

SENSIBILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS SECTORIALES A TIPOS DE INTERÉS REALES E INFLACIÓN

FRANCISCO JAREÑO CEBRIÁN
Universidad de Castilla-La Mancha

Este trabajo se centra en proporcionar los primeros resultados de sensibilidad ante tipos de interés reales e inflación del mercado español, proponiendo una extensión del modelo de dos factores de Stone (1974), del que parten la mayoría de trabajos. Además, se estudian los posibles factores explicativos del comportamiento observado. Se concluye que la repuesta de los rendimientos españoles es similar a la de otros mercados.

Palabras clave: Tipos de interés reales; inflación; capacidad de absorción.

(JEL E31, G12, G3, L2)

1. Introducción

El interés de esta investigación reside en estudiar el impacto de las variaciones de los tipos de interés en la cotización de las acciones, analizando por primera vez en el mercado español el efecto separado de los tipos de interés reales y la tasa de inflación. El valor de la empresa se verá afectado por fluctuaciones de tipos de interés nominales pero, según algunos autores, su efecto dependerá de la capacidad que tengan las empresas de transferir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y servicios (Jareño, 2005).

Este tipo de investigaciones tiene gran importancia para los gestores, cuyo objetivo básico es controlar el riesgo de carteras de activos, para lo que necesitan una medida de la sensibilidad de las acciones ante

El autor desea agradecer los comentarios y sugerencias de Eliseo Navarro y Antonio Díaz, así como los de un evaluador anónimo y Antonio Cabrales, codirector de la revista. En cualquier caso, todo error es imputable únicamente al autor. Además, este trabajo se ha beneficiado de la financiación recibida de la Dirección General de Investigación e Innovación de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha PAI-05-074.

cambios en los tipos de interés (nominales y reales) y la tasa de inflación.

Los resultados obtenidos son consistentes con los encontrados en otros mercados (Sweeney y Warga, 1986, O' Neal, 1998, Fraser *et al.*, 2002, Oertmann *et al.*, 2000, Kwan, 2000, Hevert *et al.*, 1998, y Tessaromatis, 2003), evidenciando un porcentaje amplio de empresas que muestran una sensibilidad negativa y significativa a los tipos de interés, mientras que la sensibilidad a la inflación es, fundamentalmente, no significativa (Tessaromatis, 2003).

El siguiente paso consiste en intentar encontrar factores explicativos de la sensibilidad ante tipos de interés reales y tasa de inflación que presentan las empresas españolas a nivel sectorial, ya que hay sectores caracterizados por una gran competencia y otros sometidos a una alta regulación. . . Partiendo de la literatura previa, los factores propuestos son: apalancamiento, liquidez, tamaño y crecimiento de la empresa, así como la incorporación de *dummies* en función de la pertenencia a uno u otro sector. También se confirman los resultados encontrados en otros mercados (Bartram, 2002) en lo que se refiere a los factores explicativos.

Las principales contribuciones de este trabajo son dos. En primer lugar, se ha analizado la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés nominales, diferenciando por primera vez para datos sectoriales españoles las variaciones de los tipos de interés reales y de la tasa de inflación. En segundo lugar, se han estudiado los posibles factores explicativos de la pauta de comportamiento mostrada por el mercado español de empresas financieras y no financieras.

2. Revisión de la literatura

Para comenzar, hay que destacar la gran cantidad de literatura que se ha ocupado del estudio de la sensibilidad de los activos ante cambios en los tipos de interés. Sin embargo, la mayoría de esos estudios se han centrado en las empresas financieras, por lo que este trabajo intenta realizar una aportación ampliando el ámbito de análisis incluyendo empresas financieras y no financieras.

Según la literatura previa, centrada casi exclusivamente en el mercado estadounidense, las empresas no dan una respuesta significativa ante variaciones en los tipos de interés, siempre que el análisis se ha

centrado en carteras de industria o sector. Algunas excepciones han estado protagonizadas por empresas de materiales básicos, públicas o del sector financiero, las cuáles sí que muestran una relación negativa y significativa entre los tipos de interés y los rendimientos sectoriales. Sin embargo, estos estudios se caracterizan por no ortogonalizar los factores (Sweeney y Warga, 1986). Esta sensibilidad negativa es explicada por una baja capacidad de absorción de los movimientos en los tipos de interés nominales que tradicionalmente muestran las empresas de sectores regulados, según algunos autores (Jareño, 2005).

