

EL PODER
PREDICTIVO DE LOS
TIPOS DE INTERÉS
SOBRE LA TASA
DE INFLACIÓN
ESPAÑOLA

Francisco Alonso Sánchez,
Juan Ayuso Huertas
y Jorge Martínez Pagés

EL PODER PREDICTIVO DE LOS TIPOS DE INTERÉS SOBRE LA TASA DE INFLACIÓN ESPAÑOLA

Francisco Alonso Sánchez,
Juan Ayuso Huertas
y Jorge Martínez Pagés

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de M. Ll. Matea y de los asistentes al Seminario Interno del Servicio de Estudios del Banco de España.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9722

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde algunos de sus informes más importantes a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.

Las direcciones del servidor de información WWW en estas redes son: <http://www.bde.es> y <http://www.bde.inf>, respectivamente.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-575-0

Depósito legal: M. 38236-1997

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se analiza en qué medida la información contenida en la estructura temporal de los tipos de interés sin riesgo permite mejorar la predicción de la tasa de inflación en la economía española. El trabajo es eminentemente empírico y los análisis estadísticos realizados muestran, como conclusión principal, que el tipo de interés real *ex-post* tiene cierto contenido informativo con respecto a la inflación futura, pero los diferenciales entre tipos de interés a distintos plazos (*spreads*) no aportan información adicional. Así pues, el contenido informativo de la estructura temporal se apoya básicamente en la relación a largo plazo entre tipos de interés y tasas de inflación, por lo que su utilidad para predecir tasas de inflación a plazos inferiores al año es reducida.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, los bancos centrales de un amplio conjunto de países han modificado sus estrategias de control monetario, fijándose objetivos directos en términos de sus tasas de inflación nacionales. Aunque la estabilidad de precios ha figurado siempre entre los objetivos finales de todo banco central, la consideración de la tasa de inflación como objetivo directo de la política monetaria ha incrementado el interés de estos bancos centrales por disponer de un conjunto amplio de indicadores capaces de proporcionar puntualmente información relevante sobre la evolución futura de los precios. Dentro de ese conjunto, los indicadores derivados de la estructura temporal de los tipos de interés han recibido históricamente un elevado grado de atención, a partir del trabajo pionero de Fama (1975) y los posteriores de Mishkin [Mishkin (1990), Jorion y Mishkin (1991) y Estrella y Mishkin (1995)].

El poder predictivo de los tipos de interés en el caso español ha recibido, sin embargo, menor atención relativa. Entre las razones que explican esta menor atención están: por un lado, el hecho de que los mercados financieros españoles no hayan alcanzado un grado pleno de desarrollo hasta bien avanzada la década de los ochenta, y, por otro, el hecho de que el Banco de España no se haya incorporado al grupo de bancos centrales con objetivos directos de inflación hasta muy recientemente. En este contexto, el objetivo de este trabajo es analizar empíricamente la capacidad de los tipos de interés nominales sin riesgo para anticipar el comportamiento futuro de la tasa de inflación en España. Así pues, nuestro trabajo complementa los estudios recientes de Cabrero y Delrieu (1996), Matea y Regil (1996) o Davis y Fagan (1996a). En todos ellos se analiza empíricamente el contenido informativo de diversas variables económicas sobre la inflación en España. Este trabajo, a diferencia de aquellos, se centra exclusivamente en el análisis del poder predictivo de la estructura temporal, lo que permite un tratamiento mucho más exhaustivo de la misma.

La estructura del trabajo es la siguiente. Tras esta introducción, la sección 2 justifica, desde un punto de vista teórico, por qué la estructura temporal de los tipos de interés puede tener algún poder predictivo sobre la tasa futura de inflación. En la secciones 3 y 4 se presentan los resultados principales del análisis empírico de dicho poder predictivo para la economía española, mientras que en la sección 5 se llevan a cabo algunas extensiones adicionales que permiten contrastar la robustez de dichos resultados. Finalmente, la sección 6 resume las principales conclusiones del trabajo.

2. EL PODER PREDICTIVO DE LOS TIPOS DE INTERÉS: ASPECTOS TEÓRICOS

El punto de partida tradicional para derivar una relación entre tipos de interés nominales y tasa de inflación que pueda servir de base para predecir esta a partir de aquellos es la condición de arbitraje conocida como relación -generalizada- de Fisher:

$$i_{t,t+k} = r_{t,t+k} + E_t(\pi_{t,t+k}) + \phi_{t,t+k} \quad [1]$$

donde $i_{t,t+k}$ ($r_{t,t+k}$) es el tipo de interés nominal (real) sin riesgo entre t y $t+k$, E_t es el operador esperanza condicional al conjunto de información en t , $\pi_{t,t+k}$ es la tasa de inflación entre t y $t+k$ y $\phi_{t,t+k}$ es una prima de riesgo exigida en t a un activo cuya rentabilidad es segura en términos nominales pero arriesgada en términos reales, al ser desconocido el valor futuro de la tasa de inflación -prima de riesgo por inflación-. Obsérvese que la ecuación [1] es una mera relación de arbitraje que no presupone dirección de causalidad alguna entre las variables incluidas.

El supuesto adicional de expectativas racionales

$$\pi_{t,t+k} = E_t(\pi_{t,t+k}) + \epsilon_{t+k}, \quad E_t(\epsilon_{t+k}) = 0$$

permite reescribir [1] como

$$\pi_{t,t+k} = i_{t,t+k} - r_{t,t+k} - \phi_{t,t+k} + \epsilon_{t+k} \quad [2]$$

En la ecuación [2], ni la rentabilidad real ni las primas por inflación son variables observables. Nuevos supuestos adicionales permiten transformar esta ecuación en otra (u otras) más directamente explotables empíricamente para predecir la tasa de inflación. Así, de entre las variables que aparecen en la ecuación [2], es habitual suponer que la rentabilidad real, la prima de riesgo por inflación y el error de expectativas sean variables estacionarias. Por su parte, la rentabilidad nominal y la tasa de inflación son, en general, variables I(1). Por lo tanto, [2] tiene las siguientes implicaciones interesantes de cara a la obtención de una ecuación de predicción para la tasa de inflación.

Por un lado, es inmediato que, bajo estos supuestos, $\pi_{t,t+k}$ e $i_{t,t+k}$ han de estar cointegradas con vector de cointegración (1,-1). La existencia de esa relación de

largo plazo permite obtener una ecuación de mecanismo de corrección del error para la variación de la tasa de inflación:

$$\Delta \pi_{t,t+k} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p (\beta_j^{\pi} \Delta \pi_{t-j-k,t-j} + \beta_j^i \Delta i_{t-j-k,t-j}) + \alpha (i_{t-k,t} - \pi_{t-k,t}) + v_{t+k} \quad [3]$$

La ecuación [3] pone de relieve el posible poder predictivo de los tipos de interés reales *ex-post* -y de los cambios en los tipos de interés nominales- sobre (cambios en) la tasa de inflación a corto y medio plazo.

Por otro lado, tomando dos valores distintos para k en [2], $k1$ y $k2$, por ejemplo, y restando una ecuación de otra, se obtiene:

$$(\pi_{t,t+k2} - \pi_{t,t+k1}) = (i_{t,t+k2} - i_{t,t+k1}) + h_{t+k} \quad [4]$$

donde h_{t+k} incluye todos los elementos en [2] distintos del *spread* entre los tipos de interés a $k2$ y $k1$ períodos. Obsérvese que el lado izquierdo de [4] es una variable estacionaria, de modo que, bajo los supuestos anteriores, el *spread* entre los tipos de interés a $k1$ y $k2$ períodos ha de ser también estacionario⁽¹⁾. En todo caso, la ecuación [4] pone de relieve el potencial poder predictivo de los *spreads* entre tipos de interés nominales sin riesgo.

Obsérvese que [3] explota la existencia de cointegración entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal a un determinado plazo. Asimismo, [4] explota la existencia de cointegración entre tipos de interés nominales a distintos plazos. Como se pone de manifiesto en Tzavalis y Wickens (1996), ambas ecuaciones pueden integrarse en un marco más general que explote simultáneamente todas las relaciones de cointegración entre tasa de inflación y tipos de interés a distintos plazos. Así, si la tasa de inflación y los tipos de interés nominales a plazos entre 1 y J períodos son series I(1), las ecuaciones [3] y [4] revelan que deben existir entre ellas J vectores de cointegración independientes interpretables en términos de un tipo de interés real *ex-post* y J-1 *spreads*. A partir de aquí, se podría estimar una ecuación general de mecanismo de corrección de error para $\Delta \pi_{t,t+k}$ que incluya entre sus regresores tanto el tipo de interés real *ex-post* como los *spreads* entre los distintos tipos de interés que

⁽¹⁾ Es decir, los tipos de interés nominales a distintos plazos han de estar cointegrados entre sí con vectores de cointegración tipo (1, -1).

conforman la curva rendimiento-plazo:

$$\Delta \pi_{t,t+k} = \beta_0 + \alpha (i_{t-k,t} - \pi_{t-k,t}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (i_{t,t+k} - i_{t,t+j}) + \text{retardos y ruido} \quad [5]$$

Esta ecuación general, de la que [3] y [4] son casos particulares, es la que se estima y explota en la sección 4, concretándola para distintos horizontes y para distintas combinaciones de tipos de interés reales y *spreads*⁽²⁾. Antes, sin embargo, es preciso analizar el orden de integración de los distintos tipos de interés nominales y de la tasa de inflación, así como las posibles relaciones de cointegración entre dichas variables. Este es el objetivo de la sección 3.

