

EL CONTENIDO INFORMATIVO DE LOS TIPOS DE INTERÉS SOBRE LA TASA DE INFLACIÓN ESPAÑOLA

FRANCISCO ALONSO-SÁNCHEZ
JUAN AYUSO-HUERTAS
JORGE MARTÍNEZ-PAGÉS
Banco de España

En este trabajo se analiza el contenido informativo de la estructura temporal de los tipos de interés sin riesgo sobre la tasa de inflación de la economía española. El trabajo es eminentemente empírico y los análisis estadísticos realizados muestran, como conclusión principal, que el tipo de interés real expost tiene cierto contenido informativo con respecto a la inflación futura y que 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.

Palabras clave: Contenido informativo, indicadores adelantados, previsión de inflación.

(JEL E37, E44, E52)

1. Introducción

Aunque la estabilidad de precios ha figurado siempre entre los objetivos finales de todo banco central, la consideración, recientemente, por parte de algunos bancos centrales, de la tasa de inflación como objetivo directo de la política monetaria ha incrementado el interés 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

Agradecemos los comentarios y sugerencias de M. Ll. Matea, de dos evaluadores anónimos y de los asistentes al Seminario del Banco de España. Las opiniones aquí expresadas no tienen por qué coincidir con las del Banco de España

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 contenido informativo 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. 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. El interés en analizar potenciales indicadores adelantados de la inflación se pone de manifiesto, por ejemplo, en los estudios 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 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, en la sección 2 se explicita y estima una ecuación con el fin de analizar, empíricamente, si los tipos de interés interbancarios poseen contenido informativo sobre la tasa de inflación española. En la sección 3 se lleva a cabo una extensión considerando tipos de interés a plazos superiores con el fin de contrastar la robustez de los resultados. Finalmente, la sección 4 resume las principales conclusiones del trabajo.

2. La capacidad predictiva de los tipos de interés a corto plazo sobre la inflación

El contenido informativo teórico de la estructura temporal de tipos de interés sobre la inflación se fundamenta en la relación de Fisher, según la cual, el tipo de interés nominal a un plazo dado es la suma de un tipo de interés real de equilibrio, la expectativa de inflación a dicho plazo y una prima por riesgo. Siendo así y bajo ciertos supuestos con respecto del comportamiento de la prima por riesgo y el tipo de interés real, la estructura temporal de los tipos de interés (esto es los diferentes tipos de interés nominales existentes en un momento dado para vencimientos distintos) contendrá información sobre las expectativas de los agentes con respecto de la evolución futura de la inflación. En un marco de agentes racionales, dichas expectativas y, por tanto, la es-

estructura temporal de tipos de interés pueden ser útiles como indicador adelantado de la inflación¹.

Para explorar esa posibilidad en el caso español, consideramos datos mensuales de índices de precios (IPC e IPSEBENE) y de tipos de interés interbancarios² a uno, tres, seis y doce meses durante el periodo 1979:9-1996:8, extraídos de las series publicadas en el Boletín Estadístico del Banco de España. En nuestro caso, estamos interesados, exclusivamente, en la relación entre tipos de interés y tasa de inflación. Por tanto, el análisis del contenido informativo que aquí se hace se basa en el poder explicativo y predictivo de los tipos de interés sobre la inflación, adicional o "marginal" al ya contenido en el propio pasado de los precios³.

Un paso previo, necesario para formular una ecuación de predicción equilibrada en relación a los órdenes de integración de sus componentes, es analizar las características estadísticas de las variables consideradas. En este sentido, existe clara evidencia de que tipos de interés y tasa de inflación en la economía española no son estacionarios⁴. En concreto, múltiples trabajos muestran que ambas series son integradas de orden uno. 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. No obstante, cabe la posibilidad de que los tipos de interés a distintos plazos, por un lado, y tipos de interés e inflación, por otro, evolucionen siguiendo una tendencia común. En ese caso, tanto los diferenciales o *spreads* entre tipos de interés como el tipo de interés real *ex-post* serían estacionarios.

El Cuadro 1 presenta evidencia de la existencia de una relación de cointegración entre la tasa de inflación definida sobre el IPC y cada uno de los tipos de interés interbancarios considerados y de que esa

¹Para un análisis más formalizado, véase, por ejemplo, Tzavalis y Wickens (1996).

