

Raíces unitarias, efecto Fisher y reglas de política monetaria

José Miguel Navarro–Azorín
Departamento de Economía
Universidad Politécnica de Cartagena

(versión preliminar: 25 de febrero de 2005)

Resumen

Se estima una regla de Taylor para el Banco Central Europeo utilizando una representación equivalente en forma de modelo de corrección de error. Esta estrategia de estimación es consistente con las propiedades de no estacionariedad de la inflación y del tipo de interés nominal y con la existencia de una relación de cointegración entre ambas dada por la hipótesis de Fisher. Los posibles cambios de régimen en los parámetros de la regla de Taylor se introducen mediante una especificación de tipo *Markov Switching* y la regla de política monetaria estimada corresponde a un modelo con corrección de error donde el equilibrio de largo plazo y la velocidad de ajuste hacia el mismo están sujetos a cambios de régimen.

Palabras clave: raíz unitaria, cointegración, reglas de política monetaria, hipótesis de Fisher

1. Introducción

Desde la aparición del trabajo seminal de Taylor (1993), que introducía la conocida “*regla de Taylor*” que relaciona el nivel del tipo de interés representativo de la política monetaria con las desviaciones de la tasa de inflación y del producto respecto de sus niveles objetivo, se han sucedido numerosas extensiones que, tanto en el ámbito teórico como en el aplicado, han contribuido a hacer de las reglas de política monetaria un instrumento estándar de análisis e interpretación de la actividad de los bancos centrales en la actualidad.

La popularidad alcanzada por las reglas de Taylor contrasta sin embargo con la escasa atención que en los trabajos aplicados se presta a las propiedades de no estacionariedad y posible cointegración de la inflación y del tipo de interés nominal y sus implicaciones para la validez de las estimaciones obtenidas. Para evitar los problemas asociados a la regresión de variables no estacionarias en nivel, en este trabajo proponemos estimar la regla de Taylor utilizando una representación de la misma en forma de modelo de corrección de error. Además consideramos la interpretación usual de la hipótesis de Fisher como una relación de equilibrio a largo plazo entre la inflación y el tipo de interés nominal (cuando estas variables son procesos no estacionarios) para identificar el término de corrección de error, que consecuentemente debería medir las desviaciones del tipo de interés real respecto de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Este enfoque es aplicado a la estimación de una regla de Taylor para el Banco Central Europeo (BCE). Una vez comprobado el carácter no estacionario de la inflación y del tipo de interés nominal utilizado para representar la actividad de las autoridades monetarias europeas, contrastamos la existencia de cointegración entre ambas variables en el contexto de la hipótesis de Fisher. En este sentido, las importantes transformaciones estructurales que ha supuesto el proceso de convergencia de las economías nacionales hacia la UEM hace plausible la existencia de cambios en el nivel de equilibrio del tipo de interés real. Dadas las dificultades para identificar el momento preciso en que se habrían producido estos cambios, recurrimos a una especificación de tipo *Markov switching* donde los cambios son inducidos por un proceso de Markov subyacente. El contraste de la hipótesis de Fisher implementado es por tanto un test de raíz unitaria sobre el tipo de interés real bajo el supuesto de que su nivel de equilibrio no es constante y experimenta cambios infrecuentes. Finalmente, interpretamos que la sucesión de periodos de mayor y menor actividad del BCE como un resultado de cambios en la velocidad de ajuste del tipo de interés al equilibrio de largo plazo (o, en otras palabras, cambios en el grado de inercia en la regla de Taylor), y este comportamiento

se incorpora al análisis mediante una especificación *Markov Switching*.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En el segundo apartado se introduce la regla de Taylor y planteamos una representación alternativa de la misma como modelo de corrección de error. En el tercer apartado estimamos una regla de Taylor para el BCE considerando su representación en forma de corrección de error. El cuarto apartado explora la posibilidad de cambios en la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo del tipo de interés representativo de la política monetaria en la eurozona. Por último, el quinto apartado se dedica a resumir los principales resultados y conclusiones.

2. Estimación de reglas de política monetaria: ¿una regresión espuria?

El modelo de referencia es una regla de política monetaria simple de la forma (Taylor, 1993),

$$i_t = r^* + \pi^* + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

donde el tipo de interés representativo de la política monetaria (i_t) se expresa en función de las desviaciones de la tasa de inflación respecto de su nivel objetivo ($\pi_t - \pi^*$), y de la brecha del producto (y_t). La inclusión de un término de error (ϵ_t) permite capturar situaciones en que el tipo de interés representativo de la política monetaria se desvía temporalmente del nivel prescrito por la regla sistemática, aunque se supone que estas desviaciones no están autocorrelacionadas.

En realidad, las autoridades monetarias ajustan el tipo de interés a corto plazo de un modo gradual en respuesta a las condiciones económicas. Una forma de incorporar este comportamiento a la formulación de la regla monetaria es mediante un mecanismo de ajuste parcial de la forma (ver por ejemplo, Judd y Rudebusch, 1998),

$$\Delta i_t = (1 - \rho)(i_t^* - i_{t-1}), \quad 0 \leq \rho \leq 1, \quad (2)$$

donde i_t^* es el nivel objetivo (no observable) determinado por una regla de política monetaria como (1). En (2), ρ mide la velocidad a la que el banco central “cierra” la brecha existente entre el tipo de interés a corto plazo y su nivel objetivo. Combinando (1) y (2) se obtiene la regla de política monetaria con ajuste parcial,

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r^* + \pi^* + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_t) + \epsilon_t. \quad (3)$$

En (3) se incluyen variables, el tipo de interés y la tasa de inflación, que en la práctica suelen caracterizarse como procesos $I(1)$ y una variable, la brecha del producto, que por construcción es $I(0)$. Esto implica que incluso con una especificación sencilla como (3) la estimación de una regla de Taylor debe afrontarse con cautela puesto que las propiedades del estimador por mínimos cuadrados no son las convencionales. De hecho, este estimador sólo es consistente si las variables $I(1)$ están cointegradas y, en ese caso, en general no es aplicable la teoría asintótica estándar (ver Park y Phillips, 1988, 1989). Por el contrario, si las variables no están cointegradas, entonces la estimación de la regla de Taylor (3) constituiría un caso de regresión espuria (Phillips, 1986).