Para concluir esta sección, conviene señalar que al incluirse entre las variables explicativas de la tasa de inflación retardos de la propia variable, el enfoque que aquí se sigue permite analizar el poder predictivo -de los tipos de interés- adicional o "marginal" al ya contenido en el propio pasado de los precios. En este sentido, nuestra aproximación es comparable a la adoptada en, por ejemplo, Matea y Regil (1996) o Davis y Fagan (1996a).

3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Los precios y tipos de interés utilizados en este trabajo son el Índice de precios de consumo (IPC) y los tipos de interés interbancarios a uno, tres, seis y doce meses. Más concretamente, se utilizan datos mensuales que cubren el período 1979:9-1996:8. El interés en utilizar el IPC es obvio, dado que sobre dicho índice se definen los objetivos de inflación del Banco de España⁽³⁾. Con respecto a los tipos de interés, la utilización de tipos interbancarios, en lugar de títulos públicos (letras del Tesoro y repos o simultáneas con Deuda Pública), presenta el inconveniente de la existencia de cierto riesgo de crédito. Sin embargo, en nuestra opinión, este inconveniente se

⁽²⁾ Obsérvese que los plazos del tipo de interés real y/o los *spreads* no están unívocamente determinados. En [5] se ha elegido una formulación concreta a efectos puramente ilustrativos.

⁽³⁾ No obstante, como se comentará en la sección 5, hemos considerado también el componente del IPC correspondiente a los precios de servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE).

ve más que compensado por la existencia de una muestra significativamente más larga (datos desde 1979, en lugar de desde 1988), dado el tardío desarrollo de un mercado de títulos del Tesoro a corto plazo suficientemente líquido y libre de controles y distorsiones. Por otra parte, ambos mercados están muy interrelacionados y existe una tendencia a la reducción de los diferenciales de rentabilidades entre ambos. En todo caso, el tamaño y variabilidad de estos diferenciales de rentabilidad no parece suficiente para afectar significativamente a la evolución de tipos de interés y de la estructura temporal, que son muy similares en ambos mercados⁽⁴⁾.

Con respecto a las características estadísticas de las variables consideradas, existe clara evidencia de que tipos de interés y tasa de inflación en la economía española no son estacionarios. En concreto, múltiples trabajos muestran que ambas series son integradas de orden uno⁽⁵⁾. En el período muestral disponible esto se refleja en la existencia de una clara tendencia descendente en tasas de inflación y tipos de interés, como muestra el gráfico 1.

La existencia de esta tendencia común da pie a la consideración de posibles relaciones de largo plazo entre las variables. Como ya se ha comentado previamente, desde un punto de vista teórico, el posible contenido informativo de la estructura temporal de tipos de interés sobre la tasa de inflación se basa en la existencia de dos relaciones de cointegración: en el primer caso, una relación de largo plazo (cointegración) entre tipo de interés y tasa de inflación al plazo correspondiente; en el segundo caso, cointegración entre los tipos de interés a distintos plazos.

Por tanto, con vistas a explotar adecuadamente el contenido informativo sobre la inflación, lo primero que nos interesa es analizar si estas relaciones de largo plazo se satisfacen en el caso español. Para ello, utilizamos los contrastes de cointegración basados en el método de Johansen (1988). Como es bien sabido, el método parte de la estimación de la siguiente ecuación:

⁽⁴⁾ La posibilidad de considerar activos con mayores vencimientos, se ve limitada por la ausencia de títulos cupón cero con una muestra suficiente. Las estimaciones de la curva cupón cero de la Deuda Pública realizadas en el Banco de España solo se remontan a 1991. No obstante, en la sección 5 se presenta una extensión en este sentido.

⁽⁵⁾ Véanse, por ejemplo, Matea y Regil (1996), para los índices de precios, y Cabrero, Escrivá y Sastre (1992), para tipos de interés.

$$B(L) \Delta x_t = D_t + A x_{t-1} + u_t$$

donde x_t es un vector que contiene las variables I(1) potencialmente cointegradas, $B(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de retardos L , y D_t representa un conjunto de variables deterministas. Aparece además un término con las variables en niveles $-Ax_{t-1}$, y el término de error se supone que sigue una distribución normal y carece de autocorrelación⁽⁶⁾.

Los contrastes de cointegración son de máxima verosimilitud y se basan en el análisis del término en niveles. Si no existe ninguna relación de largo plazo, es decir, ninguna relación en niveles que sea estacionaria, el rango de la matriz A debería ser nulo, con lo que el modelo quedaría reducido a un modelo autorregresivo en primeras diferencias. Por el contrario, si el rango de la matriz A no es nulo, existirá al menos una relación de cointegración entre las variables, y las desviaciones con respecto a dicha relación de equilibrio afectarán a la dinámica de todas o de algunas de las variables del sistema. Una vez identificada la existencia de alguna relación de cointegración, es posible, basándose en el modelo, contrastar la validez de determinadas restricciones sobre los parámetros de dicha relación.

Por su propia naturaleza, el método de Johansen permitiría analizar todas las posibles relaciones de cointegración entre tipos de interés a distintos plazos y tasa de inflación en un modelo que incluyese las cinco variables conjuntamente, como se hace en Tzavalis y Wickens (1996). Sin embargo, existe cierta evidencia de que, conforme se amplía la dimensión del modelo, aumenta la probabilidad de no rechazar la existencia de relaciones de cointegración que no existen en la realidad [véase Gonzalo y Pitarakis (1995)]. Como consecuencia, y para aportar mayor solidez a los resultados, hemos procedido a analizar las relaciones de cointegración considerando las variables de dos en dos⁽⁷⁾.

Con respecto a la relación de Fisher, el cuadro 1 presenta los resultados de los contrastes sobre el número de vectores de cointegración (r) y sobre la correspondencia del vector estimado con la relación teórica de Fisher -es decir, vector

⁽⁶⁾ La especificación de los elementos deterministas y del número de retardos en $B(L)$ se realiza con el fin de asegurar el cumplimiento de estos supuestos.

⁽⁷⁾ Obsérvese que la cointegración entre series satisface la propiedad transitiva.

de cointegración (1,-1)-. En cada caso se analiza un modelo bivariante con un tipo de interés y con la tasa de inflación al plazo correspondiente al vencimiento de dicho tipo de interés. En todos ellos se detecta una relación de cointegración que puede interpretarse como evidencia favorable a la verificación de la relación de Fisher. Solamente para un horizonte de doce meses la evidencia es poco favorable a la relación (1,-1) a largo plazo entre tipo de interés e inflación. No obstante, hay que tener en cuenta que cuanto mayor es el horizonte que se considera, menor es el tamaño efectivo de la muestra, lo que puede estar afectando la estimación de la relación de largo plazo.

En cuanto a las relaciones de largo plazo entre tipos de interés nominales con distintos vencimientos, el cuadro 2 muestra que, sistemáticamente, existe una relación de cointegración entre cada par de tipos de interés, interpretable como el diferencial o *spread* entre ellos. Es decir, aunque los tipos de interés no son estacionarios, los diferenciales entre ellos sí lo son.

En resumen, de los análisis realizados cabe deducir que, si bien tanto la tasa de inflación como los tipos de interés son variables no estacionarias, existen relaciones que ligan, a largo plazo, la evolución de tipos de interés e inflación, por un lado, y de los tipos de interés a los distintos plazos entre sí, por otro.

4. LA CAPACIDAD PREDICTIVA DE LOS TIPOS DE INTERÉS A CORTO PLAZO SOBRE EL IPC

De acuerdo con los resultados de la sección anterior, y tal y como se explicaba en la sección 2, es posible formular una ecuación para predecir la tasa de inflación en función de su propio pasado y distintos términos de corrección del error que recojan las relaciones estables a largo plazo entre tipos de interés nominales a distintos plazos y entre estos y la tasa de inflación. En esta sección se explicita y estima dicha ecuación con el fin de analizar si los tipos de interés a uno, tres, seis y doce meses poseen contenido informativo sobre la tasa de inflación medida a través del IPC.

Concretamente, la estrategia que se sigue es la siguiente. En primer lugar, se estima una ecuación para los cambios en la tasa de inflación en la que los únicos regresores -variables determinísticas aparte- son retardos de la variable dependiente. Esta ecuación se utiliza para determinar el número idóneo de retardos que es preciso

incluir en la ecuación más general, y sirve, al mismo tiempo, para juzgar la ganancia predictiva que supone la inclusión de la información aportada por los tipos de interés. A continuación, manteniendo el número de retardos de la tasa de inflación, se incluyen los distintos términos de corrección del error y se estudia tanto su significatividad como la reducción que producen en el error de predicción del modelo. Es precisamente en este sentido en el que el poder predictivo de estos se interpreta en términos adicionales o "marginales".

Así, el modelo univariante que, con carácter general, se estima para cada plazo es el siguiente:

$$\Delta_h \Delta_{12} p_{t+h} = a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} p_t + u_t \quad [6]$$

donde p_t es el logaritmo del IPC y $b(L)$ es un polinomio de retardos. Nuestro objetivo es encontrar el orden de dicho polinomio, de manera que la dinámica a corto plazo del IPC esté adecuadamente recogida para cada horizonte de predicción $h^{(8)}$. Los horizontes considerados son 1, 3, 6 y 12 meses, en consonancia con los plazos de vencimiento de las series de tipos de interés. En cuanto a la utilización de una diferencia estacional Δ_{12} , esta obedece a dos motivos: por una parte, es una aproximación a la tasa de variación interanual del IPC, la variable tomada como referencia por el Banco de España para explicitar sus objetivos de inflación; por otra, se justifica en que el análisis estadístico de la serie revela la existencia de una raíz unitaria estacional.