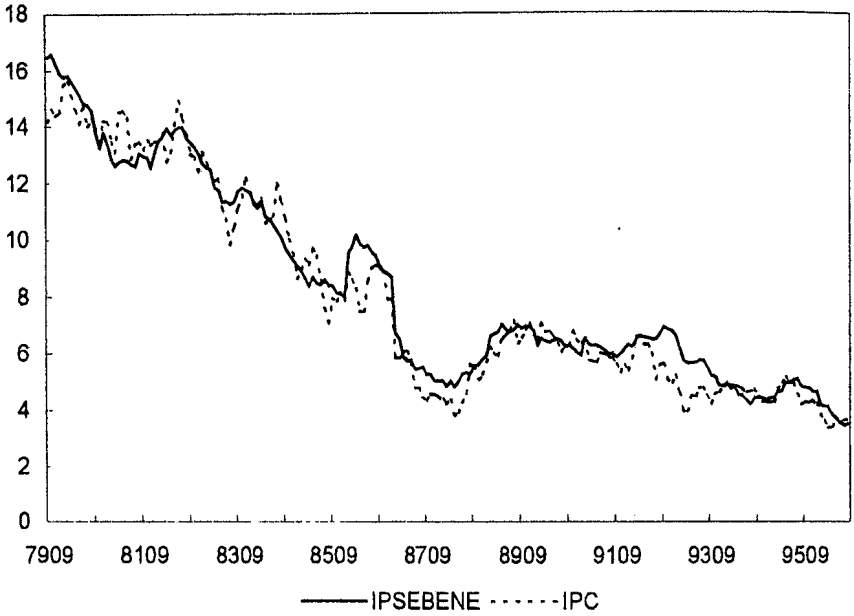
²La utilización de tipos interbancarios en lugar de títulos públicos presenta el inconveniente de la existencia de cierto riesgo de crédito, lo que se ve más que compensado con la ventaja de la disponibilidad de una muestra significativamente más larga, dado el tardío desarrollo de un mercado líquido y eficiente de títulos del Tesoro a corto plazo. En todo caso, las diferencias entre tipos interbancarios y tipos de la deuda pública han sido muy reducidas y no parecen suficientes para afectar significativamente al ejercicio efectuado.

³Este análisis puede considerarse un paso previo para un análisis más general, con indicadores adicionales a los derivados de la estructura temporal. Este análisis más general queda fuera de los objetivos de este trabajo.

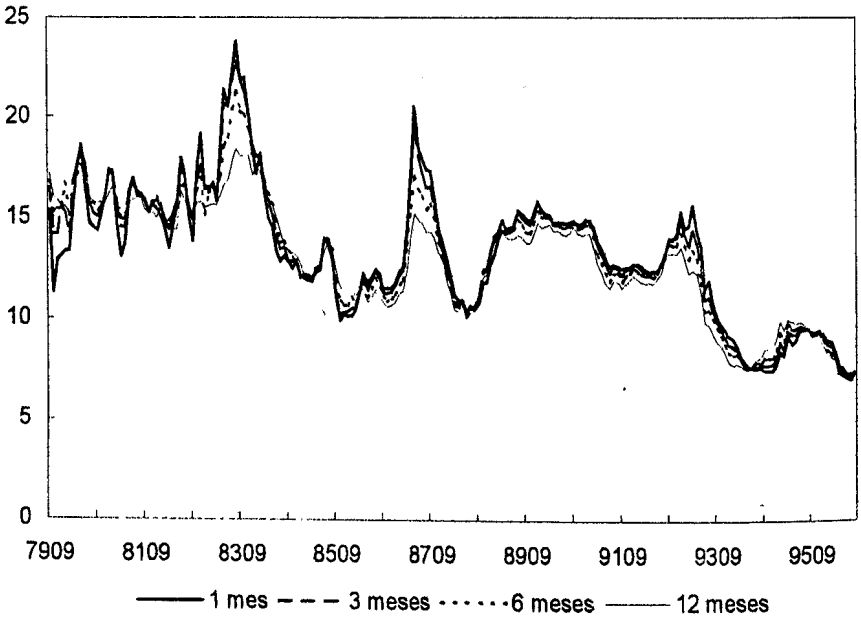
⁴Veáanse, por ejemplo, Matea y Regil (1996), para los índices de precios, y Cabrero, Escrivá y Sastre (1992), para los tipos de interés.