La ecuación (3) puede reescribirse como un modelo con mecanismo de corrección de error condicional para el tipo de interés. Restando i_{t-1} de cada miembro y sumando y restando $(1 - \rho)\beta\pi_{t-1}$ en el miembro de la derecha, se tiene:

$$\Delta i_t = \lambda_0 + \lambda_\pi \Delta \pi_t + \lambda_y y_t - \alpha (i_{t-1} - \beta \pi_{t-1} - r^*) + \epsilon_t, \quad (4)$$

donde: $\lambda_0 = (1 - \rho)(1 - \beta_\pi)\pi^*$, $\lambda_\pi = (1 - \rho)\beta_\pi$, $\lambda_y = (1 - \rho)\beta_y$, $\alpha = (1 - \rho)$, $\beta = \beta_\pi$. En (4) todos los coeficientes se derivan de (3) y las variaciones del tipo de interés se explican por las variaciones de la inflación, por la brecha del producto y por la magnitud del desequilibrio existente entre los niveles del tipo de interés y la inflación, medida por el término $(i_{t-1} - \beta\pi_{t-1} - r^*)$. Con una especificación de la regla de Taylor como (4) desaparecen los problemas asociados a una regresión espuria porque Δi_t , $\Delta \pi_t$ e y_t son procesos $I(0)$ y, como una variable estacionaria (Δi_t) no puede ser explicada por una variable no estacionaria, $\alpha = 0$ si $(i_{t-1} - \beta\pi_{t-1} - r^*) \sim I(1)$ (caso en que i_t y π_t no cointegran). Por otra parte, si $(i_{t-1} - \beta\pi_{t-1} - r^*) \sim I(0)$, el coeficiente α mide la velocidad de ajuste del tipo de interés hacia una nueva posición de equilibrio (Hendry y Juselius, 2000).

En adelante vamos a considerar la estimación de una regla de política monetaria en forma de modelo con corrección de error. En primer lugar examinamos el orden de integración de las variables y la existencia de cointegración. A continuación adoptaremos una estrategia de estimación en dos etapas: en la primera etapa se estima la relación de largo plazo entre las variables $I(1)$ y en la segunda etapa reemplazamos en (4) el término de desequilibrio por la estimación obtenida previamente y estimamos el resto de los coeficientes.

3. Estimación de una regla de política monetaria para el BCE

3.1. Propiedades estadísticas de las series

La muestra de datos utilizada está compuesta por observaciones mensuales del periodo comprendido entre enero de 1999 y septiembre de 2004. De este modo la frecuencia de los datos se aproxima en mayor medida a la periodicidad del proceso de toma de decisiones del BCE;¹ y además sólo utilizamos datos correspondientes a un mismo régimen de política monetaria.²

Como tipo de interés representativo de la actividad del BCE consideramos el promedio mensual del tipo Eonia. La inflación se mide como la variación interanual del índice armonizado de precios al consumo desestacionalizado, esto es, dado el índice de precios P_t , la tasa de inflación se ha calculado según $\pi_t = 100(\log P_t - \log P_{t-12})$. La brecha del producto se ha estimado aplicando el filtro de Hodrick–Prescott a un indicador mensual del producto calculado a partir de las series de PIB trimestral y del índice mensual de producción industrial. El parámetro de suavización del filtro de Hodrick–Prescott se ha seleccionado siguiendo las recomendaciones de Ravn y Uhlig (2002) y Maravall y del Rio (2001). La representación de las series utilizadas se presenta en los gráficos 1–3.

3.1.1. Contrastes de raíz unitaria

Para estudiar las propiedades de integración de las variables, en el cuadro 1 se recogen los estadísticos ADF , Z_t y Z_α para la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad (se han utilizado las versiones modificadas de estos estadísticos propuestas en Ng y Perron, 2001), así como contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad mediante el test de Kiatkowski et al. (1992). Los resultados de estos contrastes sugieren que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación son procesos con una raíz unitaria. Sin embargo los test de raíz unitaria y KPSS conducen a resultados contradictorios para la brecha del producto, aunque la evidencia favorable a la existencia de raíces unitarias en esta variable es poco plausible desde el punto de vista de su interpretación económica (supondría que el producto puede mantenerse alejado de su nivel potencial por tiempo indefinido) y cree-

¹El Consejo de Gobierno del BCE se reúne dos veces al mes y, normalmente, las decisiones sobre cambios en el tipo de referencia de la política monetaria se adoptan en la primera de estas reuniones.

²Los datos se han obtenido del *Boletín Mensual del BCE* (apartado “Estadísticas de la zona del euro”) y de *Eurostat*.

mos más oportuno trabajar con el supuesto de que esta variable no responde a un proceso integrado, aunque exhibe un comportamiento caracterizado por una elevada persistencia.

Estos resultados confirman la necesidad de ser cautelosos a la hora de estimar una regla de política monetaria en su especificación estándar para los niveles de las variables dado que, como señalábamos, la validez de dicha aproximación está condicionada por la existencia de cointegración entre el tipo de interés y la tasa de inflación.

3.1.2. Cointegración y efecto Fisher

Según la ecuación (4), si existe una relación de equilibrio entre el tipo de interés y la tasa de inflación estaría dada por el vector $(1, -\beta_\pi)$ y para que se verifique el conocido *principio de Taylor*, debe cumplirse que $\beta_\pi \geq 1$. En la literatura, el principio de Taylor se presenta como una condición necesaria para que una regla de Taylor tenga propiedades estabilizadoras; exige que ante un incremento de la inflación, el tipo de interés se eleve lo suficiente para que el tipo de interés real no disminuya (puesto que una reducción del tipo de interés real estimularía el gasto agregado y con ello crearía nuevas presiones inflacionistas). Sin embargo, cuando el tipo de interés nominal y la inflación son procesos I(1), la teoría económica (la hipótesis de Fisher) sugiere una relación de largo plazo entre ambas variables dada por el vector $(1, -1)$ que será la que consideremos a continuación.³ Adviértase como bajo esta restricción, el principio de Taylor se cumple en el límite, esto es, que en el largo plazo el tipo de interés nominal varía lo suficiente para que los cambios en la inflación no alejen el tipo de interés real de su nivel de equilibrio.

Según la ecuación de Fisher, el tipo de interés nominal (i_t) es igual a la suma del tipo de interés real *ex-ante* (r_t^e) y la tasa de inflación esperada (π_t^e),

$$i_t \equiv r_t^e + \pi_t^e . \quad (5)$$

La ecuación (5) puede interpretarse como una relación de equilibrio a largo plazo según la cual los cambios en la inflación esperada son reflejados íntegramente en el tipo de interés nominal en el largo plazo, puesto que si aceptamos la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo, los cambios en la inflación no deberían ejercer efecto alguno sobre una variable real, el tipo de interés real *ex-ante* en este caso.

³En este caso, el análisis de las propiedades estabilizadoras de la regla de Taylor quizás debiera reconducirse hacia un estudio de las controlabilidad de una variable no estacionaria, la inflación, utilizando el tipo de interés a corto plazo como instrumento, como en Johansen y Juselius (2001).

Desde el punto de vista de las propiedades estadísticas de las series, la hipótesis de Fisher implica que si las variables i_t y π_t^e son procesos integrados de orden uno, en el largo plazo debería existir una relación de equilibrio uno a uno entre ambas, definida por el tipo de interés real (r_t^e). De este modo, el cumplimiento del efecto Fisher exige que el tipo de interés real sea un proceso estacionario y podemos analizar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher estudiando la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación o, alternativamente, la estacionariedad del tipo de interés real.

