PIB real, obtenida directamente con frecuencia trimestral. Esta serie, procedente de Eurostat, está ajustada estacionalmente y por días laborables, y expresada en tasas de variación porcentual respecto al mismo periodo del año anterior.

El comportamiento del saldo presupuestario agregado de los países que integran la euro zona, como porcentaje del PIB, constituye la clave de nuestra investigación, pues se trata de contrastar si el BCE ha tenido en cuenta esta variable al decidir sobre el tipo de interés a corto plazo. Si de manera independiente tuviéramos en cuenta el dato del saldo presupuestario a nivel de cada país, es posible que los resultados que obtuviéramos fueran matizadamente diferentes. Se observa una alta estacionalidad, probablemente relacionada con la recaudación de impuestos, por lo que ajustamos estacionalmente con el programa Tramo-Seats, como puede verse en la gráfica 1. En la gráfica 2 aparecen representadas las demás series.

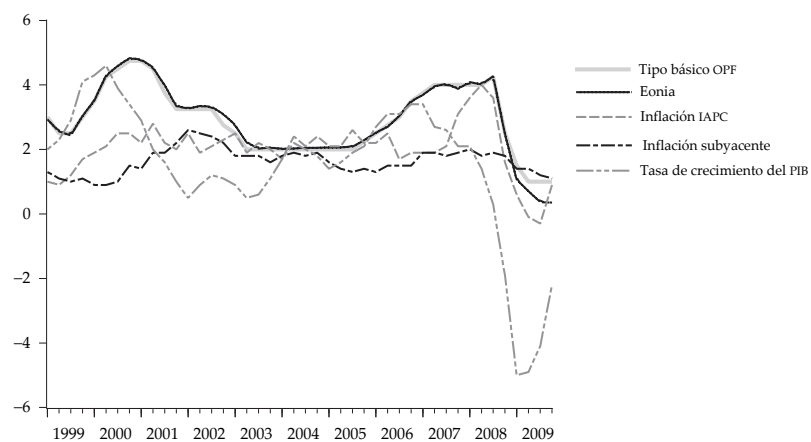
Por otra parte, en circunstancias normales el BCE podría tener en cuenta los efectos estabilizadores del comportamiento del saldo presupuestario, y confiar en que dichos efectos perjudiquen con intensidad suficiente a la inflación. En este caso el BCE no reaccionaría respecto a dicha variable, y ésta no resultaría significativa en las estimaciones. Por lo anterior, con este trabajo vamos a poder analizar también hasta qué punto en las decisiones

GRÁFICA 1
Saldo presupuestario en la zona Euro



Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Eurostat.

GRÁFICA 2
Variables de la zona Euro



Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Eurostat y BCE.

del BCE subyace algo de confianza en el potencial estabilizador del saldo presupuestario sobre la inflación.⁶

Si comparamos el saldo presupuestario observado con las estimaciones del saldo presupuestario ajustado cíclicamente que publica la Comisión Europea,⁷ se llega a la conclusión de que la mayor parte del saldo presupuestario observado en la UME es de naturaleza estructural, pues el componente cíclico representa por término medio un 15% del total observado, y la relación que ambas series mantienen entre sí nos muestra claramente que, dada la vinculación del componente cíclico con la producción real, a medida que se consolidan las fases expansivas, el saldo observado tiende a ser mayor que el saldo ajustado cíclicamente y viceversa en las fases contractivas.

RESULTADOS

Al llevar a cabo las estimaciones de los parámetros, como adoptamos un análisis intertemporal, nos debemos centrar en el método de los momentos generalizado, en el que subyace un enfoque de comportamiento racional y optimizador, con carácter intertemporal, respecto a algún(os) objetivo(s), como es el caso del comportamiento que suponemos que lleva a cabo el BCE, al ir éste determinando el tipo de interés período tras período con miras preferentemente a los objetivos de estabilidad de precios, en particular, y de estabilidad económica en general. Como variables instrumentales utilizaremos una constante y las propias variables que intervienen en la función de reacción rezagadas desde -1 a -3 trimestres, es decir, el comportamiento conocido a lo largo del año precedente de las variables que intervienen en el ajuste. Para contrastar la validez de los instrumentos utilizados tendremos en cuenta el p -valor del estadístico J con la prueba de Sargan (1988).⁸

⁶ En Catão y Terrones (2005) puede verse una panorámica reciente acerca de la relación dinámica entre el saldo presupuestario y la inflación.