GRÁFICO 1

Evolución de la tasa de inflación
Tasa interanual en %



Evolución de los tipos de interés interbancarios (%)



relación se ajusta a la ecuación de Fisher (coeficientes 1 y -1), según lo cual, el tipo de interés real *ex-post* sería estacionario⁵. 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 a 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 (apartados I.a y II.a) 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.

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

I. Contrastes sobre el rango del espacio de cointegración								
Horizonte	1 mes		3 meses		6 meses		12 meses	
	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≤1	3.45	3.45	3.47	3.47	3.33	3.33	6.88	6.88
II Estimación de los vectores de cointegración y contrastes de la restricción (1,-1)								
Horizonte	1 mes		3 meses		6 meses		12 meses	
$(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	(1,-0.94)		(1,-1.10)		(1,-1.10)		(1,-1.70)	
χ^2 (p-valor)	0.06(0.80)		0.11(0.74)		0.12(0.73)		3.04(0.08)	

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 Dt una constante restringida y dummies estacionales centradas, de forma que la especificación del ECM incluye constante pero no tendencia. En consecuencia, los valores críticos de los contrastes λ_{\max} y λ_{traza} son

$$\begin{aligned} \lambda_{\max} &\text{ al } 10\% (10.29, 7.50) \text{ para } \{r=0, r \leq 1\} \\ \lambda_{\text{traza}} &\text{ al } 10\% (17.79, 7.50) \text{ para } \{r=0, r \leq 1\} \end{aligned}$$

3 El Contraste de la restricción (1, -1) se distribuye como una $\chi^2(1)$

Una vez analizadas las propiedades de estacionariedad de las series, 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

⁵ 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

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

I. Contrastes sobre el rango del espacio de cointegración

a) Tipos de interés interbancarios (1979.9-1996:8)

Horizonte		3 meses		6 meses		12 meses	
		λ_{\max}	λ_{traza}	λ_{\max}	λ_{traza}	λ_{\max}	λ_{traza}
1 mes	r=0	29.83	37.09	17.88	21.77	36.31	39.29
	r≤1	7.26	7.26	3.89	3.89	2.99	2.99
3 meses	r=0			29.76	32.04	18.37	23.14
	r≤1			2.28	2.28	4.77	4.77
6 meses	r=0					16.49	20.21
	r≤1					3.72	3.72

b) Tipos de interés a medio y largo plazo (1983:9-1996:8)

Horizonte:		12 meses		2 a 4 años		más de 4 años	
1 mes	r=0	17.69	20.85	10.62	16.09	13.89	18.32
	r≤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≤1			6.04	6.04	6.31	6.31
2 a 4 años	r=0					10.52	19.25
	r≤1					8.73	8.73

II Estimación de los vectores de cointegración y contrastes de la restricción (1, -1)

a) Tipos de interés interbancarios (1979:9 - 1996:8)

Horizonte		3 meses		6 meses		12 meses	
1 mes	$(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	(1, -1.00)		(1, -1.00)		(1, -1.13)	
	χ^2 (p-valor)	0.00 (0.95)		0.00 (0.96)		2.29 (0.13)	
3 meses	$(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$			(1, -1.03)		(1, -1.10)	
	χ^2 (p-valor)			0.70 (0.38)		1.62 (0.20)	
6 meses	$(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$					(1, -1.05)	
	χ^2 (p-valor)					1.34 (0.25)	

b) Tipos de interés a medio y largo plazo (1983:9 - 1996:8)

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)		(1, -0.65)	
	χ^2 (p-valor)	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)	
	χ^2 (p-valor)			0.88 (0.35)		0.00 (0.97)	
2 a 4 años	$(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$					(1, -1.16)	
	χ^2 (p-valor)					0.41 (0.52)	

Véase cuadro 1

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 retardos de variaciones en los tipos de interés y los distintos términos de cointegración identificados previamente y se estudia tanto su significatividad como la reducción que producen en el error de estimación del modelo. Finalmente, sobre la base de las especificaciones alcanzadas, se realiza un ejercicio de predicción extramuestral para evaluar la capacidad predictiva que aportan los tipos de interés. Esto se realiza para cambios en la tasa de inflación a diferentes horizontes h , con el fin de dar una idea del horizonte temporal para el cual la información contenida en los tipos de interés es más relevante. Todo el proceso se realiza tanto para el IPC como para el IPSEBENE, con el fin de ver si la consideración de un índice de precios menos volátil que el IPC y que, presumiblemente, recoge una señal más sólida de la evolución tendencial a largo plazo de los precios, permite captar mejor el potencial contenido informativo de la estructura temporal.