El tipo de interés real *ex-ante* no es observable, y por tanto debemos trabajar con una variable observable, el tipo de interés real *ex-post* (r_t) definido como,

$$r_t \equiv i_t - \pi_t . \quad (6)$$

Combinando las ecuaciones (5) y (6) el tipo de interés real *ex-post* puede expresarse como:

$$r_t = r_t^e - (\pi_t - \pi_t^e) = r_t^e - \omega_t , \quad (7)$$

donde ω_t es el error de expectativas de inflación, que bajo el supuesto de expectativas racionales tendrá propiedades de ruido blanco. Consecuentemente, el tipo de interés real *ex-post* únicamente difiere del tipo de interés real *ex-ante* por un término de error de expectativas racionales. Como ω_t es estacionario, si el tipo *ex-ante* es un proceso estacionario, entonces el tipo *ex-post* también lo es; conclusión que nos permite estudiar el cumplimiento del efecto Fisher analizando una variable observable, el tipo de interés real *ex-post*.

Para analizar la estacionariedad del tipo de interés real *ex-post* consideraremos que puede representarse según

$$r_t = r_t^* + \nu_t , \quad (8)$$

donde r_t^* puede interpretarse como el nivel natural del tipo de interés real y ν_t es la brecha entre el tipo de interés real y su nivel natural en cada periodo. Laubach y Williams (2003) definen la tasa natural de interés como el nivel del tipo de interés real a corto plazo consistente con un nivel de producto convergente al nivel compatible con la estabilidad de precios.⁴ No obstante, la tasa natural del tipo de interés no es constante sino que está expuesta a cambios a lo largo del tiempo conforme lo hacen sus determinantes: preferencias, tecnología y otros factores, como la política fiscal, que pueden inducir

⁴Aunque esta interpretación es plausible, no es necesariamente la única como señalan los propios autores del trabajo citado.

cambios persistentes en el mismo.⁵

La tasa natural del tipo de interés real puede estimarse especificando un modelo estructural completo (como hacen, por ejemplo, Laubach y Williams (2003) y Mésonnier y Renne (2004)), si bien aquí hemos optado por una solución más sencilla, basada en Garcia y Perron (1996), donde el término r_t^* es de naturaleza esencialmente constante pero experimenta cambios infrecuentes y persistentes gobernados por un proceso de Markov que recogería factores exógenos determinantes de la tasa natural de interés. En concreto, utilizamos la siguiente especificación, donde $\mathbf{S1}_t$ es un proceso de Markov de primer orden con probabilidades de transición p_{ij} constantes (Hamilton, 1989):

$$r_t = r_{\mathbf{S1}_t}^* + \sigma_{\mathbf{S1}_t} \xi_t, \quad (9)$$

$$p_{ij} = \Pr(\mathbf{S1}_t = i | \mathbf{S1}_{t-1} = j), \quad \sum_i p_{ij} = 1, \quad i, j = 1, 2, \dots, m, \quad (10)$$

$$\xi_t \sim N(0, 1) \quad (11)$$

La especificación (9)–(11) sirve para contrastar el efecto Fisher: si ξ_t es un proceso estacionario, entonces el tipo de interés real *ex-post* (r_t) es también un proceso estacionario en torno a un nivel de equilibrio sujeto a cambios discretos y por tanto se verificaría la hipótesis de Fisher. Alternativamente, podría concluirse que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación están cointegrados según una relación de equilibrio de largo plazo compatible con la hipótesis de Fisher. En consecuencia, analizar la existencia de cointegración entre el tipo de interés nominal y la inflación se reduce a contrastar la estacionariedad del término de error ξ_t en (9).⁶

La estimación por máxima verosimilitud del modelo (9)–(11) aparece en el cuadro 2 (Panel A). El número de estados ($m = 4$) se ha seleccionado utilizando los criterios de información AIC y SC (Psaradakis y Spagnolo, 2003). En el gráfico 4 representamos el tipo de interés real *ex-post* y su nivel de equilibrio estimado ($\hat{r}_{\mathbf{S1}_t}^*$). Para asignar cada observación a un régimen particular aplicamos el siguiente criterio:

$$\widehat{\mathbf{S1}}_t = \arg \max_{i \in \{1, \dots, m\}} \Pr(\mathbf{S1}_t = i | \mathfrak{S}_T), \quad (12)$$

donde $\Pr(\mathbf{S1}_t = i | \mathfrak{S}_T)$ es la probabilidad de que la observación en t corresponda al régimen i , condicionada en toda la información muestral, \mathfrak{S}_T (*pro-*

⁵Ver, por ejemplo, Romer (2001, p. 53).

⁶De hecho, esta es la estrategia que proponen Gabriel et al. (2002) para contrastar la existencia de cointegración cuando el nivel de equilibrio a largo plazo está sujeto a cambios discretos controlados por un proceso de Markov.

babilidad suavizada).⁷ Como puede apreciarse, el nivel de equilibrio del tipo de interés real en la eurozona ha experimentado sucesivas caídas desde mediados de los noventa hasta la actualidad. Este comportamiento puede relacionarse por la mayor disciplina fiscal de los estados miembros durante la primera parte del periodo analizado. Posteriormente es más difícil atribuir las reducciones del tipo real a factores concretos, aunque es posible que las expectativas de desaceleración del crecimiento del producto de los últimos años haya desempeñado un papel no despreciable.

Por último, analizamos el orden de integración del tipo de interés real *ex-post*, para ello es suficiente con estudiar las propiedades del término de error estandarizado ξ_t . En este caso los contrastes de raíz unitaria no se aplican directamente a ξ_t , sino a una estimación del proceso (los residuos estandarizados de un modelo que incluye cambios de régimen estocásticos) y por tanto los valores críticos tabulados no serán válidos. Por este motivo hemos realizado un pequeño experimento de Monte Carlo para obtener los p-valores asociados al contraste,⁸ que se presentan junto al valor de los estadísticos de raíz unitaria en el cuadro 2. Los contrastes rechazan la hipótesis nula de no estacionariedad del tipo de interés real *ex-post* una vez controlados los cambios en la tasa natural, evidencia que refuerza la idea de que el tipo de interés nominal y la inflación están cointegrados tal como predice la hipótesis de Fisher.

3.1.3. Estimación de la regla de Taylor en forma ECM

En la segunda etapa del análisis estimamos la regla de Taylor en forma ECM condicional, introduciendo en la misma la estimación obtenida para el término de corrección de error, consistente con la hipótesis de Fisher:

$$\Delta i_t = \lambda_0 + \lambda_\pi \Delta \pi_t + \lambda_y y_t - \alpha(r_{t-1} - \hat{r}_{S1_{t-1}}^*) + \epsilon_t . \quad (13)$$

Esta especificación es de carácter dinámico y en ella los cambios del tipo

⁷Para calcularla se ha empleado el algoritmo propuesto en Kim (1994).