⁷ Véase Comisión Europea (2009a y 2009b).

⁸ Una cuestión importante relacionada con la aplicación del método de los momentos generalizado consiste en la estacionariedad de las series en su nivel, es decir, si son $I(0)$. El problema que han señalado varios autores como Clarida, Galí y Gertler (1998), o Aron y Muellbauer (2002), entre otros,

En cuanto a la dinámica intertemporal de la relación entre el tipo de interés y las variables explicativas, es decir, los valores de k, j y g , tendremos en cuenta los resultados obtenidos en otros trabajos⁹ y adoptaremos un valor para k de +4 trimestres, y de -1 para j , es decir, supondremos que el BCE al determinar el tipo de interés a corto plazo tiene en cuenta la inflación adelantada cuatro trimestres y el crecimiento del PIB retardado un trimestre, lo que equivale a decir que se comporta *forward-looking* respecto a la inflación subyacente, y *backward-looking* respecto al crecimiento de la producción.¹⁰ Este planteamiento intertemporal es coherente con la idea supuesta generalmente sobre el retardo con el que influye la política monetaria en la inflación, y la estrategia explicitada por el BCE en la que la estabilización del producto juega un papel secundario.

En los siguientes cuadros presentamos los resultados obtenidos al estimar la función de reacción de política monetaria del BCE [4], en el caso de no incluir término de ajuste parcial, y [6] en caso de incluirlo. En todos los casos incluimos como variables explicativas en la función de reacción de política monetaria la tasa de inflación subyacente adelantada cuatro trimestres, la tasa de crecimiento del PIB retardada un trimestre, y alguna variable indicadora del saldo presupuestario, bien sea el saldo total o bien sea el saldo primario. En todos los casos realizamos alternativamente las estimaciones, usando como variable dependiente el tipo básico y el Eonia. Presentamos los resultados tanto para el caso de $g = 0$, como para $g = -1$.

es que para muestras cortas, como se trata de nuestro caso, las pruebas de estacionariedad, como las habituales de Dickey-Fuller, y de Phillips y Perron, en las que la hipótesis nula es que la serie analizada es $I(1)$, tienen escasa capacidad en contra de la hipótesis alternativa de estacionariedad. Además, encontramos en Rogoff (2003), por ejemplo, argumentos a favor de la estacionariedad de las series utilizadas, pues, según este autor, las tasas de inflación en los países del G7, por ejemplo, son estacionarias si se tienen en cuenta los datos desde 1982 en adelante, conclusión que se justifica, según él, por el comportamiento muy estable que tiende a manifestar la inflación, y que podríamos ampliar al tipo de interés y al resto de variables que utilizamos en este trabajo. Por todo ello, suponemos que se cumplen las condiciones requeridas para llevar a cabo las estimaciones a través del método de los momentos generalizado.

⁹ García-Iglesias (2007) y García-Iglesias y Pateiro (2009).

¹⁰ El que se trate de un solo periodo de rezago, más que como actitud *backward-looking*, también se podría interpretar como que el BCE tiene en cuenta el último dato conocido.

Dado que en todos los casos el número de instrumentos es superior al de parámetros a estimar, a través de la prueba J contrastamos la hipótesis nula de validez de los instrumentos utilizados en los ajustes, concluyendo que no debemos rechazarla. Los p -valores que figuran en los cuadros, por tanto, muestran que no parece que se violen las condiciones de ortogonalidad en ninguna de las estimaciones efectuadas.

CUADRO 1**Saldo presupuestario total ajustado estacionalmente**

	S.E.	R^2 ajustada	Estadístico J	p -valor J	$a^{(a)}$	$b^{(a)}$	$c^{(a)}$	g
1 Tipo básico	0.43	0.79	0.15	0.84	1.5 (12)	0.19 (2.6)	0.47 (5.4)	0
2	0.38	0.84	0.15	0.83	1.22 (10)	0.21 (4.6)	0.5 (8.3)	-1
3 Eonia	0.46	0.75	0.15	0.85	1.64 (19)	0.29 (3.7)	0.35 (4)	0
4	0.42	0.79	0.15	0.84	1.45 (16)	0.3 (4.7)	0.36 (4.7)	-1

Nota: (a) Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student de los coeficientes a , b y c .