Así, el modelo univariante que se estima para que sirva como “*benchmark*” para cada horizonte es el siguiente:

$$\Delta_h \Delta_{12} P_{t+h} = a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} p_t + u_t \quad [1]$$

donde p_t es el logaritmo del IPC y $b(L)$ es un polinomio de retardos⁶. Puesto que el objetivo del ejercicio es analizar indicadores adelantados de cambios en la inflación, en el lado derecho de [1] únicamente utilizamos información fechada, a lo sumo, en t . Asimismo, la utilización de una diferencia estacional Δ_{12} 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. Finalmente, los horizontes h considerados son 1, 3, 6 y 12 meses, en consonancia con los plazos de vencimiento de las series de tipos de interés.

⁶Nótese que en el lado derecho de [1] utilizamos la especificación $\Delta \Delta_{12} p_t$ y no $\Delta_h \Delta_{12} P_t$. Esto no implica pérdida de generalidad alguna, ya que $\Delta_h \Delta_{12} P_t = \Delta \Delta_{12} p_t + \Delta \Delta_{12} p_{t-1} + \dots + \Delta \Delta_{12} p_{t-h+1}$.

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. Por esta razón, en todas las estimaciones del trabajo, se reportan los estimadores mínimo cuadráticos —que son consistentes— junto con sus errores estándar corregidos de heteroscedasticidad y autocorrelación, según el método de Newey-West⁷.

Una vez seleccionado el número de retardos a partir de la ecuación [1], esta se amplía para incluir la información contenida en los tipos de interés⁸. Concretamente, para cada horizonte, la ecuación final que se estima es:

$$\begin{aligned} \Delta_h \Delta_{12} p_{t+h} = & a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} p_t + \alpha * (i_{t-12,t} - \Delta_{12} p_t) \\ & \beta_1 * (i_{t,t+3} - i_{t,t+1}) + \beta_2 * (i_{t,t+6} - i_{t,t+3}) \quad [2] \\ & + \beta_3 * (i_{t,t+12} - i_{t,t+6}) + u_t \end{aligned}$$

donde $i_{t,t+1}$, $i_{t,t+3}$, $i_{t,t+6}$ e $i_{t,t+12}$ son, respectivamente, los tipos de interés del mercado interbancario a 1, 3, 6 y 12 meses en t . Los nuevos regresores en [2] 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 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 contenido informativo sobre los precios. Finalmente, al igual que en la ecuación 1, todas las variables que aparecen en el término

⁷La selección del número de retardos se basa en el criterio de información de Schwarz, añadiendo retardos adicionales (regulares o estacionales) si permanece autocorrelación en los residuos o si los retardos adicionales son significativos al 10%. Dada la autocorrelación inducida de los modelos con horizonte superior a un mes, se parte de la especificación dinámica para $h = 1$, intentando que las especificaciones para horizontes superiores sean consistentes con esta.

⁸En las primeras estimaciones se incluyeron también retardos de las primeras diferencias de los tipos de interés. No obstante, estos no resultaron, en general, significativos, ni su inclusión alteraba los resultados cualitativos referidos a los coeficientes de los términos incluidos en la ecuación [2].

derecho de la ecuación están siempre fechadas en t o en una fecha anterior. Los resultados principales de estos ejercicios se presentan en el Cuadro 3.

Los resultados del Cuadro 3 muestran que el coeficiente del tipo real *ex-post* es significativo en todos los casos. En consecuencia, a los plazos considerados la relación de largo plazo entre tipos nominales e inflación ayuda a predecir la dinámica a corto plazo de la inflación. Por su parte, los *spreads* solo son significativos en la regresión con IPC y horizonte de 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 primer caso 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 los precios. Aunque lo que se estima es una forma reducida, dada la alta frecuencia temporal de los datos utilizados y los conocidos retardos en la relación entre tipos de interés y tasa de inflación, resulta difícil pensar que el signo incorrecto sea resultado de la omisión de un efecto contemporáneo.

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 de los *spreads* en los casos en que no son significativos individualmente. Solamente se rechaza para el caso del IPC y horizonte de un mes.