Con relación a la estimación de los parámetros es preciso reseñar que la ampliación del horizonte de predicción a más de un mes produce un solapamiento de las observaciones de la variable dependiente, con lo que los errores de predicción cometidos no son independientes y hay autocorrelación de orden $h-1$ en las perturbaciones. Adicionalmente, se han detectado problemas de heteroscedasticidad en los residuos. En este contexto, el análisis de significatividad de los estimadores mínimo cuadráticos se ha realizado con sus errores estándar corregidos de heteroscedasticidad y autocorrelación, según los métodos de White y de Newey-West.

⁽⁸⁾ Cabe la posibilidad de que utilizando $\Delta_h \Delta_{12} p_t$ en lugar de $\Delta \Delta_{12} p_t$, el polinomio de retardos $b(L)$ resultase menos complicado. Sin embargo, nos ha parecido más relevante mantener la mayor generalidad que supone la especificación escogida.

A la hora de seleccionar el número de retardos, hemos exigido que las especificaciones finalmente adoptadas mantengan cierta coherencia entre sí, de manera que para horizontes superiores no se acepten modelos con un número de retardos mayor que el que surge de desarrollar la especificación escogida en horizontes inferiores. Así, en primer lugar se elige un modelo en el horizonte más corto $-h=1-$, basándose en base al criterio de información de Schwarz, y se añaden retardos adicionales en caso de ser significativos al 10% o permanecer autocorrelación en los residuos⁽⁹⁾. En este caso, el modelo final recoge estructura tanto en la parte regular como en la estacional, de manera que la especificación incluye además de los 12 primeros desfases, los retardos de orden 24 y 25. Después, tomando dicho modelo como referencia, se construyen modelos para los horizontes superiores. En el caso de $h=3$ los retardos llegan hasta el 12 y se incluye, además, el retardo 22, mientras que para $h=6$ y $h=12$ el último desfase incluido es el 12.

Una vez seleccionado el número de retardos a partir de la ecuación [6], esta se amplía para incluir los términos de corrección del error sugeridos por el análisis de cointegración de la sección anterior⁽¹⁰⁾.

Concretamente, para cada horizonte h se estima la ecuación:

$$\begin{aligned} \Delta_h \Delta_{12} p_{t+h} = & a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} p_t + \alpha * (i_{12,t-12} - \Delta_{12} p_t) \\ & + \beta_1 * (i_3 - i_1)_t + \beta_2 * (i_6 - i_3)_t + \beta_3 * (i_{12} - i_6)_t + u_t \end{aligned} \quad [7]$$

donde i_1 , i_3 , i_6 e i_{12} son, respectivamente, los tipos de interés del mercado interbancario a 1, 3, 6 y 12 meses. Los nuevos regresores en [7] son los diferenciales entre los tipos de interés a 1 y 3; 3 y 6; y 6 y 12 meses y el tipo de interés real *ex-post* a doce meses. En principio, cualquiera de los cuatro tipos de interés hubiera podido utilizarse para calcular el tipo de interés real. No obstante, la selección del

⁽⁹⁾ La consideración de criterios adicionales al mero uso del estadístico de Schwarz obedece a que este se basa exclusivamente en el poder explicativo del modelo, penalizando por el número de regresores (retardos en este caso) incluidos. De esta manera, no está garantizada la ausencia de correlación en los residuos.

⁽¹⁰⁾ La inclusión de retardos de $\Delta i_{j,t}$, $j = 1, \dots, 4$ no mejora, en general, la especificación del modelo, en términos del criterio de Schwarz, y tampoco altera los resultados cualitativos referidos a los coeficientes de los términos de corrección del error.

plazo de doce meses viene determinada por la coherencia con la diferenciación estacional del IPC. Por otra parte, la consideración de tres *spreads* no solapados permite analizar la influencia de cada uno de ellos por separado y valorar en qué plazos la curva de tipos posee mayor poder predictivo sobre los precios. Los resultados principales de estos ejercicios se presentan en el cuadro 3.

Al igual que en los modelos univariantes, las perturbaciones presentan autocorrelación para horizontes superiores a un mes y se detecta heteroscedasticidad residual. Por esta razón, se reportan los estimadores mínimo cuadráticos -que son consistentes- junto con sus errores estándar corregidos de heteroscedasticidad y autocorrelación, según los métodos de White y de Newey-West.

Los resultados del cuadro 3 muestran que el coeficiente del tipo real *ex-post* es significativo en todos los horizontes y su signo es consistente con su papel de mecanismo de corrección del error. En consecuencia, a los plazos considerados la relación de largo plazo entre tipos nominales e IPC ayuda a predecir la dinámica a corto plazo del IPC. Por su parte, los *spreads* solo son significativos en la regresión con horizontes de predicción a un mes, mientras en los demás casos no se aprecia ninguna influencia sobre los precios. Hay que señalar, además, que la interpretación de las estimaciones puntuales en el caso de la predicción a un mes no es clara. El signo negativo del *spread* entre los tipos a doce y seis meses no es el que se podría esperar a priori, puesto que cabría pensar en un signo positivo que indicara la asociación de una estructura creciente en la curva de tipos con incrementos en la predicción de los precios.

Por otra parte, cabría pensar que la elevada colinealidad existente entre los *spreads* pudiera estar viciando el test de significatividad individual de sus coeficientes. A fin de paliar este problema se ha realizado un test de Wald para medir la significatividad conjunta de los tres coeficientes. Como puede verse, el test no permite rechazar la hipótesis de nulidad conjunta de los coeficientes en los casos en que no son significativos individualmente. Solamente se rechaza para el horizonte de un mes.

En cuanto a la mejora de la capacidad predictiva global resultante de la ampliación del modelo con la información contenida en los tipos de interés, el cuadro 3 muestra también la suma de los cuadrados de los residuos de las ecuaciones [6] y [7], interpretables como las sumas de los errores cuadráticos de predicción

intramuestral⁽¹¹⁾. Como se puede apreciar, la ganancia proveniente de la inclusión de nuevas variables es mayor cuando el horizonte de predicción es de un año, siendo la reducción de la suma de cuadrados de residuos del 31%. Para 1, 3 y 6 meses, la reducción es mucho menor: 7%, 16% y 13%, respectivamente.

En resumen, el Cuadro 3 revela que, en general, los *spreads* no tienen ningún contenido informativo para la predicción del IPC que no se encuentre ya en el propio pasado de los precios⁽¹²⁾, mientras que, por el contrario, el tipo de interés real *ex-post* sí aumenta la capacidad explicativa ofrecida por el propio pasado de la serie. Sin embargo, ese mayor poder explicativo solo es económicamente relevante en el horizonte de doce meses. Por lo tanto, la principal conclusión de esta sección es que, de los plazos considerados, los tipos de interés parecen tener contenido informativo genuino sobre la evolución del IPC solo al horizonte de un año y como consecuencia de que mantienen una relación estable a largo plazo con la tasa de inflación.

Estos resultados son consistentes con los que obtienen Tzavalis y Wickens (1996), para EE.UU. Esto es, la evidencia de que los diferenciales de tipos de interés tienen poder predictivo sobre la inflación -y tanto mayor cuanto mayor es el vencimiento de dichos tipos de interés- desaparece cuando se incluye el tipo de interés real *ex-post* como variable anticipadora de la inflación. En lo que respecta a la Unión Europea, existe también cierta evidencia de que los diferenciales entre tipos de interés a plazos medios y largos tienen contenido informativo sobre la inflación futura en algunos países, aunque no en todos [veáanse Gerlach (1995) y Davis y Fagan (1996a)]. Sin embargo, a nivel de la UE, en su conjunto, los diferenciales o no tienen contenido informativo sobre la inflación o son superados en este sentido por los tipos de interés [Davis y Fagan (1996b)]. Esto último se observa también, en particular, para el Reino Unido y Suecia [Baumgartner *et al.*, (1996) y (1997)].

En la sección siguiente se analiza si estos resultados se ven modificados cuando

⁽¹¹⁾ A efectos de la interpretación de este valor, hay que hacer notar que, por construcción, la variable dependiente para cada horizonte es distinta, de manera que la suma del cuadrado de los residuos no es comparable entre los diversos horizontes. Ver nota 2 del cuadro 3.

⁽¹²⁾ Resultados similares se encuentran en Martínez Resano (1993), Davis y Fagan (1996a) y Manzano y Campoy (1997), aunque estos autores solo utilizan algún diferencial concreto.

el ejercicio se extiende en una doble dirección. En primer lugar, se contrastan los efectos de sustituir el IPC por un índice de precios menos volátil y, quizá, más útil para revelar tendencias en la evolución de los precios. En segundo lugar, se toman en consideración horizontes de predicción y de vencimiento de los tipos de interés superiores al año⁽¹³⁾.

5. EXTENSIONES

5.1. IPSEBENE en lugar de IPC

Frecuentemente en el análisis empírico del IPC se propugna la eliminación de sus componentes más volátiles o erráticos. Así, una de las prácticas más extendidas es la consideración del índice de precios conocido por IPSEBENE (índice de precios de servicios y bienes elaborados no energéticos), en el que se eliminan los dos componentes que presentan mayor volatilidad: los precios de los productos energéticos y de los productos agrícolas no elaborados. Este índice es habitualmente utilizado como un indicador de la inflación subyacente.