Otros trabajos han llegado a resultados dispares, como Lynge y Zumwalt (1980) que concluyen que un alto porcentaje de empresas muestran una sensibilidad significativa ante tipos de interés nominales, mientras que Booth y Officer (1985) y Bae (1990) no encuentran sensibilidad de tipo de interés significativa en una muestra de empresas no financieras. Algunos estudios en otros países, como el de Oertmann *et al.* (2000) encuentran exposición significativa de las empresas no financieras ante variaciones en los tipos de interés no sólo nacionales, sino también globales. Benink y Wolff (2000) estudian la relación entre los cambios no esperados en los tipos de interés y los rendimientos de los activos en distintos sub-períodos y Foerster y Sapp (2003) evidencian una reacción distinta de los rendimientos sectoriales en función de si nos encontramos en una etapa expansiva o recesiva. Por último, Madura y Zarruk (1995) observan una exposición significativa de las carteras de distintos países a cambios en los tipos de interés nacional e internacional, pero no en el caso de carteras norteamericanas.

En resumen, podemos afirmar que en el sector financiero han sido muchos los estudios que han identificado un riesgo de interés significativo para el caso de las empresas americanas y, además, hay evidencia de que la importancia de la significación de dicha respuesta puede depender del periodo muestral seleccionado u otros factores (Kane y Unal, 1988, y Chen y Chan, 1989).

Siguiendo a Tessaromatis (2003), este trabajo intenta proporcionar, por primera vez en el mercado español, una estimación empírica de la sensibilidad de los precios de los activos ante variaciones (no esperadas) en los tipos de interés nominales, distinguiendo entre variaciones en los tipos de interés reales y en la tasa de inflación.

2.1 Modelo de dos factores

Para analizar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés nominales, el grueso de la literatura parte de la extensión del modelo de mercado simple al que se le añade un factor de cambio del tipo de interés como variable explicativa adicional¹. El modelo de dos factores fue presentado por Stone (1974). Con él podemos describir mejor el proceso de generación de rendimientos de los activos y aumentar de forma importante el poder explicativo del modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model):

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot r_{mt} + \gamma_j \cdot \Delta i_t^u + \varepsilon_{jt} \quad [1]$$

donde r_{jt} es el rendimiento del sector/empresa j correspondiente al mes t , β_j muestra la sensibilidad del sector j a variaciones en el rendimiento de mercado, r_{mt} es el rendimiento de la cartera de mercado en el periodo t , γ_j es el coeficiente que muestra la sensibilidad del rendimiento sectorial j ante cambios no esperados en los tipos de interés nominales, Δi_t^u es el cambio no esperado en el tipo de interés nominal y ε_{jt} es una perturbación aleatoria.

Como se ha mencionado anteriormente, el grueso de la literatura que estudia la sensibilidad del precio de los títulos ante variaciones de los tipos de interés se centra en empresas del sector financiero, debido a su propia naturaleza. Además, la sensibilidad hallada depende de la especificación econométrica y el período considerado. En nuestro caso, una aportación importante del trabajo es que no sólo nos vamos a centrar en el sector de *Servicios financieros e inmobiliarios*, sino también en el resto de sectores de la economía española.

2.2 Procesos de ortogonalización

Un tema importante a tener en cuenta es la consideración teórica del análisis factorial que exige que los dos factores, r_{mt} y Δi_t^u , sean ortogonales. Esta restricción requiere una técnica robusta para la determinación de los cambios no esperados en el tipo de interés que no estén correlacionados con el rendimiento de mercado.

Los factores económicos que producen cambios en el rendimiento de mercado también suponen movimientos de la estructura temporal, por

¹Algunos trabajos que utilizan el modelo de dos factores son: O'Neal (1998), Bartram (2002), Fraser *et al.* (2002) y Soto *et al.* (2005).

lo que existirá una alta correlación entre el factor de mercado y el de tipo de interés.