En cuanto a la mejora explicativa, dentro de la muestra, resultante de la ampliación del modelo con la información contenida en los tipos de interés, el Cuadro 3 muestra también el cociente entre la suma de los cuadrados de los residuos de las ecuaciones [1] y [2]. 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 24%-33%. Para 1, 3 y 6 meses, la reducción es mucho menor: entre el 3% y el 14%.

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 explicativo sobre la inflación —y tanto

CUADRO 3
Predicción de inflación con tipos de interés a corto plazo

$$\text{Modelo: } \Delta_h \Delta_{12} P_{t+h} = a_0 + b(L) * \Delta \Delta_{12} P_t + a * (i_{t-12}, t - \Delta_{12} P_t) \\ + \beta_1 * (i_{t,t+3} - i_{t,t+1}) + \beta_2 * (i_{t,t+6} - i_{t,t+3}) + \beta_3 * (i_{t,t+12} - i_{t,t+6}) + u_t$$

Horizonte	1 mes		3 meses		6 meses		12 meses	
	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE
α	0.35** (0.17)	0.21** (0.09)	0.42** (0.13)	0.21** (0.09)	0.30** (0.11)	0.22** (0.09)	0.30** (0.10)	0.32** (0.08)
β_1	-1.45 (1.32)	0.07 (0.58)	0.39 (0.68)	-0.06 (0.48)	0.86 (0.65)	0.26 (0.58)	0.00 (0.53)	0.04 (0.49)
β_2	3.79** (1.58)	0.29 (0.84)	0.97 (0.89)	0.13 (0.50)	-0.16 (0.60)	-0.22 (0.54)	0.42 (0.38)	0.10 (0.37)
β_3	-2.65** (1.08)	-0.65 (0.72)	-1.32 (0.82)	-0.17 (0.51)	-0.31 (0.51)	0.34 (0.41)	-0.31 (0.34)	0.31 (0.35)
$\frac{SRCc}{SRCs}$	0.93	0.97	0.86	0.94	0.88	0.89	0.76	0.67
T	166	166	167	163	174	161	168	168
Significación conj spreads	7.68* (0.05)	1.04 (0.79)	2.72 (0.44)	0.34 (0.95)	1.92 (0.59)	2.15 (0.54)	2.36 (0.50)	2.35 (0.50)
Q12	3.78 (0.99)	4.41 (0.97)						
Q36	26.1 (0.89)	28.3 (0.82)						

Predicciones extramuestrales (modelo sin spreads)

$\frac{RECMc}{RECMs}$	0.99	0.96	0.97	0.91	0.97	0.89	0.92	0.87
N. prediccs.	85	85	29	29	15	15	8	8

1 Tipos de interés considerados

- $i_{t,t+1}$: interbancario a un mes en t
- $i_{t,t+3}$: interbancario a tres meses en t
- $i_{t,t+6}$: interbancario a seis meses en t
- $i_{t,t+12}$: interbancario a doce meses en t

2 Todas las variables, incluida la dependiente, se expresan en p.p anuales.

3 Errores estándar corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad con el método de Newey-West, entre paréntesis.-

4 SRCc suma de residuos al cuadrado del modelo con tipo de interés real y diferenciales.
SRCs suma de residuos al cuadrado del modelo univariante

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-valor, entre paréntesis.

6 $Q(n)$, contraste Ljung-Box de autocorrelación hasta orden n. Su distribución es una $\chi^2(n)$. p-valor, entre paréntesis.

7 RECMc. raíz del error cuadrático medio del modelo con tipo de interés real.

RECMs raíz del error cuadrático medio del modelo univariante

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 [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)].

Para evaluar en qué medida la información aportada por el tipo de interés real *ex-post* ayuda a predecir la inflación, hemos realizado ejercicios de predicción extramuestral, cuyos resultados principales aparecen también en el Cuadro 3. En ellos se utiliza el modelo de la ecuación [2], aunque sin incluir los diferenciales entre tipos de interés, que se han encontrado no significativos en general. El procedimiento, bastante estándar, consiste en estimar el modelo para el periodo muestral 1979:9-1989:8 y, a partir de dicha estimación, predecir el cambio en la tasa de inflación en los h meses posteriores. A continuación, se reestima el modelo incluyendo esos h meses posteriores en la muestra y se vuelve a predecir otros h periodos por delante. Así se continúa hasta llegar al final de los datos disponibles. Comparando las predicciones así realizadas con los datos de inflación realmente observados, tenemos un conjunto de errores de predicción no solapados. La ganancia predictiva que se obtiene de la inclusión del tipo de interés real *ex-post*, la medimos en términos de la comparación de la raíz del error cuadrático medio de las predicciones así obtenidas con la resultante de aplicar el mismo procedimiento al modelo univariante de la ecuación [1].