Para analizar si parte del reducido poder explicativo de los tipos de interés responde a un "exceso" de volatilidad a corto plazo por parte del IPC, se ha repetido el ejercicio de la sección anterior utilizando IPSEBENE -que recoge una señal más sólida de la evolución tendencial a largo plazo de los precios- en lugar de IPC⁽¹⁴⁾.

Los resultados de este ejercicio, que aparecen en el cuadro 4, muestran que la única variación cualitativa con respecto al caso del IPC se produce en la pérdida de significatividad de los *spreads* a cualquier horizonte de predicción. Por otra parte, se

⁽¹³⁾ El ejercicio se ha replicado utilizando como índice agregado de precios la serie de IPC corregido que aparece en Matea y Regil (1996). Esta variable se obtiene aplicando una metodología homogénea para la construcción del IPC a lo largo de toda la muestra, habida cuenta de los cambios introducidos a partir del año 1992. Los resultados obtenidos en este caso son cualitativamente idénticos a los reflejados anteriormente.

⁽¹⁴⁾ Los test de cointegración realizados no rechazan la existencia de una relación de cointegración entre IPC e IPSEBENE con vector (1,-1), por lo que son directamente aplicables al IPSEBENE las relaciones de cointegración contrastadas entre tipos de interés e IPC.

mantiene la alta significatividad y el signo adecuado de los coeficientes del tipo de interés real *ex-post*, así como se obtiene de nuevo una mejora de poder explicativo sustancialmente superior en el horizonte a doce meses⁽¹⁵⁾.

5.2. Tipos de interés a medio y largo plazo

En la literatura sobre contenido informativo de la estructura temporal de tipos de interés con respecto de la inflación, existe un cierto acuerdo en que dicho contenido informativo es mayor cuanto mayor es el horizonte de predicción y mayor es el plazo de vencimiento de los tipos de interés considerados [véanse, por ejemplo, Mishkin (1990), Jorion y Mishkin (1991) y Estrella y Mishkin (1995)]. La explicación habitual es que en los plazos cortos, la variabilidad del tipo de interés real *ex-ante* domina a la variabilidad de la tasa de inflación. Por tanto, los diferenciales entre los tipos de interés nominales a corto plazo vienen determinados, fundamentalmente, por las variaciones en el tipo de interés real y no por cambios en las expectativas de inflación.

Por tanto, a la luz de los resultados anteriores, resulta especialmente relevante analizar qué ocurre cuando consideramos tipos de interés a plazos más largos y horizontes de predicción superiores al año. Sin embargo, como ya se ha comentado previamente, la disponibilidad de datos adecuados al respecto en la economía española es muy limitada. En esta sección vamos a presentar los resultados de considerar, junto con los tipos de interés interbancarios a uno y doce meses, los rendimientos de la Deuda Pública del Estado entre dos y cuatro años y a más de cuatro años, para un período muestral que va desde 1983:9 hasta 1996:8⁽¹⁶⁾.

Antes de presentar los resultados, es conveniente recalcar las limitaciones de los datos de base. En primer lugar, los rendimientos de la Deuda Pública corresponden a activos con cupones y, al tratarse de índices que combinan distintos títulos, su

⁽¹⁵⁾ De nuevo, se ha replicado el análisis considerando la serie de IPSEBENE corregido en Matea y Regil (1996). Tampoco en este caso se producen diferencias relevantes con respecto al índice original.

⁽¹⁶⁾ Estas dos últimas series se han construido con datos de la Bolsa hasta 1987 y de la Central de Anotaciones en Cuenta desde entonces.

plazo de vencimiento es variable en el tiempo⁽¹⁷⁾. Esto impide hacer corresponder con exactitud el horizonte de predicción con el plazo de vencimiento de los activos considerados. Por esta razón, en esta parte del trabajo optamos por considerar, de forma algo arbitraria, horizontes de predicción a 12, 24, 36 y 48 meses. Adicionalmente, pueden observarse cambios en los diferenciales que se deban exclusivamente a cambios en el plazo de vencimiento de los activos considerados, en lugar de a cambios en la estructura temporal, lo que sesgaría las conclusiones con respecto al contenido informativo de la estructura temporal de tipos de interés. Esto es particularmente posible en 1992, dado el importante cambio en el vencimiento medio de los títulos a más de cuatro años ocurrido entonces. En cualquier caso, un análisis gráfico de la evolución de los tipos de interés considerados pone de manifiesto que estos recogen razonablemente bien los grandes rasgos de la evolución de la estructura temporal de tipos de interés en los últimos años, como, por ejemplo, el cambio de signo de la pendiente entre 1993 y 1994 (véase gráfico 2).

En segundo lugar, los datos considerados suponen mezclar rendimientos de Deuda Pública con tipos de interés interbancarios. Nuevamente nuestra justificación es la estrecha interrelación entre ambos mercados (diferenciales muy pequeños entre mercados) y la disponibilidad, de esta forma, de una muestra mayor. Con todo, la muestra es, en este caso, menor que la considerada anteriormente (trece años frente a diecisiete). Esto, sin duda, es también una limitación importante del ejercicio, dado que cuanto mayor sea el horizonte de predicción, más necesaria es una muestra larga. Intuitivamente, la predicción de la inflación a medio plazo se basa en el comportamiento tendencial y cíclico de la misma. Sin embargo, en una muestra de trece años solo es posible encontrar un número reducido de cambios en la tendencia de la inflación o en el ciclo económico.

Los problemas comentados se manifiestan ya al analizar las relaciones de largo plazo entre los distintos tipos de interés. El cuadro 5 presenta los resultados equivalentes a los del cuadro 2. No obstante, aunque menos claramente, la evidencia sigue siendo favorable a la consideración de los diferenciales de tipos de interés como variables estacionarias, esto es, cointegración (1,-1) entre tipos de interés.

⁽¹⁷⁾ En el caso de la rentabilidad entre dos y cuatro años, el plazo de vencimiento es relativamente estable, en torno a un valor medio de 2,8 años. Sin embargo, para las rentabilidades a más de cuatro años existe un salto importante en 1992, pasando de una media de 5,4 años en el periodo previo, a 7,75 años de media en el periodo posterior.

Los cuadros 6 y 7 reproducen los resultados de los ejercicios de predicción intramuestral de IPC e IPSEBENE, respectivamente, para horizontes desde uno a cuatro años⁽¹⁸⁾. El ejercicio que se realiza es el mismo que en la sección anterior: sobre la base de un modelo univariante, se introducen las cuatro relaciones de cointegración entre tipos de interés e inflación detectadas previamente (tipo de interés real *ex-post* y tres diferenciales) y se analiza su capacidad predictiva en términos de la significatividad de los parámetros y de la reducción del error de predicción.

El principal resultado de la sección 4 sigue manteniéndose: el tipo de interés real *ex-post* es significativo y presenta coeficiente positivo. Por otro lado, la mejora en la predicción con respecto al modelo univariante es importante. Esto es coherente con que, cuanto mayor es el horizonte, menor es la capacidad predictiva del pasado de la serie y mayor es la importancia de las relaciones de largo plazo.

Cabe destacar que, para horizontes superiores a 12 meses, se rechaza la ausencia de contenido informativo de los diferenciales de tipos de interés conjuntamente. Sin embargo, los coeficientes significativos son siempre negativos. Según esto y de forma contraintuitiva, un aumento en la pendiente de tipos de interés por plazo, dado el tipo de interés real, anticiparía una evolución futura menos, en lugar de más, inflacionista. En nuestra opinión, este resultado contradictorio con la teoría puede deberse al tamaño reducido de la muestra. Dado el elevado solapamiento de las observaciones, los errores tienden a ser muy persistentes, lo que puede sesgar de forma importante los resultados. De hecho, los contrastes considerados son contrastes asintóticos y su validez en muestras pequeñas con datos solapados es dudosa [véase Bekaert, Hodrick y Marshall (1996)].

En definitiva, extraer conclusiones sobre el contenido informativo de los tipos de interés por plazos con respecto de la inflación, en la economía española y para horizontes medios y largos, es difícil, por todos los problemas señalados con respecto a los datos y a la muestra. De los resultados de esta sección parece deducirse que el principal valor añadido de la consideración de los tipos de interés, para predecir la inflación a medio plazo, se deriva de la relación de cointegración entre tasa de inflación y nivel de los tipos de interés -que implica tipo de interés real estacionario-. Así, dada una determinada tasa de inflación, unos tipos de interés relativamente

⁽¹⁸⁾ Los resultados con las series corregidas de cambios en los criterios de construcción son prácticamente idénticos.

reducidos serían un indicio de perspectivas de descenso de la tasa de inflación en el futuro. Fuera de eso, la posibilidad de errores de predicción persistentes dificulta la utilización de los diferenciales de tipos de interés por plazos como indicadores adelantados de la inflación

A título ilustrativo, en el gráfico 3 hemos representado las predicciones para los distintos horizontes realizadas con la información disponible para el último período de la muestra: 1996:8⁽¹⁹⁾. Obviamente, dicho ejercicio no puede tomarse como una medida de contenido predictivo de los tipos de interés sobre la inflación, por tratarse de una única predicción. Más bien se trataría de complementar los resultados del trabajo con el mensaje que -con respecto a la inflación futura- nos darían los tipos de interés en 1996:8. Así, puesto que la conclusión principal del trabajo es que es el tipo de interés real *ex-post* el que contribuye a anticipar la inflación futura, la predicción se ha realizado con los modelos reestimados sin los diferenciales como variables explicativas. De lo contrario, la predicción podría verse afectada por la existencia de coeficientes de valor elevado, aunque estadísticamente no significativos, así como por coeficientes significativos pero con signo contrario al esperado, dificultando la interpretación de los resultados.