En la literatura encontramos dos aproximaciones o técnicas de ortogonalización de los dos factores. En la primera, el cambio esperado en el tipo de interés es estimado mediante una regresión entre el tipo de interés observado y la tasa de mercado. El residuo se utiliza como el factor de tipo de interés, que es la diferencia entre la tasa observada y la estimada. La segunda aproximación consiste en identificar y estimar un modelo ARMA univariante para la variable tipo de interés y utilizar los residuos de dicho modelo como el segundo factor. Ambas aproximaciones han sido ampliamente utilizadas en la literatura.

Srivastava *et al.* (1999) contrastan una técnica superior teóricamente para construir el factor de tipo de interés. Las variables tipo de interés y rendimiento de mercado son tratadas como componentes de un vector bivariante y los residuos son utilizados como el factor de tipo de interés.

En gran parte de la literatura previa², para evitar la posible existencia de multicolinealidad entre las variables explicativas, es decir, las series de cambios en los tipos de interés y los rendimientos de mercado, se utiliza algún procedimiento de ortogonalización de uno de los factores. Normalmente se realizan regresiones del índice de tipo de interés sobre los rendimientos de mercado o viceversa y se utilizan los residuos en lugar de la variable independiente³. El efecto de los movimientos de mercado es aislado del índice de tipos de interés y el movimiento que permanece en dicho índice es capturado por el residuo.

2.3 Modelo de dos factores extendido

Este trabajo realiza una aportación en el análisis del riesgo de interés de las acciones del mercado español distinguiendo dentro de los cambios en los tipos de interés nominales, Δi_t , entre variaciones en los tipos de interés reales, Δr_t , y en la tasa de inflación esperada, $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$.

Para analizar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés reales, la tasa de inflación esperada y el rendimiento de mercado, este trabajo amplía el modelo de dos facto-

²Lynge y Zumwalt (1980), Flannery y James (1984), Sweeney (1998) y Fraser *et al.* (2002).

³Sin embargo, sin justificación teórica para la elección de las variables dependientes e independientes, este procedimiento conduce a estimaciones sesgadas (Giliberto, 1985).

res (Stone, 1974). El modelo que se propone ya ha sido utilizado con algunas modificaciones por autores recientes en mercados internacionales (Tessaromatis, 2003, y Cornell, 2000):

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} \cdot r_{mt}^* + \beta_{jr} \cdot \Delta r_t + \beta_{j\pi} \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \varepsilon_{jt} \quad [2]$$

donde r_{jtxc} es el rendimiento del sector/empresa j correspondiente al mes t , β_{jk} muestra la sensibilidad ante cambios en el factor k , r_{mt}^* es el rendimiento de la cartera de mercado en el periodo t (ortogonalizado), Δr_t representa los cambios en el tipo de interés real, $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$ denota el cambio en la tasa de inflación esperada y ε_{jt} es el componente de error.

Como se ha afirmado anteriormente, para evitar la posible existencia de multicolinealidad entre las variables explicativas, normalmente se utiliza algún procedimiento de ortogonalización de uno de los factores. Siguiendo a Lynge y Zumwalt (1980), Flannery y James (1984), Sweeney (1998), Fraser *et al.* (2002) y, fundamentalmente, Tessaromatis (2003), que realiza un análisis similar, la variable elegida para aplicar dicha técnica es el rendimiento de la cartera de mercado, es decir, se ha realizado una regresión con el rendimiento de la cartera de mercado sobre un término independiente y la serie de variaciones no esperadas de los tipos de interés nominales bajo una estimación MCO. La serie de residuos de dicha regresión sustituirá a los rendimientos de la cartera de mercado.

Se ha optado por este método de ortogonalización, ya que el objetivo del trabajo se centra en estimar la sensibilidad ante cambios en los tipos de interés. De esta forma, se obtendrá el efecto tanto directo como indirecto (a través del rendimiento de mercado) de los *shocks* que son objeto de análisis. Además, se ha comprobado que los coeficientes *beta de mercado* son iguales a los obtenidos sin ortogonalizar dicha variable, y muy similares a los que resultan de aplicar un procedimiento de ortogonalización inverso al utilizado en el trabajo (tipos de interés sobre una constante y el rendimiento de mercado), por lo que los resultados son robustos, ya que únicamente eliminan la correlación existente entre las variables.