⁸Para el experimento de Monte Carlo hemos considerado el siguiente proceso generador de datos:

$$\begin{aligned} z_t &= r_{S1_t}^* + \sigma_{S1_t} \eta_t \\ \eta_t &= \eta_{t-1} + \zeta_t, \quad \eta_0 = 0, \quad \zeta_t \sim N(0, 1) \\ p_{ij} &= \Pr(S1_t = i | S1_{t-1} = j), \quad \sum_i p_{ij} = 1, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

utilizando los valores estimados para cada uno de los parámetros del modelo, y un tamaño muestral igual al número de observaciones disponibles. Los p-valores calculados se basan en 3000 repeticiones del experimento.

de interés i_t responden a condicionantes de corto y largo plazo. El componente de corto plazo está determinado por la evolución de la tasa de inflación y de la brecha del producto. También influyen las desviaciones del tipo de interés real respecto de su nivel de equilibrio, que inducen en el comportamiento del tipo de interés nominal un factor de corrección de las mismas, a un ritmo determinado por el coeficiente α . El signo de α debería ser positivo: cuando $r_{t-1} > \hat{r}_{S1_{t-1}}^*$ el tipo de interés real está por encima de su nivel de equilibrio de largo plazo, lo que a su vez exigiría una reducción del tipo de interés nominal controlado por el banco central para restablecer el equilibrio de largo plazo.

En el cuadro 3 (Panel A) se recoge la estimación por máxima verosimilitud de la ecuación (13).⁹ El término constante no se ha estimado porque la relación de cointegración especificada implica que $\lambda_0 = 0$ (ver (4)), sin embargo hemos preferido estimar el coeficiente λ_π (según (4), $\lambda_\pi = \alpha\beta_\pi$ y por tanto bastaría con estimar α puesto que la relación de cointegración identificada presupone $\beta_\pi = 1$) porque confiere un mayor grado de generalidad a la especificación.¹⁰ En el Panel B presentamos algunos contrastes de diagnóstico, que examinan si el modelo captura adecuadamente la variación en los momentos de primer y segundo orden. Bajo la hipótesis nula de correcta especificación, los residuos estandarizados $v_t \equiv \sigma_\epsilon^{-1}\epsilon_t$ deben verificar las siguientes condiciones:

$$\begin{aligned} E[v_t v_{t-j}] &= 0, \quad j = 1, \dots, p \\ E[(v_t^2 - 1)(v_{t-j}^2 - 1)] &= 0, \quad j = 1, \dots, p \end{aligned}$$

que equivalen a la ausencia de correlación serial (de orden p como máximo) tanto en el nivel como en la varianza. Estas condiciones pueden contrastarse aplicando el principio de momentos generalizados de Hansen (1982) y el estadístico para cada restricción de momentos se distribuye según una χ^2 con p grados de libertad.

Son destacables varios aspectos de la estimación. El valor estimado para α es indicativo de que la velocidad de ajuste del tipo de interés hasta recuperar el equilibrio de largo plazo es moderada. Este resultado constituye

⁹Adviértase que todo el tiempo suponemos que es válido basar el análisis sólo en la ecuación para i_t . Para ello es condición necesaria que π_t sea débilmente exógena respecto a los coeficientes que aparecen en la ecuación para i_t .

¹⁰Si no restringimos λ_π entonces la regresión (13) es consistente con una regla de Taylor de la forma,

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r^* + \beta_{\pi 0}(\pi_t - \pi^*) + \beta_{\pi 1}(\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_y y_t) + \epsilon_t.$$

En la representación en forma ECM de esta regla de Taylor se verifica: $\lambda_0 = (1 - \rho)(1 - \beta_{\pi 0} - \beta_{\pi 1})\pi^*$, $\lambda_\pi = (1 - \rho)\beta_{\pi 0}$, $\beta = \beta_{\pi 0} + \beta_{\pi 1}$.

un argumento favorable a la especificación de una regla de Taylor con ajuste gradual para las autoridades monetarias europeas. Para explicar la dinámica a corto plazo del tipo de interés, sólo la brecha del producto desempeña un papel estadísticamente significativo, con un coeficiente de magnitud similar al que prescribe la regla de Taylor estándar. Conviene subrayar además que la relación de equilibrio implícita en la función de reacción estimada (dada por el efecto Fisher) implica que los cambios en la inflación son integrados por completo por el tipo de interés nominal una vez concluido el ajuste. Por último, podemos utilizar la estimación de la forma ECM para recuperar la regla de Taylor en su formulación más habitual (el nivel objetivo para la inflación no está identificado):

$$i_t = 0.85i_{t-1} + 0.15 (\hat{r}_{S1_t}^* + 0.70(\pi_t - \pi^*) + 0.30(\pi_{t-1} - \pi^*) + 0.47y_t) + \hat{\epsilon}_t . \quad (14)$$

4. ¿Cambios de régimen?

Aunque la especificación ECM estimada previamente es en principio plausible, presupone que el ajuste del tipo de interés a corto plazo (utilizado como proxy para el tipo oficial de la política monetaria) tiene lugar de manera continua, conforme cambian las condiciones económicas generales. Sin embargo, es un hecho bien conocido que durante la mayor parte del tiempo el tipo oficial de la política monetaria en la eurozona no ha experimentado cambios, y éstos en realidad se han concentrado en periodos muy concretos de manera que la situación “normal” es una en que el tipo oficial no sufre cambio alguno y consecuentemente el tipo Eonia exhibe una volatilidad mínima.¹¹ La sucesión de periodos de mayor y menor actividad por parte del BCE puede interpretarse como una consecuencia de cambios en el grado de inercia presente en la regla de política monetaria, que en la representación en forma ECM implica cambios en el coeficiente α (Dueker y Rasche, 2004).