CUADRO 2**Saldo presupuestario primario ajustado estacionalmente**

	S.E.	R^2 ajustada	Estadístico J	p -valor J	$a^{(a)}$	$b^{(a)}$	$c^{(a)}$	g
5 Tipo básico	0.42	0.8	0.18	0.74	1.47 (23)	0.4 (8)	0.18 (3.4)	0
6	0.41	0.81	0.18	0.74	1.38 (18)	0.41 (12)	0.19 (4.3)	-1
7 Eonia	0.49	0.73	0.18	0.74	1.58 (47)	0.51 (8.6)	0.1 (1.8)	0
8	0.39	0.83	0.17	0.79	0.6 (2.5)	0.22 (2.5)	0.61 (4.8)	-1

Nota: (a) Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student de los coeficientes a , b y c .

En el caso de los cuadros 1 y 2 se puede apreciar que los resultados de las estimaciones son aceptables, tanto en lo que se refiere al coeficiente de determinación, como a la significancia de los coeficientes. El valor y el signo de los coeficientes a y b son los que normalmente cabría esperar, únicamente en el caso del ajuste 8, en el cuadro 2, encontramos un valor anormalmente

bajo para el coeficiente de reacción respecto a la inflación, que en ese caso no cumpliría el conocido principio de Taylor.¹¹

En cuanto al coeficiente c , objeto de estudio de este trabajo, encontramos que en todos los casos es significativo, y su valor es siempre positivo. Dicho signo positivo nos permite deducir el por qué de su significancia, que a nuestro juicio básicamente descansa en el alto componente cíclico que incorpora. Es decir, el hecho de que el valor del saldo presupuestario aumente en las fases de auge del ciclo, que serán las mismas en las que crezcan las expectativas inflacionistas, da lugar a que el BCE reaccione ante dicha variable elevando el tipo de interés. Lo contrario ocurrirá en las fases recesivas del ciclo, en las que una reducción del saldo presupuestario irá acompañada de una reducción del tipo de interés. Además, hemos de señalar que, a lo largo del periodo analizado, los valores del saldo presupuestario se han mantenido dentro de lo que podríamos llamar zona de estabilidad, sin manifestar importantes desequilibrios.

La interpretación, evidentemente, hubiera sido muy diferente en el caso de que el signo de c hubiera sido negativo. En este caso se podría deducir que la variable saldo presupuestario afecta inversamente a las expectativas inflacionistas. Es decir, que una política fiscal más laxa (un menor valor del saldo presupuestario) sería correspondida con una elevación del tipo de interés por parte del BCE. Y viceversa.

Como puede verse en los cuadros 1 y 2, los resultados son prácticamente coincidentes tanto si tenemos en cuenta el saldo presupuestario total o el saldo primario.

Por otra parte, el valor del coeficiente de reacción c es relativamente reducido, lo cual nos da una idea del escaso peso que tiene esta variable en las decisiones del BCE, si bien se observa que es sensiblemente menor en el caso del saldo presupuestario primario.

Para tratar de contrastar la robustez de estos resultados hemos estimado también la función de reacción incluyendo un término de ajuste parcial,

¹¹ El tipo de interés nominal debe aumentar más que la inflación con el objeto de que aumente el tipo de interés real, que es el tipo que afecta a la demanda de inversión.

según la ecuación [6]. Estas estimaciones se presentan en los cuadros 3 y 4. La significancia del coeficiente de ajuste parcial ρ , y el incremento que experimenta el coeficiente de determinación ajustado confirman el hecho de que el BCE ejecuta su política monetaria de manera suavizada. Por otra parte, hay problemas de significación de algunos coeficientes en algunos ajustes (10, 13, 14, y 15). No obstante, en lo que al objetivo de este trabajo se refiere, podemos afirmar que se mantienen las conclusiones expuestas en relación con los cuadros 1 y 2: de nuevo el coeficiente c es significativo y tiene signo positivo.