3. Datos y metodología

Este trabajo parte de una muestra mensual del dato del Índice de Precios al Consumo (IPC) publicado por el Instituto Nacional de Estadís-

tica (INE) que comienza en Febrero de 1993 y finaliza en Diciembre de 2004.

Para eliminar el componente estacional de la serie del IPC se ha utilizado la tasa de inflación interanual, de tal forma que los posibles elementos estacionales desaparecen, ya que compara cada mes con el mismo correspondiente al año previo. Esta medida permite recoger las expectativas de inflación a un año, necesarias para estimar posteriormente los tipos de interés reales a ese mismo plazo.

Para el mismo período, se dispone de las cotizaciones diarias de las acciones negociadas en el Sistema de Interconexión Bursátil Español⁴. Se consideran todas las empresas que han cotizado en algún momento en el período muestral tratando de evitar un posible sesgo de supervivencia que originaría el tener en cuenta únicamente las que aparecen a lo largo de toda la muestra.

CUADRO 1

Sectorios estudiados en el análisis y número de empresas incluidas

Nombre del sector	Número de empresas	Subsectores
Sector 1: Petróleo y Energía	9	1.1.: Petróleo 1.2.: Electricidad y Gas 1.3.: Agua y otros
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	33	2.1.: Minerales, Metales y Transformación 2.2.: Fabric. y Montaje Bienes de Equipo 2.3.: Construcción 2.4.: Materiales de Construcción 2.5.: Industria Química 2.6.: Ingeniería y Otros 2.7.: Aeroespacial
Sector 3: Bienes de Consumo	29	3.1.: Alimentación y Bebidas 3.2.: Textil, Vestido y Calzado 3.3.: Papel y Artes Gráficas 3.4.: Automóvil 3.5.: Prod. farmacéuticos y Biotecnología 3.6.: Otros Bienes de Consumo
Sector 4: Servicios de Consumo	19	4.1.: Ocio, Turismo y Hostelería 4.2.: Comercio Minorista 4.3.: Medios de Comunicación y Publicidad 4.4.: Transporte y Distribución 4.5.: Autopistas y Aparcamientos 4.6.: Otros Servicios
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	27	5.1.: Banca 5.2.: Seguros 5.3.: Cartera y Holding 5.4.: SICAV 5.5.: Inmobiliarias y Otros
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	10	6.1.: Telecomunicaciones y Otros 6.2.: Electrónica y Software
Total del mercado	127	

⁴Los precios de los activos han sido ajustados por *splits*.

La muestra se compone de 127 empresas, clasificadas en seis sectores de acuerdo con la nueva clasificación sectorial bursátil vigente desde 2005. El Cuadro 1 resume dicha información mostrando el nombre de cada sector y subsector así como el número de empresas que lo integran.

Los rendimientos se calculan a partir del precio de cierre del último día del mes en curso y el precio de cierre del último día del mes anterior⁵. A partir de los rendimientos mensuales de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo, se obtiene el rendimiento sectorial (carteras sectoriales) como media equiponderada, así como el rendimiento mensual agregado de las 127 empresas que componen la muestra.

Para construir las carteras sectoriales se realiza el siguiente procedimiento. En primer lugar, se ha asignado cada empresa a un sector, según la clasificación sectorial propuesta por *Bolsa de Madrid*, vigente desde enero de 2005. Posteriormente, se han calculado series de rendimientos para cada uno de los sectores como promedio de las empresas para las que tenemos el dato correspondiente cada mes. Finalmente, se ha creado una *proxy* del total de la economía como agregado de los seis sectores analizados. El número mínimo de empresas que se incorporan en cada índice sectorial es el siguiente: sector 1 (7), sector 2 (15), sector 3 (7), sector 4 (4), sector 5 (19), sector 6 (2) y el total del mercado (54).