Como puede verse en el Cuadro 3, la ganancia predictiva existe pero es muy pequeña (solamente en dos casos se supera ligeramente el 10%)⁹. Se mantiene, por otra parte, la tendencia creciente con el plazo.

En resumen, los resultados de esta sección revelan que, en general, los *spreads* no tienen ningún contenido informativo en cuanto a la evolución futura de la inflación que no se encuentre ya en el propio

⁹Para el horizonte de un mes, se han realizado también predicciones extramuestrales del IPC con el modelo [2] incluyendo los diferenciales entre tipos de interés. En este caso, la ratio de la raíz del error cuadrático medio con respecto del modelo univariante es de 1.02. Es decir, la inclusión de los *spreads* en la ecuación empeora los resultados en términos de predicción de la inflación, incluso con respecto del modelo univariante, lo cual refuerza nuestras dudas con respecto a la significatividad, con signo contrario al teórico, de los *spreads* en dicho modelo

pasado de los precios¹⁰, 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.

3. 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)]. 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. A pesar de ello, 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 1996:8¹¹. El objetivo es ver si, pese a las limitaciones de los datos, los resultados fundamentales de la sección 2 se mantienen.

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 plazo de vencimiento es variable en el tiempo¹². Esto impide hacer corresponder con exactitud el horizonte de predicción con el plazo de vencimiento de los activos

¹⁰Resultados similares se encuentran en Martínez Resano (1993) y Davis y Fagan (1996a).

¹¹Las dos primeras series son las mismas que en la sección anterior. Las series de rentabilidad de la Deuda Pública con vencimientos entre dos y cuatro años y a más de cuatro años son series de la Base de Datos del Banco de España, construidas utilizando información pública de la Bolsa de Madrid hasta 1987 y de la Central de Anotaciones en Cuenta desde entonces.

¹²En 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 período previo, a 7,75 años de media en el período posterior.

considerados. Por esta razón, en esta parte del trabajo optamos por considerar, de forma algo arbitraria, horizontes de 12, 24, 36 y 48 meses. Adicionalmente, podrían 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. 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, los tipos de interés escogidos recogen razonablemente bien los grandes rasgos de la evolución de la estructura temporal de tipos de interés en los últimos años.

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 considerado, más necesaria es una muestra larga.

Los problemas comentados se manifiestan ya al analizar las relaciones de largo plazo entre los distintos tipos de interés (ver Cuadro 2, apartados I.b y II.b). 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.

El Cuadro 4 reproduce los resultados de las estimaciones de los modelos de IPC e IPSEBENE para horizontes desde uno a cuatro años. El ejercicio que se realiza es el mismo que en la sección anterior: sobre la base de un modelo univariante, se introducen las variables previamente identificadas como estacionarias (tipo de interés real *ex-post* y tres diferenciales)¹³ y se analiza su contenido informativo en términos de la significatividad de los parámetros y de la reducción del error de la ecuación. No obstante, no se realizan ejercicios de predicción extra-muestral, porque la escasa muestra disponible y los mayores horizontes considerados lo impiden.

¹³ Aquí, nuevamente, no se consideran retardos de las variaciones en los tipos de interés porque cuando se incluyeron no mejoraban en absoluto la especificación del modelo

CUADRO 4
Predicción de inflación con tipos de interés a corto y medio plazo

$$\Delta_h \Delta_{12} p_{t+h} = a_0 + b(L) * \Delta_{12} p_t + a^*(i_{t-12}, i_t - \Delta_{12} p_t) + \beta_1^*(i_{t,t+12} - i_{t,t+1}) + \beta_2^*(i_{t,t+3a} - i_{t,t+12}) + \beta_3^*(i_{t,t+4a} - i_{t,t+3a}) + u_t$$