Este tipo de comportamiento del tipo de interés a corto plazo puede incorporarse al análisis mediante una especificación ECM de tipo *Markov switching* con dos regímenes: uno donde la volatilidad del tipo de interés a corto plazo es baja como correspondería a periodos donde las autoridades monetarias no modifican su tipo de referencia; y un segundo régimen caracterizado por una mayor volatilidad, en aquellos periodos en que el banco central se

¹¹Las fluctuaciones diarias que experimenta este tipo de interés en el día a día tienden a cancelarse entre sí a lo largo de cada mes, de manera que en aquellos meses en que no se produce cambio alguno del tipo oficial el tipo Eonia, su promedio mensual se comporta de un modo bastante estable.

muestra más activo. El sistema se encuentra en uno u otro régimen en función de una variable de estado S_{2t} gobernada por un proceso de Markov de orden uno. El modelo ECM con dos regímenes, que denotaremos MS(2)–ECM, es de la forma:

$$\Delta i_t = \lambda_{0,S_{2t}} + \lambda_{\pi,S_{2t}} \Delta \pi_t + \lambda_{y,S_{2t}} y_t + \alpha_{S_{2t}} (r_{t-1} - \hat{r}_{S_{1t-1}}^*) + \sigma_{S_{2t}} v_t, \quad (15)$$

$$p_{ij} = \Pr(S_{2t} = i | S_{2t-1} = j), \quad \sum_i p_{ij} = 1, \quad i, j = 1, 2, \quad (16)$$

$$v_t \sim N(0, 1) \quad (17)$$

La naturaleza cambiante de los coeficientes λ_π y λ_y en esta especificación es inducida por la existencia de cambios de régimen que afectan a α dado que $\lambda_{\pi,S_{2t}} = \alpha_{S_{2t}} \beta_\pi$ y $\lambda_{y,S_{2t}} = \alpha_{S_{2t}} \beta_y$. De este modo el modelo en forma ECM en (15) es compatible con una regla de Taylor donde β_π y β_y son constantes; pero sin restricciones adicionales la ecuación (15) también es compatible con una regla de Taylor donde otros parámetros aparte de α están sujetos a cambios de régimen (también controlados por el proceso S_{2t}).¹²

En cualquier caso, es necesario confirmar la relevancia empírica de eventuales cambios de régimen en la regla de Taylor para el BCE. En el cuadro 4 comparamos la especificación ECM lineal con la especificación MS(2)–ECM. En términos de error cuadrático medio asociado a las predicciones con diferentes horizontes temporales y del coeficiente de determinación no hay diferencias apreciables entre ambos modelos. El estadístico LR estandarizado de Hansen (1992) concluye en favor de la especificación lineal. Sin embargo tanto los criterios de información AIC y BIC como el estadístico LR (Rydén et al., 1998)¹³ favorecen claramente la especificación con dos regímenes. Vistos

¹²Por ejemplo, la especificación (15) es compatible con la siguiente regla de Taylor:

$$i_t = \rho_{S_{2t}} i_{t-1} + (1 - \rho_{S_{2t}}) (r^* + \beta_{\pi 0, S_{2t}} (\pi_t - \pi^*) + \beta_{\pi 1, S_{2t}} (\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_{y, S_{2t}} y_t) + \epsilon_t,$$

si se cumple la condición: $\beta_{\pi 0, S_{2t}} + \beta_{\pi 1, S_{2t}} = 1$.

¹³Para contrastar la hipótesis nula de m estados frente a la hipótesis alternativa de $m + 1$ estados, Rydén et al. (1998) proponen el siguiente método:

- (1) obtener el estimador de máxima verosimilitud de los parámetros del modelo bajo la hipótesis nula, $\hat{\theta}_m$, y bajo la hipótesis alternativa, $\hat{\theta}_{m+1}$;
- (2) calcular el estadístico

$$LR = -2 \left(L(\hat{\theta}_m) - L(\hat{\theta}_{m+1}) \right),$$

donde $L(\hat{\theta}_m)$ es la función de verosimilitud evaluada en su máximo bajo la hipótesis nula, y $L(\hat{\theta}_{m+1})$ bajo la hipótesis alternativa;

- (3) generar una muestra de datos artificial a partir de $\hat{\theta}_m$;
- (4) calcular el estadístico LR con la muestra de datos generada,

estos resultados en conjunto, si bien no proporcionan argumentos rotundos en favor del modelo con dos regímenes, tampoco lo excluyen definitivamente y, por tanto, a continuación examinamos la actividad del BCE bajo la perspectiva de una especificación MS(2)–ECM.

Cuando estimamos (15)–(17) obtenemos $\hat{\alpha}_2 \simeq 0$, y dada la estructura del modelo tiene sentido introducir la restricción $\lambda_{\pi,2} = \lambda_{y,2} = \alpha_2 = 0$. El estadístico LR para esta hipótesis es igual a 6.1863, con un p-valor igual a 0.1028, lo que proporciona soporte empírico a un modelo restringido donde el tipo de interés se comporta como un paseo aleatorio en el régimen de volatilidad reducida (cuando $S2_t = 2$), mientras que por el contrario sigue una regla de Taylor en el régimen de volatilidad elevada ($S2_t = 1$). La estimación por máxima verosimilitud del modelo restringido aparece en el cuadro 5. En el Panel B se recogen contrastes de especificación basados en el principio de momentos generalizados¹⁴ que sugieren que el modelo captura aceptablemente la dinámica presente en los momentos de primer y segundo orden del tipo de interés.

Los estados son claramente diferenciables en términos de su desviación estándar, es decir las estimaciones verifican $\sigma_1 > \sigma_2$ y la clasificación de las observaciones representada en el gráfico 5 confirma que las observaciones asignadas al estado de volatilidad baja tienden a concentrarse en las etapas durante las que el BCE no ha modificado el nivel de su tipo de referencia (los meses centrales de 1999, desde finales de 2001 hasta finales de 2002, y desde mediados de 2003 hasta la actualidad), mientras que hay una correspondencia bastante precisa entre observaciones asignadas al estado de volatilidad elevada y los periodos durante los que han tenido lugar cambios en el tipo oficial. En cuanto a los coeficientes que determinan el ajuste a corto plazo, es destacable que en el estado de volatilidad elevada (etapas durante las que el BCE aplica cambios a su tipo de referencia) sólo es significativa la brecha del producto.

La regla de Taylor en forma estándar asociada al modelo MS(2)–ECM restringido es:

$$i_t = \begin{cases} 0.87i_{t-1} + 0.23 (\hat{r}_{S1_t}^* + 0.70(\pi_t - \pi^*) + 0.30(\pi_{t-1} - \pi^*) + 0.38y_t) + 0.19\hat{v}_t & \text{si } S2_t = 1, \\ i_{t-1} + 0.04\hat{v}_t & \text{si } S2_t = 2. \end{cases} \quad (18)$$

En resumen, la especificación de la función de reacción con cambios de

(5) repetir N veces los pasos (3)–(4).

El p-valor empírico se calcula como $\frac{n+1}{N+1}$, donde n es el número de estadísticos LR simulados mayores que el estadístico obtenido con los datos originales.

¹⁴Ver Breunig et al. (2003) sobre la utilización de test de momentos condicionados en modelos *Markov Switching*.

régimen es adecuada para capturar una característica del comportamiento del BCE que escapa a la especificación lineal. Sin embargo, el modelo MS(2)–ECM no es totalmente satisfactorio porque las probabilidades de transición son constantes y por tanto es incapaz de identificar qué factores económicos deben concurrir para que las autoridades monetarias decidan en un momento incrementar o reducir la frecuencia de sus intervenciones. Por ejemplo, la función de reacción estimada es incapaz de explicar por sí misma por qué el BCE ha mantenido inalterado el tipo oficial durante periodos en que la tasa de inflación realizada superaba claramente la barrera del 2%.