3.1 Rendimientos de mercado

En lo que se refiere al rendimiento de mercado, en la literatura financiera en España se ha utilizado tradicionalmente el rendimiento de algún índice suficientemente representativo de lo que ocurre en nuestro mercado. De esta forma, las medidas tradicionalmente utilizadas como *proxies* de la cartera de mercado han sido el IBEX-35 y el IGBM (Índice General de la Bolsa de Madrid).

En este estudio se opta por seleccionar el IGBM, ya que al incorporar un mayor número de títulos, se obtiene una mejor aproximación de la evolución del mercado.

⁵ Para ello se ha tenido en cuenta que el último día para el cuál tenemos información de precios pertenezca a la última semana del mes.

3.2 Cambios en los tipos de interés nominales

Un punto importante en este análisis se refiere a la buena elección de la serie de tipo de interés utilizada. La mayoría de la literatura emplea un tipo de interés a largo plazo, que incorpora las expectativas futuras de los agentes económicos y determina el coste de pedir prestado, por lo que afecta a la decisión de inversión en la empresa y, por último, al precio del título. Además, se utilizan las variaciones totales en los tipos de interés a largo plazo para capturar cambios no anticipados en los tipos de interés (ver Sweeney y Warga, 1986, Kane y Unal, 1988, Bartram, 2002 y Oertmann *et al.*, 2000).

En otros trabajos se emplean técnicas alternativas, como los errores de pronóstico de procesos ARIMA para modelizar el tipo de interés no esperado (Flannery y James, 1984). Mishkin (1982) aproxima los cambios no anticipados en los tipos de interés mediante la diferencia entre el tipo de interés al contado de las letras del tesoro a tres meses en el periodo t y el tipo *forward* de las letras del tesoro a tres meses recogido en la curva de tasas de rendimiento del periodo $t - 1$.

Benink y Wolff (2000) utilizan datos de encuestas sobre la tasa de fondos federal en US. Las encuestas semanales generan una expectativa de mercado para la tasa de fondos federal para el período de realización de encuestas, el cual es comparado con el valor realizado de la tasa de fondos federal durante el mismo período de realización de encuestas. De esta forma, los autores pueden calcular un movimiento no esperado en dicha tasa de fondos federales para el período de realización de encuestas relevante, que será utilizado en la estimación de la sensibilidad de riesgo de interés en un modelo de índices.

Las previsiones de encuestas de los tipos de interés han sido estudiadas en la literatura (Froot, 1989) y son una alternativa para el uso de pronósticos de modelos ARIMA, ya que tienen una visión *forward*. Los modelos estándar de series temporales que no varían en el tiempo no son representaciones adecuadas de procesos de tipos de interés relativamente complejos. Froot (1989) utiliza datos que cubren el período 1969-86 y encuentra evidencia de que los tipos de interés a corto plazo futuros esperados reaccionan menos ante cambios en los tipos a corto actuales. No rechaza, por tanto, la hipótesis de que la expectativa de mercado de los tipos a corto futuros sea racional. En lo que se refiere a los tipos de interés a largo plazo, encuentra un sesgo de expectativas en los datos de encuesta. El comportamiento de los errores de expecta-

tivas sugiere que los tipos futuros esperados reaccionan por debajo de los cambios en los tipos a corto plazo. Froot (1989) rechaza la hipótesis de la teoría de expectativas de los tipos de interés. Por tanto, se puede afirmar que cada aproximación, la de encuestas y la de series temporales, va a tener sus propias ventajas e inconvenientes.

En este trabajo se utilizan primeras diferencias de los tipos de interés a plazo de un año como aproximaciones a los cambios no esperados en los tipos de interés nominales. En la literatura, fundamentalmente para el mercado estadounidense, se han utilizado como *proxies* del tipo de interés los rendimientos sobre bonos del estado a 1, 3, 5 y 10 años y sobre letras del tesoro a 3 meses.

Los rendimientos de la deuda del Estado a distintos plazos se suelen utilizar como *proxies* del tipo de interés libre de riesgo. Estos activos se suponen libres de riesgo de insolvencia.