CUADRO 3***Saldo presupuestario total ajustado estacionalmente y ajuste parcial***

	S.E.	R^2 ajustado	Estadístico J	p -valor J	$a^{(a)}$	$b^{(a)}$	$c^{(a)}$	$\rho^{(a)}$	g
9 Tipo	0.2	0.95	0.13	0.83	0.67 (2.2)	0.52 (11)	0.57 (8.6)	0.66 (14)	0
10 básico	0.22	0.95	0.14	0.81	0.39 (1.5)	0.46 (8.2)	0.61 (12)	0.59 (14)	-1
11 Eonia	0.22	0.94	0.12	0.87	0.85 (1.84)	0.57 (8.6)	0.39 (6.3)	0.63 (8.9)	0
12	0.24	0.93	0.11	0.9	0.73 (1.7)	0.45 (7.1)	1.15 (7.4)	0.54 (6.4)	-1

Nota: (a) Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student de los coeficientes a , b , c y ρ .

CUADRO 4***Saldo presupuestario primario ajustado estacionalmente y ajuste parcial***

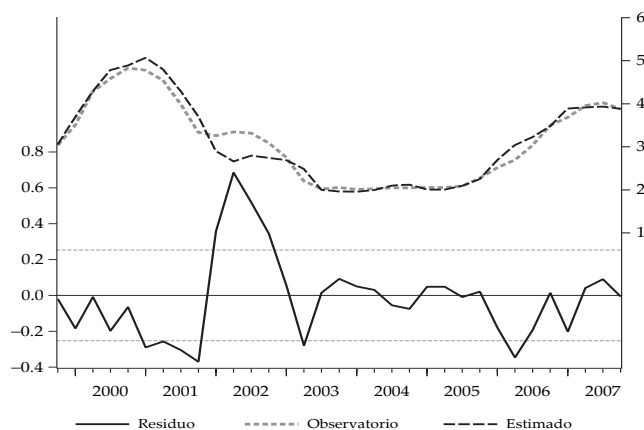
	S.E.	R^2 ajustado	Estadístico J	p -valor J	$a^{(a)}$	$b^{(a)}$	$c^{(a)}$	$\rho^{(a)}$	g
13 Tipo	0.19	0.96	0.14	0.79	0.06 (0.17)	0.36 (3.3)	0.8 (7.4)	0.76 (31)	0
14 básico	0.22	0.94	0.16	0.74	0.25 (0.9)	0.08 (1.05)	0.82 (8)	0.7 (17)	-1
15 Eonia	0.19	0.96	0.14	0.81	0.36 (1.36)	0.51 (6.2)	0.51 (7.2)	0.65 (18)	0
16	0.25	0.93	0.19	0.61	1.14 (2.9)	0.59 (7.9)	0.33 (4.8)	0.5 (9.4)	-1

Nota: (a) Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student de los coeficientes a , b , c y ρ .

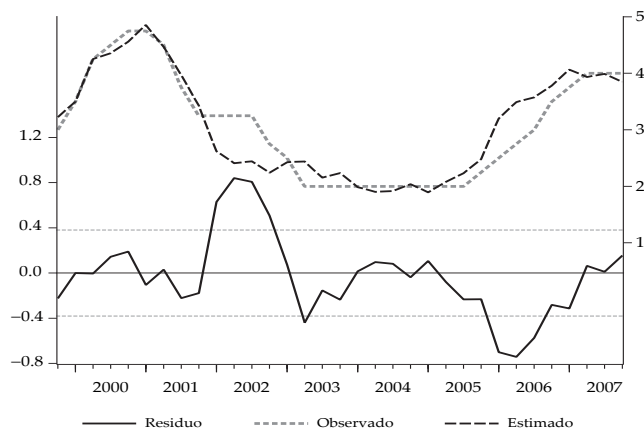
Hemos reestimado todos los ajustes anteriores teniendo en cuenta la serie de inflación subyacente ajustada estacionalmente con el programa *TramoSeats*, y los resultados obtenidos son equivalentes a los anteriores. Por el

contrario, la tasa de inflación global, obtenida a partir del Índice Armonizado de Precios de Consumo (IAPC), no ha resultado significativa. También hemos elaborado series de saldo presupuestario, total y primario, ajustadas cíclicamente con el filtro de Hodrick y Prescott, y los resultados de las estimaciones tienden a ser coincidentes con los expuestos, pero con menor coeficiente de determinación. Como muestra representativa exponemos las gráficas de los ajustes 2 y 16.