Como puede observarse, hasta doce meses las predicciones son prácticamente idénticas a las de los modelos univariantes y ninguna de las dos anticipa el fuerte descenso que se produjo en la inflación en la primera mitad de 1997. Sin embargo, existen mayores diferencias en los plazos más largos. Así, mientras los modelos univariantes predecían en agosto de 1996 tasas de inflación continuamente decrecientes durante los siguientes cuatro años, los modelos que incorporan la información de los tipos de interés apuntaban a una estabilización de la tasa de inflación ligeramente por encima del 2% en los horizontes más lejanos. Este resultado parece confirmar que el contenido informativo adicional de los tipos de interés con respecto al contenido en el propio pasado de la inflación se centra más en el largo plazo que en el corto.

⁽¹⁹⁾ Obsérvese que las líneas no representan, como es habitual, las predicciones a distintos horizontes de un mismo modelo, sino las predicciones de distintos modelos construidos cada uno de ellos para un horizonte distinto. Para el horizonte de 12 meses hemos representado la predicción del modelo basado en tipos de interés a medio y largo plazo.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza en qué medida el conocimiento de la estructura temporal de los tipos de interés sin riesgo permite mejorar la predicción de la tasa de inflación en la economía española. Para ello, se ha seguido un enfoque predominantemente empírico. Esto es, se ha planteado un modelo dinámico general, con el que predecir la tasa de inflación a distintos horizontes, con un conjunto de información que incluye tanto el pasado de la serie de inflación como el de los tipos de interés a distintos plazos. Aunque no se ha pretendido contrastar la teoría que sustenta el potencial contenido informativo de la estructura temporal de los tipos de interés sobre la inflación (hipótesis de expectativas más relación de Fisher), sí se ha hecho uso de las relaciones de largo plazo que dicha teoría implica, una vez contrastado su cumplimiento en el período considerado.

Los análisis estadísticos realizados indican que existen relaciones de cointegración que ligan entre sí los tipos de interés sin riesgo a distintos plazos, por un lado, y los tipos de interés con la tasa de inflación, por otro. Apoyándose en estas relaciones de largo plazo, ha sido posible construir un modelo de corrección del error en el que, a diferentes horizontes, la tasa de inflación se explica en función de su propio pasado, del tipo de interés real *ex-post* y de los diferenciales entre tipos de interés a distintos plazos.

De los resultados obtenidos cabe destacar, como conclusión principal, que, mientras que el tipo de interés real *ex-post* muestra cierto contenido informativo con respecto de la inflación futura, los diferenciales entre tipos de interés no aportan información adicional alguna a la de las otras variables del modelo. Este resultado coincide con el que obtienen, entre otros, Tzavalis y Wickens (1996) para la economía americana. En nuestra opinión, estos resultados indican que el contenido informativo de la estructura temporal de los tipos de interés se apoya básicamente en la relación a largo plazo entre tipos de interés y tasas de inflación -lo que implica estacionariedad del tipo de interés real-. No obstante, la relevancia de dicha relación de largo plazo para horizontes inferiores al año es muy limitada, por lo que la utilidad de la estructura temporal para predecir tasas de inflación en esos plazos es también muy reducida.

Antes de cerrar estas conclusiones creemos necesario hacer alguna puntualización. En primer lugar, los resultados obtenidos se apoyan en una muestra cuya longitud es

comparativamente inferior a lo que suele ser habitual en este tipo de estudios. Esto es resultado del tardío desarrollo de los mercados financieros en España, lo que, además de imposibilitar la utilización de una muestra mayor, nos obliga a recurrir a datos de tipos de interés que no se corresponden exactamente con los que la teoría nos dice que son los más relevantes; esto es, tipos de interés cupón cero de la Deuda Pública. Por ambas razones, los resultados de este trabajo deben tomarse con cautela.

Finalmente, conviene precisar también que de los resultados de este trabajo no debe inferirse necesariamente que la estructura temporal de los tipos de interés no tenga utilidad para una política monetaria con objetivos directos en términos de inflación. Así, por ejemplo, ser un buen predictor de la inflación no es una condición necesaria ni suficiente para ser un buen indicador de expectativas de inflación, otra variable no observable de enorme interés para un banco central.

Cuadro 1: Análisis de cointegración: método de Johansen (1988)
 Relación de Fisher: inflación (IPC) y tipos de interés interbancarios

| (a) Contrastes sobre el rango del espacio de cointegración | | | | | | | | |
|--|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| Horizonte (meses) | 1 | | 3 | | 6 | | 12 | |
| | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} |
| $r=0$ | 22.27 | 25.71 | 14.01 | 17.49 | 14.04 | 17.37 | 12.48 | 19.36 |
| $r \leq 1$ | 3.45 | 3.45 | 3.47 | 3.47 | 3.33 | 3.33 | 6.88 | 6.88 |

| (b) Estimación de los vectores de cointegración y contrastes de la restricción (1, -1) | | | | |
|--|------------|------------|------------|------------|
| Horizonte (meses) | 1 | 3 | 6 | 12 |
| $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$ | (1, -0.94) | (1, -1.10) | (1, -1.10) | (1, -1.70) |
| Contraste | 0.06 | 0.11 | 0.12 | 3.04 |
| (p-value) | (0.80) | (0.74) | (0.73) | (0.08) |

- Notas:
- 1.- El número de retardos se ha seleccionado, en cada caso, según el criterio de información de Schwarz, siempre teniendo en cuenta que los residuos no estuvieran autocorrelacionados.
 - 2.- En todos los casos se han considerado en D_t una constante restringida y *dummies* estacionales centradas.
 - 3.- Valores críticos de los contrastes λ_{max} y λ_{traza} :
 λ_{max} al 10% {10.29, 7.50} para $\{r=0, r \leq 1\}$
 λ_{traza} al 10% {17.79, 7.50} para $\{r=0, r \leq 1\}$
 - 4.- El Contraste de la restricción (1, -1) se distribuye como una $\chi^2(1)$

Cuadro 2: Análisis de cointegración: método de Johansen (1988)
Diferenciales: tipos de interés interbancarios

| (a) Contrastes sobre el rango del espacio de cointegración | | | | | | | |
|--|------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| Horizonte (meses) | | 3 | | 6 | | 12 | |
| | | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} |
| 1 | $r=0$ | 29.83 | 37.09 | 17.88 | 21.77 | 36.31 | 39.29 |
| | $r \leq 1$ | 7.26 | 7.26 | 3.89 | 3.89 | 2.99 | 2.99 |
| 3 | $r=0$ | | | 29.76 | 32.04 | 18.37 | 23.14 |
| | $r \leq 1$ | | | 2.28 | 2.28 | 4.77 | 4.77 |
| 6 | $r=0$ | | | | | 16.49 | 20.21 |
| | $r \leq 1$ | | | | | 3.72 | 3.72 |

| (b) Estimación de los vectores de cointegración y contrastes de la restricción (1, -1) | | | | |
|--|----------------------|-------------|-------------|-------------|
| Horizonte (meses) | | 3 | 6 | 12 |
| 1 | (β_1, β_2) | (1, -1.00) | (1, -1.00) | (1, -1.13) |
| | Contraste (p-value) | 0.00 (0.95) | 0.00 (0.96) | 2.29 (0.13) |
| 3 | (β_1, β_2) | | (1, -1.03) | (1, -1.10) |
| | Contraste (p-value) | | 0.70 (0.38) | 1.62 (0.20) |
| 6 | (β_1, β_2) | | | (1, -1.05) |
| | Contraste (p-value) | | | 1.34 (0.25) |

Notas: Véase cuadro 1.

Cuadro 3: Predicción del IPC con tipos de interés a corto plazo

| Modelo: | | | | |
|--|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $\Delta_h \Delta_{12} IPC_{t-h} = \alpha_0 + b(L) * \Delta_{12} IPC_t + \alpha * (i_{12,t-12} - \Delta_{12} IPC_t) + \beta_1 * (i_3 - i_1)_t + \beta_2 * (i_6 - i_3)_t + \beta_3 * (i_{12} - i_6)_t + u_t$ | | | | |
| Horizonte(h) (meses) | 1 | 3 | 6 | 12 |
| α | 0.35 ** (0.17) | 0.42 ** (0.13) | 0.30 ** (0.11) | 0.30 ** (0.10) |
| β_1 | -1.45 (1.32) | 0.39 (0.68) | 0.86 (0.65) | 0.00 (0.53) |
| β_2 | 3.79 ** (1.58) | 0.97 (0.89) | -0.16 (0.60) | 0.42 (0.38) |
| β_3 | -2.65 ** (1.08) | -1.32 (0.82) | -0.31 (0.51) | -0.31 (0.34) |
| SRC _c | 2897 | 927.3 | 514.5 | 247.1 |
| SRC _s | 3105.5 | 1073.7 | 582.7 | 323.3 |
| T | 166 | 167 | 174 | 168 |
| Significación conjunta | 7.68 * (0.05) | 2.72 (0.44) | 1.92 (0.59) | 2.36 (0.50) |
| Q ₁₂ | 3.78 (0.99) | | | |
| Q ₃₆ | 26.1 (0.89) | | | |

- Notas:
- 1.- Tipos de interés considerados:
 i_1 : interbancario a un mes
 i_3 : interbancario a tres meses
 i_6 : interbancario a seis meses
 i_{12} : interbancario a doce meses.
 - 2.- Todas las variables, incluida la dependiente, se expresan en p.p. anuales.
 - 3.- Errores estándar corregidos con los métodos de White y Newey-West, entre paréntesis.
 - 4.- SRC_c: suma de residuos al cuadrado del modelo con tipo de interés real y diferenciales.
 SRC_s: suma de residuos al cuadrado del modelo sin tipo de interés real ni diferenciales.
 - 5.- El contraste de significación conjunta analiza la hipótesis nula $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$. Su distribución asintótica es una $\chi^2(3)$. p-value, entre paréntesis.
 - 6.- Q(n): contraste Ljung-Box de autocorrelación hasta orden n. Su distribución es una $\chi^2(n)$. p-value, entre paréntesis.