Para el caso español, se escoge el tipo de interés a doce meses extraído de las operaciones simples al contado para el conjunto del mercado realizadas con Letras del Tesoro. Estos datos se han obtenido del *website* del Banco de España. Las razones por las que se seleccionan los tipos de interés al contado a plazo de un año, cuyas variaciones aproximarán los cambios (no esperados) en los tipos de interés nominales, fundamentalmente son las siguientes:

- a) Por un lado, se trata de una de las referencias más líquidas.
- b) Por otro lado, su correlación con los tipos al contado a un plazo de tres meses y 10 años es muy elevada.
- c) De esta forma, se puede utilizar la tasa de inflación interanual esperada (que hace referencia a un plazo de un año) como medida completamente legítima y razonable para el cálculo de la serie de tipos de interés reales.

Suponiendo que el tipo de interés nominal, i_t , se puede descomponer en la suma del tipo de interés real, r_t , y la expectativa de inflación, $E_t(\pi_{t,t+12})$, los cambios en el tipo de interés real, Δr_t , se pueden expresar de la siguiente forma:

$$\Delta r_t = [i_t - E_t(\pi_{t,t+12})] - [i_{t-1} - E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})] \quad [3]$$

Así, el incremento en los tipos de interés reales a un año se calcula con los tipos de interés nominales a un año y las expectativas de inflación que hacen referencia al mismo plazo.

3.3 *Componente esperado de la inflación*

Se pueden distinguir diversas metodologías de cara a la medida del componente esperado de la inflación. Por un lado, una parte importante de la literatura utiliza modelos de series temporales simples, concretamente modelos ARIMA, para predecir la inflación o estimar la inflación esperada. Suponen que la inflación actual (π_t) se puede descomponer en la suma de su componente esperado (π_t^e) y no esperado (π_t^u). El componente esperado se estima a partir del modelo ARIMA, suponiendo que depende del pasado de la serie, y el no esperado como diferencia entre la tasa de inflación observada y el componente esperado. Dentro de esta corriente destacan autores como Pearce y Roley (1988), Schwert (1981), Joyce y Read (2002), Fraser *et al.* (2002) y Mestel y Gurgul (2003).

Por otro lado, un grupo de trabajos utiliza encuestas realizadas con carácter periódico, como MMS (International Money Market Services) –semanal– o Thomson Financial, como *proxies* adecuadas de dicha inflación esperada. Algunos ejemplos los encontramos en Flannery y Protopapadakis (2002), Andersen *et al.* (2002) y Adams *et al.* (2004). En España hay empresas que se dedican a publicar determinadas encuestas de coyuntura, pero carecemos de información que indique la elaboración de encuestas periódicas útiles como *proxy* de la tasa de inflación esperada.

Autores como Schwert (1981) y Asikoglu y Ercan (1992) utilizan tipos de interés a corto plazo como predictores de la tasa de inflación, pero según Alonso *et al.* (2000), en España éstos no aumentan en gran medida la capacidad explicativa del propio pasado de los precios.

Otra corriente de trabajos utiliza determinadas expresiones que dependen de multitud de variables para estimar la inflación, como el crecimiento de la masa monetaria, del coste de trabajo, del precio del crudo, o, por ejemplo, el crecimiento en la producción industrial (Hu y Willett, 2000 y Boyd *et al.*, 2005). Otros utilizan modelos VAR (vectores autorregresivos) para obtener la inflación, como Haggmann y Lenz (2004) y Anari y Kolari (2001), e incluso otras técnicas, como el filtro de Kalman simple (Lee, 1992) o el filtro de Hodrick – Prescott (Pérez de Gracia y Cuñado, 2001).

Trabajos recientes como Sack (2000), Alonso *et al.* (2001) y Tessaromatis (2003) estiman las expectativas de inflación a través de títulos del

tesoro indexados a la inflación. Desafortunadamente, el Tesoro español no emite este tipo de títulos.

Finalmente, autores como Ariño y Canela (2002) exponen el modelo *naive* como forma sencilla de estimar la inflación esperada y, por ende, el componente no esperado. Se basa en suponer que el mejor pronóstico para este mes es el último dato anterior conocido, es decir, se están suponiendo expectativas miópicas (Leiser y Drori, 2005).