GRÁFICA 3
Ajuste 2



GRÁFICA 4
Ajuste 16



Finalmente, respecto a la cuestión que nos planteábamos en el apartado cuatro, los resultados parecen indicar que este Banco Central no confía suficientemente en los efectos estabilizadores de la política fiscal sobre la inflación, pues reacciona modificando el tipo de interés en el mismo sentido del comportamiento del saldo presupuestario.

CONCLUSIONES

Hemos tratado de poner de relieve la racionalidad de la vinculación entre las decisiones de política monetaria y la política fiscal, en el contexto de la UME, a través de las implicaciones que el saldo presupuestario puede tener sobre el tipo de interés a corto plazo. Esta vinculación la modelizamos en forma de función de reacción de política monetaria de naturaleza intertemporal, con una base racional y optimizadora en el comportamiento del BCE, y para el periodo 1999:1 a 2007:4 hemos encontrado evidencia empírica que nos muestra que la variable saldo presupuestario juega un papel significativo en la función de reacción de política monetaria del BCE.

La interpretación inmediata consiste en que el BCE, al determinar el tipo de interés a corto plazo, tiene en cuenta el comportamiento del saldo presupuestario del conjunto de los países que integran la UME. Este resultado se mantiene tanto si utilizamos la serie de saldo total como la de saldo primario, ajustadas estacionalmente; y tanto si tomamos en consideración el tipo básico de las Operaciones Principales de Financiación, como si lo hacemos con el Eonia. Sin embargo, el coeficiente c de reacción respecto a la variable indicadora de la política fiscal, el saldo presupuestario, tiene signo positivo. Es decir, que una disminución en la razón del saldo presupuestario con el PIB (aumento del déficit), implicaría la decisión del BCE de reducir el tipo de interés a corto plazo. Esto se interpreta como que el BCE ha considerado que los efectos contracíclicos del saldo presupuestario son insuficientes en cuanto a su capacidad de atenuar las presiones inflacionistas que se generan en las fases expansivas del ciclo económico, y viceversa en las fases recesivas.

En cuanto a los otros dos coeficientes de reacción, respecto a la tasa de inflación y a la tasa de crecimiento del PIB real, a y b , respectivamente, hemos

de decir que son significativos, tienen el signo positivo que lógicamente cabría esperar, y su valor es razonable dentro de los términos habituales de las reglas de política monetaria. El coeficiente de reacción respecto a la tasa de inflación subyacente adelantada cuatro trimestres es superior a la unidad, con lo que cumple el principio de Taylor. En tanto que el coeficiente de reacción respecto al crecimiento del PIB real se sitúa ligeramente por debajo del valor propuesto por ese autor, y, como en otros trabajos, tiene carácter *backward-looking*, lo cual es indicativo de la actitud del BCE respecto a la estabilización de la actividad económica: le otorga menos relevancia que a la estabilización de la inflación, y sólo reacciona cuando la tendencia de la producción se consolida.

REFERENCIAS

- Aron, J. y J. Muellbauer, “Estimating monetary policy rules for South Africa”, en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary policy: rules and transmission mechanisms*, Santiago, Banco Central de Chile, 2002, pp. 427-475.
- Banco Central Europeo (BCE), *La política monetaria del BCE*, España, BCE, 2001. Disponible en: <www.bde.es>.
- , *The monetary policy of the ECB*, Alemania, BCE, 2004. Disponible en: <<http://www.ecb.int/pub/pdf/other/monetarypolicy2004en.pdf>>.
- Barro, R., “The Ricardian approach to budget deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, 1989, pp. 37-54.
- Becker, T. y A. Paalzow, “Real effects of budget deficits: theory and evidence”, *Swedish Economic Policy Review*, vol. 2, 1996, pp. 343-383.
- Beetsma, R.; X. Debrun y F. Klaasen, “Is fiscal policy coordination in EMU desirable?”, International Monetary Found (IMF), IMF Working Paper WP/01/178, 2001.
- Buiter, W., “Two naked emperors? Concerns about the stability & growth path and second thoughts about central bank independence”, *Fiscal Studies*, vol. 25 (3), 2004, pp. 249-277.
- Catao, L. y M. Terrones, “Fiscal deficits and inflation”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 52, 2005, pp. 529-554.
- Clarida, R.; J. Galí y M. Gertler, “Monetary policy rules in practice. Some international evidence”, *European Economic Review*, núm. 42, 1998, pp. 1033-1067.