Cuadro 4: Predicción del IPSEBENE con tipos de interés a corto plazo

| Modelo: | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $\Delta_{t,h} \Delta_{12} IPSE_{t,h} = a_0 + b(L) * \Delta_{12} IPSE_t + \alpha * (i_{12,t-12} - \Delta_{12} IPSE_t) + \beta_1 * (i_3 - i_1)_t + \beta_2 * (i_6 - i_3)_t + \beta_3 * (i_{12} - i_6)_t + u_t$ | | | | |
| Horizonte(h) (meses) | 1 | 3 | 6 | 12 |
| α | 0.21 ** (0.09) | 0.21 ** (0.09) | 0.22 ** (0.09) | 0.32 ** (0.08) |
| β_1 | 0.07 (0.58) | -0.06 (0.48) | 0.26 (0.58) | 0.04 (0.49) |
| β_2 | 0.29 (0.84) | 0.13 (0.50) | -0.22 (0.54) | 0.10 (0.37) |
| β_3 | -0.65 (0.72) | -0.17 (0.51) | 0.34 (0.41) | 0.31 (0.35) |
| SRC_c | 931.7 | 435.5 | 292.4 | 181.2 |
| SRC_s | 964.1 | 462.8 | 327.5 | 271.8 |
| T | 166 | 163 | 161 | 168 |
| Significación conjunta | 1.04 (0.79) | 0.34 (0.95) | 2.15 (0.54) | 2.35 (0.50) |
| Q_{12} | 4.41 (0.97) | | | |
| Q_{36} | 28.3 (0.82) | | | |

Notas: Véase cuadro 3

Cuadro 5: Análisis de cointegración: método de Johansen (1988)
Diferenciales: tipos de interés a corto y a largo plazo

| (a) Contrastes sobre el rango del espacio de cointegración | | | | | | | |
|--|------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| Horizonte | | 12 meses | | 2 a 4 años | | más de 4 años | |
| | | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} | λ_{max} | λ_{traza} |
| 1 mes | $r=0$ | 17.69 | 20.85 | 10.62 | 16.09 | 13.89 | 18.32 |
| | $r \leq 1$ | 3.16 | 3.16 | 5.47 | 5.47 | 4.43 | 4.43 |
| 12 meses | $r=0$ | | | 10.07 | 16.11 | 10.35 | 16.66 |
| | $r \leq 1$ | | | 6.04 | 6.04 | 6.31 | 6.31 |
| 2 a 4 años | $r=0$ | | | | | 10.52 | 19.25 |
| | $r \leq 1$ | | | | | 8.73 | 8.73 |

| (b) Estimación de los vectores de cointegración y contrastes de la restricción (1, -1) | | | | | | | |
|--|---------------------------------|-------------|---------------------------------|-------------|--|---------------|--|
| Horizonte | | 12 meses | | 2 a 4 años | | más de 4 años | |
| | | 1 mes | $(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2)$ | (1, -0.83) | | (1, -0.93) | |
| | Contraste (p-value) | 1.51 (0.22) | | 0.04 (0.84) | | 0.65 (0.42) | |
| 12 meses | $(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2)$ | | | (1, -1.17) | | (1, -0.99) | |
| | Contraste (p-value) | | | 0.88 (0.35) | | 0.00 (0.97) | |
| 2 a 4 años | $(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2)$ | | | | | 1, -1.16) | |
| | Contraste (p-value) | | | | | 0.41 (0.52) | |

Notas: Véase cuadro 1

Cuadro 6: Predicción del IPC con tipos de interés a corto y medio plazo

| Modelo: | | | | |
|---|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| $\Delta_h \Delta_{12} IPC_{t,h} = a_0 + b(L) * \Delta_{12} IPC_t + \alpha * (i_{12,t-12} - \Delta_{12} IPC_t) + \beta_1 * (i_{12} - i_1)_t + \beta_2 * (i_{2-4a} - i_{12})_t + \beta_3 * (i_{4a} - i_{2-4a})_t + u_t$ | | | | |
| Horizonte(h) (meses) | 12 | 24 | 36 | 48 |
| α | 0.36 ** (0.13) | 0.45 ** (0.14) | 0.17 (0.12) | 0.21 ** (0.10) |
| β_1 | 0.30 (0.27) | -0.50 ** (0.21) | -0.51 ** (0.16) | -0.36 ** (0.16) |
| β_2 | 0.13 (0.35) | 0.08 (0.38) | -0.88 * (0.52) | -0.56 (0.54) |
| β_3 | -0.80 * (0.46) | -1.53 ** (0.35) | -0.87 ** (0.27) | -0.07 (0.27) |
| SRC _c | 162.9 | 170.4 | 175.8 | 123.9 |
| SRC _s | 235.8 | 353.7 | 335.3 | 169.7 |
| T | 132 | 120 | 108 | 96 |
| Significación conjunta | 3.09 (0.38) | 65.4 ** (0.00) | 117.2 ** (0.00) | 39.1 ** (0.00) |

- Notas:
- 1.- Tipos de interés considerados:
 i_1 : interbancario a un mes
 i_{12} : interbancario a doce meses
 i_{2-4a} : deuda pública con vencimiento entre 2 y 4 años
 i_{4a} : deuda pública con vencimiento a más de 4 años.
 - 2.- Errores estándar corregidos con los métodos de White y Newey-West, entre paréntesis.
 - 3.- SRC_c: suma de residuos al cuadrado del modelo con tipo de interés real y diferenciales.
 SRC_s: suma de residuos al cuadrado del modelo sin tipo de interés real ni diferenciales.
 - 4.- El contraste de significación conjunta analiza la hipótesis nula $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$. Su distribución asintótica es una $\chi^2(3)$. p-value, entre parentesis.

Cuadro 7: Predicción IPSEBENE con tipos de interés a corto y medio plazo

| Modelo: | | | | |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| $\Delta_h \Delta_{12} IPSE_{t,h} = a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} IPSE_t + \alpha * (i_{12,t-12} - \Delta_{12} IPSE_t) + \beta_1 * (i_{12} - i_1)_t + \beta_2 * (i_{2-4a} - i_{12})_t + \beta_3 * (i_{4a} - i_{2-4a})_t + u_t$ | | | | |
| Horizonte(h) (meses) | 12 | 24 | 36 | 48 |
| α | 0.38 ** (0.09) | 0.47 ** (0.06) | 0.17 (0.11) | 0.23 ** (0.09) |
| β_1 | 0.47 ** (0.21) | -0.10 (0.17) | -0.18 (0.21) | -0.10 (0.17) |
| β_2 | 0.16 (0.27) | -0.14 (0.25) | -0.60 (0.42) | -0.46 (0.44) |
| β_3 | -0.88 ** (0.42) | -1.52 ** (0.28) | -1.32 ** (0.20) | -0.67 ** (0.24) |
| SRC_c | 105.7 | 108.7 | 124.9 | 132.3 |
| SRC_s | 203.3 | 263.4 | 234.5 | 178.0 |
| T | 132 | 120 | 108 | 96 |
| Significación conjunta | 5.44 (0.14) | 34.9 ** (0.00) | 165.9 ** (0.00) | 70.3 ** (0.00) |

Notas: Véase cuadro 6.

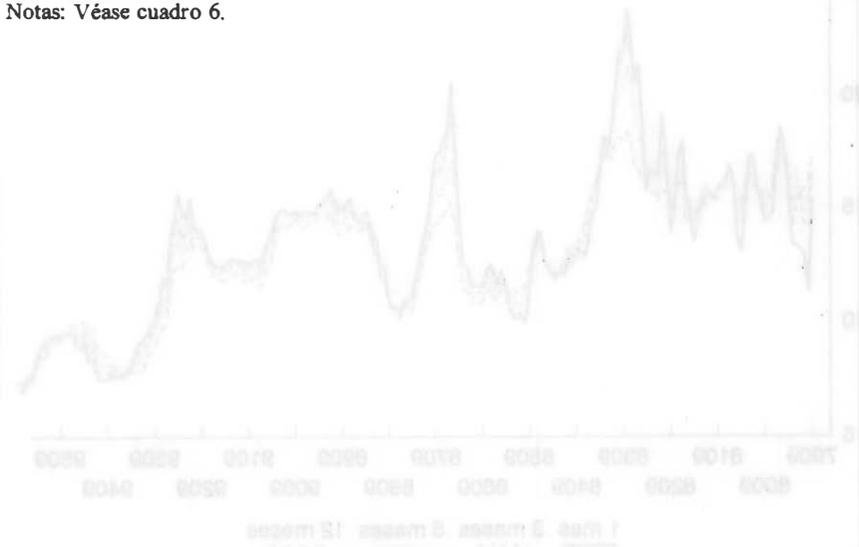
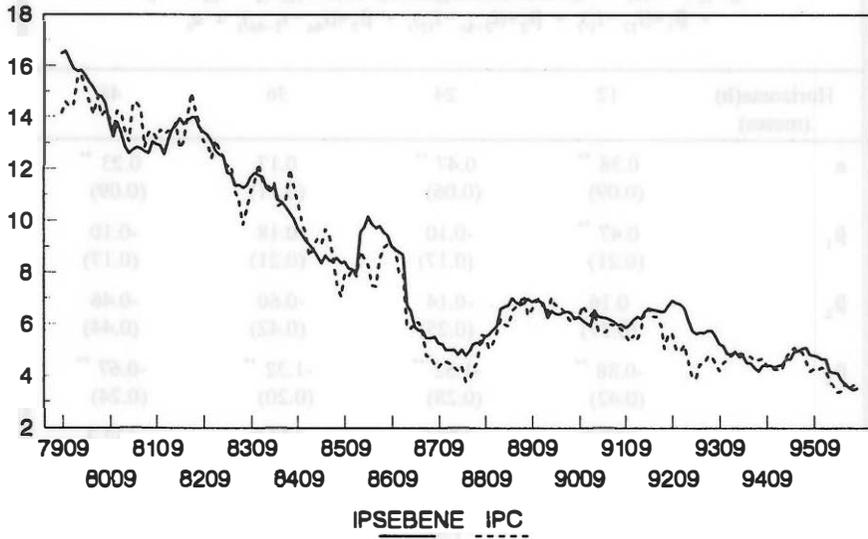