Horizonte	12 meses		24 meses		36 meses		48 meses	
	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE	IPC	IPSEBENE
α	0.36** (0.13)	0.38** (0.09)	0.45** (0.14)	0.47** (0.06)	0.17** (0.12)	0.17** (0.11)	0.21** (0.10)	0.23** (0.09)
β_1	0.30 (0.27)	0.47** (0.21)	-0.50** (0.21)	-0.10 (0.17)	-0.51** (0.16)	-0.18 (0.21)	0.36** (0.16)	-0.10 (0.17)
β_2	0.13 (0.35)	0.16 (0.27)	0.08 (0.38)	-0.14 (0.25)	-0.88* (0.52)	-0.60 (0.42)	-0.56 (0.54)	-0.46 (0.44)
β_3	-0.80* (0.46)	-0.88** (0.42)	-1.53** (0.35)	-1.52** (0.28)	-0.87** (0.27)	-1.32 (0.20)	-0.07 (0.27)	-0.67** (0.24)
$\frac{SRCc}{SRCs}$	0.69	0.52	0.48	0.41	0.52	0.53	0.73	0.74
T	132	132	120	120	108	108	96	96
Significación conj spreads	3.09 (0.38)	5.44 (0.14)	65.4** (0.00)	34.9** (0.00)	117.2** (0.00)	165.9** (0.00)	39.1 (0.00)	70.3** (0.00)

1 Tipos de interés considerados.

$i_{t,t+1}$. interbancario a un mes en t

$i_{t,t+12}$. interbancario a doce meses en t

$i_{t,t+3a}$. deuda pública con vencimiento entre 2 y 4 años en t .

$i_{t,t+4a}$. deuda pública con vencimiento a más de 4 años en t

2 Errores estándar corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad con el método de Newey-West, entre paréntesis.

3 SRCc. suma de residuos al cuadrado del modelo con tipo de interés real y diferenciales.
SRCs. suma de residuos al cuadrado del modelo univariante

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 -valor, entre paréntesis.

El principal resultado de la sección 2 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)].

Aunque los problemas señalados con respecto a los datos y a la muestra hacen difícil extraer conclusiones sólidas, los resultados de esta sección parecen confirmar que el principal valor añadido de la consideración de los tipos de interés, para predecir la inflación, 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— y, por tanto, es relevante solo para horizontes medios y largos.

4. Conclusiones

En este trabajo se analiza en qué medida el conocimiento de la estructura temporal de los tipos de interés sin riesgo permite anticipar la evolución 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 empírico, con el que se intenta explicar la evolución futura de 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 ligán 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, es posible construir una ecuación en la 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. Adicionalmente, la relevancia del contenido informativo del tipo de interés real *ex-post* 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.

En todo caso, estos resultados deben tomarse con cierta cautela dado que, el tardío desarrollo de los mercados financieros en España y su sesgo hacia activos a corto plazo, nos obliga a utilizar una muestra cuya longitud, si bien significativa, es comparativamente inferior a lo que suele ser habitual en este tipo de estudios. Esto es especialmente cierto si queremos considerar horizontes de predicción y tipos de interés a plazos superiores al año, que tanto desde el punto de vista de la política monetaria como de la evidencia empírica disponible, son los más relevantes.

Referencias

- 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 y M.T. Sastre (1992): "Ecuaciones de demanda para los nuevos agregados monetarios", *Banco de España, Estudios Económicos* 52.
- Cabrero, A. y J.C. Delrieu (1996): "Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España", Banco de España, WP 9619.
- Davis, E. P. y G. Fagan (1996a): "Are financial spreads useful indicators of future inflation and output growth in EU countries?", Mimeo, EMI.
- Davis, E. P. y G. Fagan (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.
- 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 3574.
- Matea, M. L. y A. V. Regil (1996): "Indicadores de inflación a corto plazo", *Estadística Española* 38, pp. 83-114..
- Martínez Resano, J. R. (1993): "Contenido informativo de la curva de tipos de interés. Teoría y aplicación al caso español", CEMFI, WP 9307.

- Mishkin, F. S. (1990): "What does the term structure tell us about future inflation?", *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 77-95.
- Tzavalis E. y M. R. Wickens (1996): "Forecasting inflation from the term structure", *Journal of Empirical Finance* 3, pp. 103-122.

Abstract

In this paper we analyse the information content of the term structure about future inflation in Spain. Our approach is basically empirical and our main conclusion is that ex-post real interest rates have some information content and that spreads between interest rates at different maturities do not add any valuable information. Given that the main information content of the term structure relies on the long-term relation between interest rates and inflation, its utility to forecast inflation rates is low for horizons below 1 year.

Keywords: informative content, leading indicators, inflation forecasting.

Recepción del original, octubre de 1997

Versión final, junio de 1999