- Comisión Europea, *Public finances in EMU 2009*, 2009a. Disponible en: <http://ec.europa.eu/economy_finance/>.
- , *Cyclical adjustment of budget balances*, 2009b. Disponible en: <http://ec.europa.eu/economy_finance/>.
- Dixit, A. y L. Lambertini, “Monetary-fiscal policy interactions and commitment versus discretion in a monetary union”, *European Economic Review*, núm. 45, 2001, pp. 977-987.
- , “Symbiosis of monetary and fiscal policies in a monetary union”, *Journal of International Economics*, vol. 60, núm. 2, 2003, pp. 235-247.
- Elmendorf, D.W. y N.G. Mankiw, “Government debt”, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series no. 6470, 1998.
- Ferreira de Mendonça, H. y G. Caldas, “Recovering effectiveness of monetary policy under a deflationary environment”, *Investigación Económica*, julio-septiembre, vol. LXVII, núm. 265, 2008, pp. 121-144.
- Gale, W.G. y P.R. Orszag, “Economic effects of sustained fiscal deficits”, *National Tax Journal*, núm. 56, 2003, pp. 463-485.
- Galí, J. y R. Perotti, “Fiscal policy and monetary integration in Europe”, *Economic Policy*, vol. 18 (37), pp. 533-572.
- Galindo, L.M. y C. Guerrero, “La regla de Taylor para México: un análisis econométrico”, *Investigación Económica*, octubre-diciembre, vol. LXII, núm. 246, 2003, pp. 149-167.
- García, A. y J. Ramajo, “Fiscal policy and private consumption behaviour: The Spanish case”, *Empirical Economics*, núm. 30, 2005, pp. 115-135.
- García-Iglesias, J.M., “How the European Central Bank decided its early monetary policy?”, *Applied Economics*, vol. 39 (7), 2007, pp. 927-936.
- García-Iglesias, J.M. y C. Pateiro, “Un análisis de la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo: 1999-2005”, *El Trimestre Económico*, núm. 301, 2009, pp. 181-214.
- Gerdesmeier, D. y B. Roffia, “Empirical estimates of reaction functions for the euro area”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, vol. 140 (I), 2004, pp. 37-66.
- McCallum, B.T., “Recent developments in the analysis of monetary policy rules”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, noviembre/diciembre, 1999.
- Raymond, J.L. e I. Mauleón, “Ahorro y tipos de interés en los países de la UE”, *Papeles de Economía Española*, vol. 70, 1997.

- Rogoff, K., "Globalization and global disinflation", documento presentado en la Conferencia "Monetary policy and uncertainty: adapting to a changing economy", Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.
- Sargan, D., *Lectures on advanced econometric theory*, M. Desai (ed.), Basil Blackwell, Oxford, 1988.
- Sargent, T., "A primer on monetary and fiscal policy", *Journal of Banking & Finance*, núm. 23, 1999, pp. 1463-1482.
- Sargent, T. y N. Wallace, "Some unpleasant monetarist arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, otoño, 1981, pp. 1-17.
- Seater, J., "Ricardian equivalence", *Journal of Economic Literature*, vol. 31, 1993, pp. 142-190.
- Svensson, L.E.O., "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, núm. 41, 1997, pp. 1111-1146.
- Taylor, J.B., "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, núm. 39, 1993, pp. 195-214.
- , "Monetary policy implications of greater fiscal discipline", en *Budget Deficits and Debt: Issues and Options*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1995, pp. 151-170.
- Woodford, M., "Price level determinacy without control of a monetary aggregate", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 43, núm. C, 1995, pp. 1-46.
- , "Control of the public debt: A requirement for price stability?", en G. Calvo y M. King (eds.), *The debt burden and its consequences for the monetary policy*, Nueva York, St Martin's Press, 1998, pp. 117-154.