GRÁFICO 1

EVOLUCIÓN DE LA TASA DE INFLACIÓN Tasa interanual en %



EVOLUCIÓN TIPOS DE INTERÉS INTERBANCARIOS

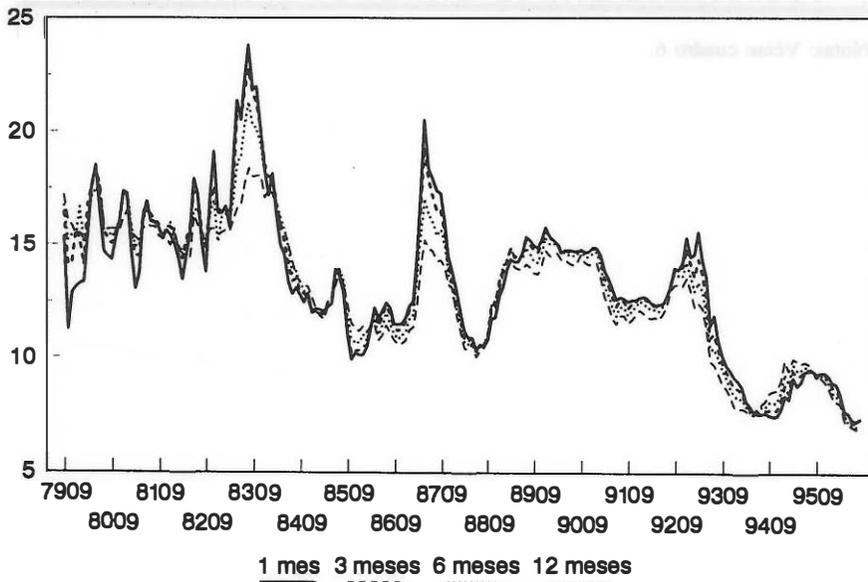
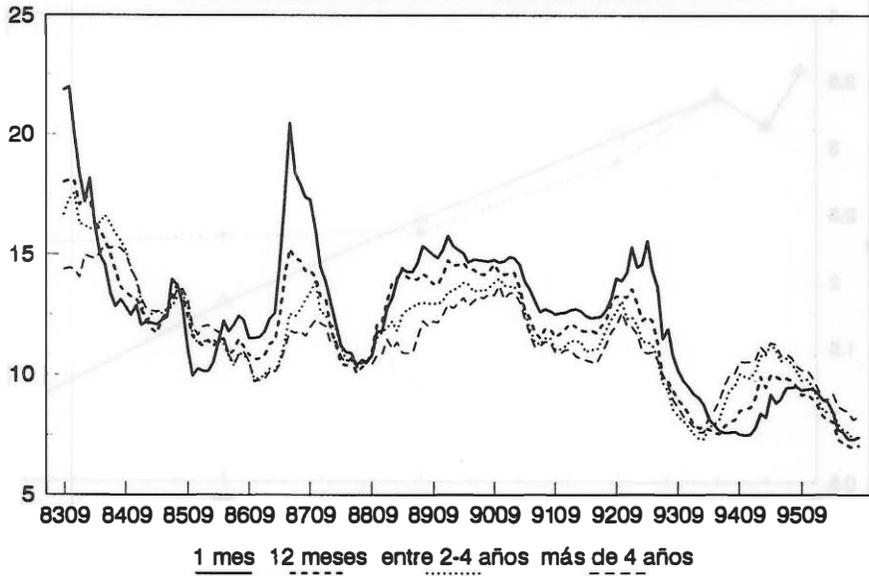


GRÁFICO 2

EVOLUCIÓN TIPOS DE INTERÉS



EVOLUCIÓN DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL

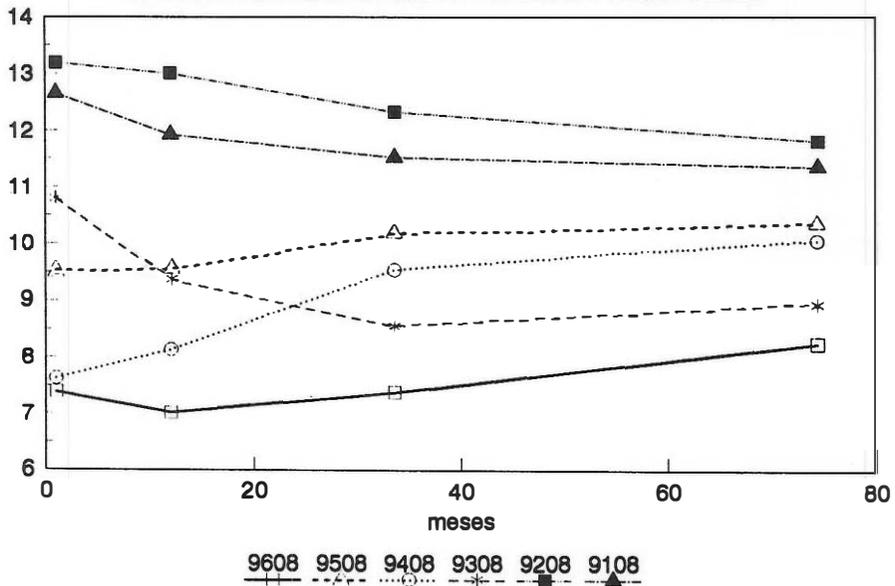
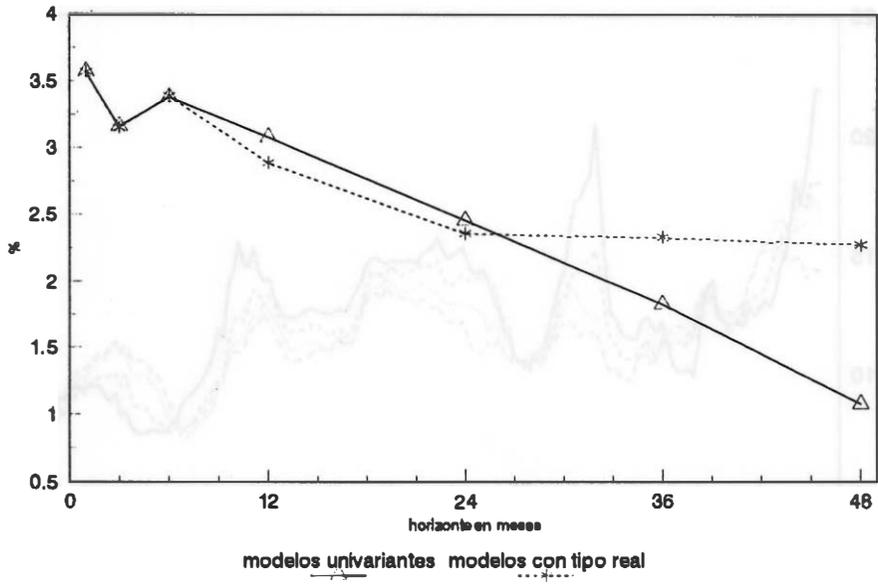


GRÁFICO 3

PREDICCIONES DE LA TASA INTERANUAL DEL IPC



REFERENCIAS

- Baumgartner, J. y R. Ramaswamy (1996): "Inflation targeting in the United Kingdom: information content of financial and monetary variables". IMF Working Paper no. 96/44.
- Baumgartner, J., R. Ramaswamy y G. Zettergren (1997): "Monetary policy and leading indicators of inflation in Sweden". IMF Working Paper no. 97/34.
- Bekaert, G., R. J. Hodrick y D. Marshall (1996): "On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates". NBER, Technical Working Paper 191.
- Cabrero, A., J. L. Escrivá, M. T. Sastre (1992): "Ecuaciones de demanda para los nuevos agregados monetarios". Banco de España, *Estudios Económicos*, nº 52.
- Cabrero, A. y J. C. Delrieu (1996): "Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España". Banco de España, Documento de Trabajo nº 9619.
- Davis, E. P. y G. Fagan (1996a): "Are financial spreads useful indicators of future inflation and output growth in EU countries?". Mimeo, EMI.
- (1996b): "Indicator properties of financial spreads in the EU: evidence from aggregate union data". Mimeo, EMI.
- Estrella, A. y F. S. Mishkin (1995): "The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Bank". NBER, Working Paper 5279.
- Fama, E. F. (1975): "Short term interest rates as predictors of inflation", *American Economic Review*, 65, pp. 269-282.
- Gerlach, S. (1995): "The information content of the term structure: evidence for Germany". CEPR, Working Paper no. 1264.
- Gonzalo, J. y J. Y. Pitarakis (1995): "Comovements in large systems", Universidad Carlos III, Working Paper 95-38.

Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.

Jorion, P. y F. S. Mishkin (1991): "A multi-country comparison of term structure forecasts at long horizons". NBER, Working Paper no. 3574.

Manzano M. C. y J. A. Campoy (1997): "Algunos indicadores sobre expectativas de inflación: análisis de su contenido informativo". Banco de España, *Boletín económico*, febrero, pp. 41-53.

Matea, M. L. y A. V. Regil (1996): "Indicadores de inflación a corto plazo". Banco de España, Documento de Trabajo nº 9621.

Martínez Resano, J. R. (1993): "Contenido informativo de la curva de tipos de interés. Teoría y aplicación al caso español". CEMFI, Documento de Trabajo nº 9307.

Mishkin, F. S. (1990): "What does the term structure tell us about future inflation?". *Journal of monetary economics*, v. 25, 1, enero, pp. 77-95.

Tzavalis E. y M. R. Wickens (1996): "Forecasting inflation from the term structure". *Journal of Empirical Finance*, 3, pp. 103-122.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy and G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Serie de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **P. Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **P. Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín and Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.
- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.

- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Melcón:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.

- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.
- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sebastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.
- 9508 **Francisco Alonso y Fernando Restoy:** La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable.
- 9509 **Fernando C. Ballabriga, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** España en Europa: asimetrías reales y nominales.
- 9510 **Juan Carlos Casado, Juan Alberto Campoy y Carlos Chuliá:** La regulación financiera española desde la adhesión a la Unión Europea.
- 9511 **Juan Luis Díaz del Hoyo y A. Javier Prado Domínguez:** Los FRAs como guías de las expectativas del mercado sobre tipos de interés.
- 9512 **José M.ª Sánchez Sáez y Teresa Sastre de Miguel:** ¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?
- 9513 **Juan Ayuso y Soledad Núñez:** ¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública.
- 9514 **M.ª Cruz Manzano Frías y M.ª Teresa Sastre de Miguel:** Factores relevantes en la determinación del margen de explotación de bancos y cajas de ahorros.
- 9515 **Fernando Restoy and Philippe Weil:** Approximate equilibrium asset prices.
- 9516 **Gabriel Quirós:** El mercado francés de deuda pública.
- 9517 **Ana L. Revenga and Samuel Bentolila:** What affects the employment rate intensity of growth?
- 9518 **Ignacio Iglesias Araúzo y Jaime Esteban Velasco:** Repos y operaciones simultáneas: estudio de la normativa.
- 9519 **Ignacio Fuentes:** Las instituciones bancarias españolas y el Mercado Único.
- 9520 **Ignacio Hernando:** Política monetaria y estructura financiera de las empresas.
- 9521 **Luis Julián Álvarez y Miguel Sebastián:** La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica.
- 9522 **Soledad Núñez Ramos:** Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos.
- 9523 **Isabel Argimón, José M. González-Páramo y José M.ª Roldán Alegre:** Does public spending crowd out private investment? Evidence from a panel of 14 OECD countries.

- 9524 **Luis Julián Álvarez, Fernando C. Ballabriga y Javier Jareño:** Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española.
- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.ª Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9532 **Paul Schulstad and Ángel Serrat:** An Empirical Examination of a Multilateral Target Zone Model.
- 9601 **Juan Ayuso, Soledad Núñez and María Pérez-Jurado:** Volatility in Spanish financial markets: The recent experience.
- 9602 **Javier Andrés e Ignacio Hernando:** ¿Cómo afecta la inflación al crecimiento económico? Evidencia para los países de la OCDE.
- 9603 **Barbara Dlubosch:** On the fate of newcomers in the European Union: Lessons from the Spanish experience.
- 9604 **Santiago Fernández de Lis:** Classifications of Central Banks by Autonomy: A comparative analysis.
- 9605 **M.ª Cruz Manzano Frías y Sofía Galmés Belmonte:** Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9606 **Malte Krüger:** Speculation, Hedging and Intermediation in the Foreign Exchange Market.
- 9607 **Agustín Maravall:** Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series.
- 9608 **Agustín Maravall and Christophe Planas:** Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models.
- 9609 **Agustín Maravall:** Unobserved Components in Economic Time Series.
- 9610 **Matthew B. Canzoneri, Behzad Diba and Gwen Eudey:** Trends in European Productivity and Real Exchange Rates.
- 9611 **Francisco Alonso, Jorge Martínez Pagés y María Pérez Jurado:** Agregados monetarios ponderados: una aproximación empírica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9612 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations and Additive Outliers in Time Series Models.
- 9613 **Juan Ayuso and Juan L. Vega:** An empirical analysis of the peseta's exchange rate dynamics.
- 9614 **Juan Ayuso :** Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España.
- 9615 **Enrique Alberola Ila:** Optimal exchange rate targets and macroeconomic stabilization.

- 9616 **A. Jorge Padilla, Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Wage bargaining in industries with market power.
- 9617 **Juan J. Dolado and Francesc Marmol:** Efficient estimation of cointegrating relationships among higher order and fractionally integrated processes.
- 9618 **Juan J. Dolado y Ramón Gómez:** La relación entre vacantes y desempleo en España: perturbaciones agregadas y de reasignación.
- 9619 **Alberto Cabrero and Juan Carlos Delrieu:** Construction of a composite indicator for predicting inflation in Spain.
- 9620 **Una-Louise Bell:** Adjustment costs, uncertainty and employment inertia.
- 9621 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Indicadores de inflación a corto plazo.
- 9622 **James Conklyn:** Computing value correspondences for repeated games with state variables.
- 9623 **James Conklyn:** The theory of sovereign debt and Spain under Philip II.
- 9624 **José Viñals and Juan F. Jimeno:** Monetary Union and European unemployment.
- 9625 **María Jesús Nieto Carol:** Central and Eastern European Financial Systems: Towards integration in the European Union.
- 9626 **Matthew B. Canzoneri, Javier Vallés and José Viñals:** Do exchange rates move to address international macroeconomic imbalances?
- 9627 **Enrique Alberola Ila:** Integración económica y unión monetaria: el contraste entre Norteamérica y Europa.
- 9628 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Programs TRAMO and SEATS.
- 9629 **Javier Andrés, Ricardo Mestre y Javier Vallés:** Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetaria: el caso español.
- 9630 **Francisco Alonso y Juan Ayuso:** Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español.
- 9631 **Javier Santillán:** Política cambiaria y autonomía del Banco Central.
- 9632 **Marcial Suárez:** Vocábula (Notas sobre usos lingüísticos).
- 9633 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** What does consumption tell us about inflation expectations and real interest rates?
- 9701 **Víctor Gómez, Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing observations in ARIMA models: Skipping strategy versus outlier approach.
- 9702 **José Ramón Martínez Resano:** Los contratos DIFF y el tipo de cambio.
- 9703 **Gabriel Quirós Romero:** Una valoración comparativa del mercado español de deuda pública.
- 9704 **Agustín Maravall:** Two discussions on new seasonal adjustment methods.
- 9705 **J. David López-Salido y Pilar Velilla:** La dinámica de los márgenes en España (Una primera aproximación con datos agregados).
- 9706 **Javier Andrés and Ignacio Hernando:** Does inflation harm economic growth? Evidence for the OECD.

- 9707 **Marga Peeters:** Does demand and price uncertainty affect Belgian and Spanish corporate investment?
- 9708 **Jeffrey Franks:** Labor market policies and unemployment dynamics in Spain.
- 9709 **José Ramón Martínez Resano:** Los mercados de derivados y el euro.
- 9710 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** Are *ex-post* real interest rates a good proxy for *ex-ante* real rates? An international comparison within a CCAPM framework.
- 9711 **Ana Buisán y Miguel Pérez:** Un indicador de gasto en construcción para la economía española.
- 9712 **Juan J. Dolado, J. David López-Salido and Juan Luis Vega:** Spanish unemployment and inflation persistence: Are there phillips trade-offs?
- 9713 **José M. González Mínguez:** The balance-sheet transmission channel of monetary policy: The cases of Germany and Spain.
- 9714 **Olympia Bover:** Cambios en la composición del empleo y actividad laboral femenina.
- 9715 **Francisco de Castro and Alfonso Novales:** The joint dynamics of spot and forward exchange rates.
- 9716 **Juan Carlos Caballero, Jorge Martínez y M.ª Teresa Sastre:** La utilización de los índices de condiciones monetarias desde la perspectiva de un banco central.
- 9717 **José Viñals y Juan F. Jimeno:** El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea.
- 9718 **Samuel Bentolila:** La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas.
- 9719 **Enrique Alberola, Juan Ayuso and J. David López-Salido:** When may peseta depreciations fuel inflation?
- 9720 **José M. González Mínguez:** The back calculation of nominal historical series after the introduction of the european currency (An application to the GDP).
- 9721 **Una-Louise Bell:** A Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain.
- 9722 **Francisco Alonso Sánchez, Juan Ayuso Huertas y Jorge Martínez Pagés:** El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

| |
|---|
| <p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p> |
|---|