5. Resumen y conclusiones

Este trabajo destaca la necesidad de tener en cuenta las propiedades de no estacionariedad y posible cointegración entre las variables que aparecen habitualmente incluidas en la regla de Taylor y sugiere adoptar una estrategia de estimación basada en su representación en forma de modelo con mecanismo de error (ECM). Además, cuando la inflación y el tipo de interés nominal son procesos no estacionarios $I(1)$, la hipótesis de Fisher sugiere la existencia de una relación de cointegración *uno-a-uno* entre ambas variables, de modo que una regla de Taylor debería también incorporar esta restricción para ser consistente con la teoría económica.

Este enfoque se ha aplicado a la estimación de una regla de Taylor para el BCE. Tras comprobar que el comportamiento de la inflación y del tipo de interés nominal a corto plazo corresponde a procesos $I(1)$, contrastamos el cumplimiento de la hipótesis de Fisher teniendo en cuenta la posibilidad de que se hubieran producido cambios en el nivel de equilibrio del tipo de interés real mediante una especificación *Markov Switching*. Los resultados obtenidos de la estimación del modelo en forma ECM implican una regla de Taylor caracterizada por un considerable grado de inercia en los movimientos del tipo de interés nominal, donde además la brecha del producto recibe una ponderación similar a la que se le asigna en la regla de Taylor estándar (0.5). Por su parte, la reacción del tipo de interés a las desviaciones de la inflación respecto de su objetivo está condicionada por el cumplimiento de la hipótesis de Fisher y en el largo plazo la evolución del tipo de interés nominal y la inflación es compatible con que el tipo de interés real sea igual a su nivel de equilibrio.

Por último, la sucesión de periodos de mayor y menor actividad del BCE como un resultado de cambios en la velocidad de ajuste del tipo de interés al equilibrio de largo plazo (o cambios en el grado de inercia en la regla de Taylor). Para explorar esta hipótesis especificamos una regla de Taylor con

dos regímenes. La estimación de esta especificación sugiere que en el primer régimen el tipo de interés de referencia del BCE se comporta como un paseo aleatorio y la volatilidad es más reducida, mientras que en el segundo régimen el tipo de referencia puede describirse según una regla de Taylor en su forma más familiar, donde el tipo de interés responde a la inflación y a la brecha del producto aunque con un considerable grado de inercia.

Referencias

- Bollerslev, T. y J. M. Wooldridge (1992) Quasi-maximum likelihood estimation and inference in models with time varying covariances. *Econometric Review*, 11, 143–172.
- Breunig, R., S. Najarian y A. Pagan (2003) Specification testing of Markov Switching models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 703–725.
- Dueker, M. J. y R. H. Rasche (2004) Discrete policy changes and empirical models of the Federal Funds rate. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86, 61–72.
- Gabriel, V. J., Z. Psaradakis y M. Sola (2002) A simple method of testing for cointegration subject to multiple regime changes. *Economic Letters*, 76, 213–221.
- Garcia, R. y P. Perron (1996) An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, 78, 111–125.
- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Hamilton, J. D. (1989) A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357–384.
- Hansen, B. E. (1992) The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61–S82.
- Hansen, L. (1982) Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029–1054.
- Hendry, D. F. y K. Juselius (2000) Explaining cointegration analysis: part 1. *The Energy Journal*, 21, 1–42.
- Johansen, S. y K. Juselius (2001) Controlling inflation in a cointegrated vector autoregressive model with an application to US data. EUI Working Paper ECO n^o 2001/2.
- Judd, J. P. y G. D. Rudebusch (1998) Taylor’s rule and the Fed: 1970–1997. *FRBSF Economic Review*, 3, 3–16.

- Kiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Kim, C. J. (1994) Dynamic linear models with Markov-switching. *Journal of Econometrics*, 60, 1–22.
- Laubach, T. y J. C. Williams (2003) Measuring the natural rate of interest. *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1063–1070.
- Maravall, A. y A. del Rio (2001) Time aggregation and the Hodrick–Prescott filter. Banco de España Documento de Trabajo N.0108.
- Mésonnier, J.-S. y J.-P. Renne (2004) A time-varying “natural” rate of interest for the euro area. Banque de France Notes d’Études et de Recherche 115.
- Ng, S. y P. Perron (2001) Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519–1554.
- Park, J. Y. y P. C. Phillips (1988) Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1. *Econometric Theory*, 4, 468–497.
- Park, J. Y. y P. C. Phillips (1989) Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2. *Econometric Theory*, 5, 95–131.
- Phillips, P. C. (1986) Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33, 311–340.
- Psaradakis, Z. y N. Spagnolo (2003) On the determination of the number of regimes in Markov-Switching autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 24, 237–252.
- Ravn, M. O. y H. Uhlig (2002) On adjusting the Hodrick–Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84, 371–376.
- Romer, D. H. (2001) *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
- Rydén, T., T. Teräsvirta y S. Åsbrink (1998) Stylized facts of daily return series and the hidden Markov model. *Journal of Applied Econometrics*, 13, 217–244.
- Taylor, J. B. (1993) Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.

Cuadros

Cuadro 1: Contrastes de raíz unitaria

	ADF^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	$KPSS$
i_t	0.4927	0.5391	0.6420	4.4825
π_t	-1.0142	-1.1044	-2.7211	0.7201
y_t	-2.1781	-2.1533	-9.5781	0.7370
v.c. 5%	-1.98	-1.98	-8.10	0.46

Notas: ADF^{GLS} , \overline{MZ}_t^{GLS} , $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ son los estadísticos modificados de Ng y Perron (2001) para el contraste de la hipótesis nula de raíz unitaria en la serie. El número de retardos incluidos en la regresión del contraste ADF y el parámetro de truncamiento para la estimación de la varianza de largo plazo en los contrastes Z_t y Z_α se ha determinado según el criterio de información $MAIC$ (Ng y Perron, 2001). $KPSS$ es el estadístico del contraste de la hipótesis nula de estacionariedad en media (Kiatkowski et al., 1992).

Cuadro 2: Tipo de interés real *ex-post*.

Panel A: Estimación por máxima verosimilitud.

	coef.	s.e.	i.c. (95 %)	
r_1^*	0.0931	1.2019	-0.0459	0.2405
r_2^*	1.3817	17.3255	1.2458	1.5187
r_3^*	2.4749	67.3330	2.4067	2.5417
r_4^*	3.5932	49.9054	3.4617	3.7211
σ_1	0.3220	7.3729	0.0000	0.4493
σ_2	0.3676	7.7324	0.2897	0.4830
σ_3	0.2317	8.5418	0.1910	0.2883
σ_4	0.3061	5.5150	0.2343	0.4213

P =	0.9855	0.0360	0.0000	0.0000
	[0.0083]	[0.0204]	[-]	[-]
	0.0000	0.9365	0.0436	0.0000
	[-]	[0.0296]	[0.0243]	[-]
	0.0000	0.0274	0.9564	0.0143
	[-]	[0.0191]	[0.0243]	[0.0306]
	0.0145	0.0000	0.0000	0.9856
	[0.0083]	[-]	[-]	[0.0306]

Panel B: Test de raíz unitaria.

	ADF	Z_t	Z_α
estadístico	-6.1012	-6.4051	-65.7361
p-valor	0.0230	0.0427	0.0370

Notas: El Panel A recoge la estimación por quasi-máxima verosimilitud del modelo:

$$r_t = r_{S1_t}^* + \sigma_{S1_t} \xi_t,$$

$$p_{ij} = \Pr(S1_t = i | S1_{t-1} = j), \quad \sum_i p_{ij} = 1, \quad i, j = 1, \dots, 4,$$

$$\xi_t \sim N(0, 1)$$

r_t es el tipo de interés real *ex-post*. Para cada parámetro se presenta su estimación, desviación estándar calculada según Bollerslev y Wooldridge (1992) y el intervalo de confianza al 95%. En el Panel B, Z_α , Z_t , ADF son los estadísticos correspondientes al contraste de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria (no cointegración) en la serie de residuos estandarizados del modelo (ξ_t). El número de retardos incluidos en la regresión del contraste ADF y el parámetro de truncamiento para la estimación de la varianza de largo plazo en los contrastes Z_t y Z_α se ha determinado según el criterio de información $MAIC$ (Ng y Perron, 2001). El p-valor se ha calculado mediante una simulación de Monte Carlo (ver texto principal).

Cuadro 3: Modelo ECM.

Panel A: Estimación por máxima verosimilitud.

	coef.	s.e.	i.c. (95 %)	
λ_π	0.1219	0.1036	-0.0850	0.3288
λ_y	0.0729	0.0243	0.0243	0.1215
α	-0.1534	0.0666	-0.2865	-0.0203
σ_ϵ	-0.1477	0.0186	-0.1106	-0.1847

Panel B: Diagnóstico.

	stat (p-valor)		stat (p-valor)	
$m_1(1)$	0.5596	(0.4544)	$m_2(1)$	0.0818 (0.7749)
$m_1(3)$	5.4013	(0.1447)	$m_2(3)$	1.6966 (0.6377)
$m_1(6)$	9.8632	(0.1305)	$m_2(6)$	6.1599 (0.4055)

Notas: Estimación por máxima verosimilitud de la función de reacción:

$$\Delta i_t = \lambda_\pi \Delta \pi_t + \lambda_y y_t - \alpha(r_{t-1} - \hat{r}_{S1_{t-1}}^*) + \sigma_\epsilon v_t ,$$

$$v_t \sim N(0, 1)$$

i_t es el tipo de interés Eonia; la brecha del producto (y_t) se ha estimado mediante el filtro de Hodrick–Prescott con un parámetro de suavizado igual a 116116. El Panel A recoge la estimación de cada parámetro, su desviación estándar calculada según Bollerslev y Wooldridge (1992) y el intervalo de confianza al 95 %. En el Panel B, $m_1(p)$ y $m_2(p)$ corresponden a los contrastes basados en el principio de momentos generalizados de las condiciones $E[v_t v_{t-j}] = 0$, $j = 1, \dots, p$ y $E[(v_t^2 - 1)(v_{t-j}^2 - 1)] = 0$, $j = 1, \dots, p$, respectivamente.

Cuadro 4: Comparación de los modelos ECM y MS(2)–ECM.

	ECM	MS(2)-ECM
AIC	-60.1557	-83.4494
BIC	-51.2193	-61.1084
$mse(1)$	0.0221	0.0234
$mse(3)$	0.0651	0.0716
$mse(6)$	0.1243	0.1454
$mse(12)$	0.2024	0.2556
R^2	0.4928	0.4928
LR_{RTA}	35.2937 (0.0000)	
LR_{Hansen}^*	2.9440 (0.3542)	

Notas: Comparación entre el modelo ECM y su correspondiente versión con dos regímenes, MS(2)–ECM. AIC, BIC representan los criterios de información de Akaike y Swartz, respectivamente. $mse(h)$ es el error cuadrático medio asociado a las predicción con horizonte temporal de h periodos. R^2 es el cuadrado del coeficiente de correlación muestral entre los valores observados de la variable dependiente en diferencias y sus valores ajustados a partir del modelo estimado (Greene, 2000, p. 240–241). El estadístico LR_{RTA} corresponde al contraste de la hipótesis nula de linealidad frente a la alternativa con dos regímenes, entre paréntesis se incluye el p–valor calculado según el método propuesto en Rydén et al. (1998). LR_{Hansen}^* es el estadístico LR estandarizado para la hipótesis nula de linealidad frente a la alternativa *Markov Switching* desarrollado en Hansen (1992) (p–valor entre paréntesis).

Cuadro 5: Modelo MS(2)–ECM.

Panel A: Estimación por máxima verosimilitud.

	coef.	s.e.	i.c. (95 %)	
$\lambda_{\pi,1}$	0.1639	0.1672	-0.1446	0.4657
$\lambda_{y,1}$	0.0904	0.0364	0.0218	0.1684
α_1	0.2349	0.1194	0.4419	0.0481
σ_1	0.1872	0.0300	0.1272	0.2473
σ_2	0.0405	0.0065	0.0275	0.0536
$P = \begin{bmatrix} 0.8097 & 0.2114 \\ [0.3138] & [-] \\ 0.1903 & 0.7886 \\ [-] & [0.2747] \end{bmatrix}$				

Panel B: Diagnóstico.

	stat (p–valor)		stat (p–valor)	
$m_1(1)$	0.1365	(0.7118)	$m_2(1)$	0.4192 (0.5173)
$m_1(3)$	3.5433	(0.3152)	$m_2(3)$	0.7808 (0.8540)
$m_1(6)$	8.5711	(0.1992)	$m_2(6)$	3.8317 (0.6994)

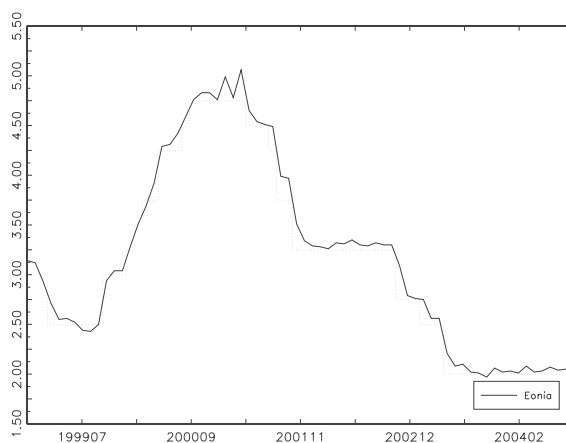
Notas: Estimación por máxima verosimilitud del modelo:

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= \lambda_{\pi, S_{2t}} \Delta \pi_t + \lambda_{y, S_{2t}} y_t + \alpha_{S_{2t}} (r_{t-1} - \hat{r}_{S_{1t-1}}^*) + \sigma_{S_{2t}} v_t, \\ p_{ij} &= \Pr(S_{2t} = i | S_{2t-1} = j), \quad \sum_i p_{ij} = 1, \quad i, j = 1, 2, \\ v_t &\sim N(0, 1) \end{aligned}$$

i_t es el tipo de interés Eonia; la brecha del producto (y_t) se ha estimado mediante el filtro de Hodrick–Prescott con un parámetro de suavizado igual a 116116. El Panel A recoge la estimación de cada parámetro, su desviación estándar calculada según Bollerslev y Wooldridge (1992) y el intervalo de confianza al 95 %. En el Panel B, $m_1(p)$ y $m_2(p)$ corresponden a los contrastes basados en el principio de momentos generalizados de las condiciones $E[v_t v_{t-j}] = 0$, $j = 1, \dots, p$ y $E[(v_t^2 - 1)(v_{t-j}^2 - 1)] = 0$, $j = 1, \dots, p$, respectivamente.

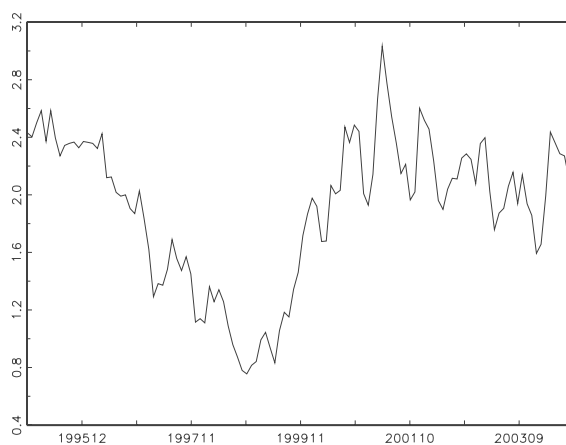
Gráficos

Figura 1: Tipo de interés Eonia (i_t)



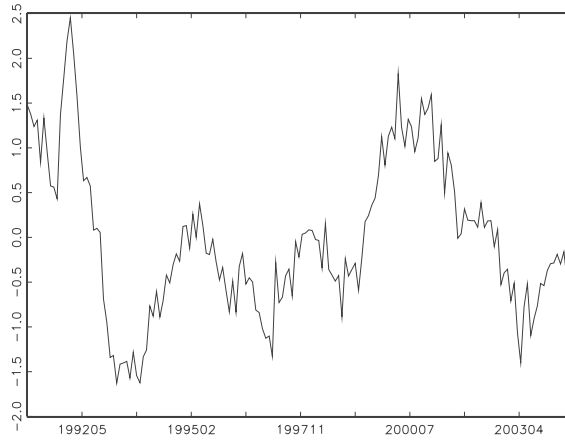
Notas: Promedio mensual del tipo de interés Eonia y valor el último día de cada mes del tipo de interés aplicado a las operaciones principales de financiación del BCE. Escala en %. Fuente: Boletín Mensual del BCE.

Figura 2: Tasa de inflación (π_t)



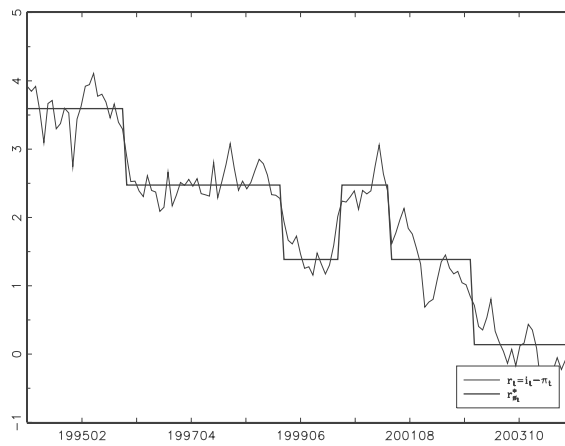
Notas: Variación interanual (m/m-12) del Índice Armonizado de Precios al Consumo en la eurozona. Escala en %. Fuente: Eurostat.

Figura 3: Brecha del producto (y_t)



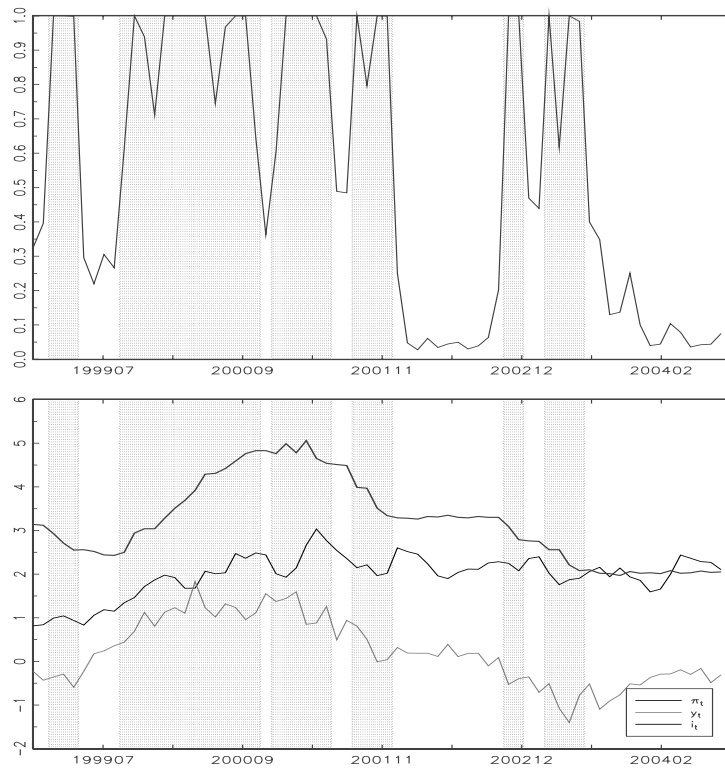
Notas: Estimación de la brecha del producto utilizando el filtro de Hodrick–Prescott con parámetro de suavizado igual a 116116. Escala en %. Fuente: Eurostat y elaboración propia.

Figura 4: Tipo de interés real.



Notas: Representación del tipo de interés real *ex-post* (r_t) y su nivel de equilibrio estimado ($\hat{r}_{S1_t}^*$).

Figura 5: Modelo MS(2)–ECM: probabilidad suavizada del estado 1.



Notas: Probabilidad suavizada del estado 1, $\Pr(S_{2t} = 1|\mathcal{S}_T)$, en el modelo MS(2)–ECM (ecuaciones (15)–(17) del texto principal).