Este trabajo parte de la técnica más sencilla posible de entre las revisadas en este epígrafe para obtener la tasa de inflación esperada, es decir, supone expectativas miópicas, hipótesis ampliamente utilizada en la literatura⁶. Para verificar la validez de la medida seleccionada, una prueba estándar de insesgadez consiste en regresar la tasa de inflación anual que realmente se ha dado en la economía frente a la medida planteada en este estudio como posible estimación de la tasa de inflación esperada, también en términos anuales⁷.

Si la medida propuesta para la tasa de inflación esperada es una estimación insesgada de la verdadera tasa de inflación que se ha dado en la economía, entonces se espera que $\alpha = 0, \beta = 1$ y el componente de error no tenga correlación serial. La estimación realizada aparece en el Cuadro 2, indicando que no se puede rechazar la hipótesis conjunta de $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ en el caso de suponer expectativas *miópicas*. Por ello, la medida propuesta es claramente una estimación insesgada de la inflación total.

CUADRO 2
Prueba de insesgadez

Regresión estimada por MCO con datos anuales del período enero de 1964 a enero de 2005:

$$\pi_t = \alpha + \beta \cdot E_{t-12}(\pi_t) + u_t$$

donde π_t refleja la tasa de inflación anual, $E_{t-12}(\pi_t)$ la tasa de inflación anual esperada y u_t la perturbación aleatoria.

Con el test de *Wald* comprobamos la hipótesis conjunta de que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ mostrando el valor del *estadístico F*

	T. Independiente	Beta	R ² Aj.	Test de <i>Wald</i> #
Modelo Naïve	0.008656 (1.171342)	0.891894 ^c (12.13410)	0.781025	1.086506

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$ (t-statistics entre paréntesis)

⁶En este sentido, autores como Joyce y Read (2002) observan resultados similares en la aplicación de modelos ARIMA frente a los de técnicas alternativas.

⁷Como la muestra de datos anuales es reducida, se ha realizado una prueba de insesgadez histórica, tomando datos de inflación desde enero de 1964 a enero de 2005. De esta forma, se puede tener una idea del grado de validez de la medida utilizada como *proxy* de la tasa de inflación esperada.

4. Estimación del modelo y resultados

La relación entre los rendimientos de los activos (carteras sectoriales y empresas individuales) y los tipos de interés reales y la tasa de inflación no esperada se analiza a través del modelo mostrado en la expresión [2]. La estimación del modelo se realiza a través de un sistema de ecuaciones para los seis sectores y el total del mercado siguiendo la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados (SUR o *Seemingly Unrelated Regression*), que permiten estimar los coeficientes teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad y correlación contemporánea entre los términos de error.

Además, se realiza un análisis con las carteras sectoriales construidas a partir de los datos de las 127 empresas, así como un análisis con las empresas individuales para las que se dispone de precios en al menos un 60 % del total del periodo muestral (alrededor de 90 observaciones mensuales). En el Apéndice se muestra con detalle las empresas que se han incluido en este análisis individualizado y el sector al que pertenecen. En torno a un 4 % de las empresas pertenecen al sector 6, un 10 % al sector 1 y al sector 4, un 20 % al sector 3 y, por último, en torno a un 28 % de las empresas pertenecen al sector 2 y al sector 5.

Por último, destacar que la correlación del cambio en el tipo de interés real y la tasa de inflación con el factor de mercado es negativa e inferior al 18 % en ambos casos. La relación entre el cambio en los tipos reales y la tasa de inflación esperada es del 62 % y de signo negativo, por lo que se ha procedido a ortogonalizar la variable tipo de interés. De esta forma, se obtendrá el efecto tanto directo como indirecto de los cambios en la tasa de inflación.

CUADRO 3
Correlaciones entre los factores incorporados al modelo

	r_{mt}^*	Δr_t^*	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$
r_{mt}^*	1.000000	-0.172161	-0.023825
Δr_t^*	-0.172161	1.000000	1.76E-14
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	-0.023825	1.76E-14	1.000000

r_{mt}^* denota el factor de mercado ortogonalizado, Δr_t^* muestra el cambio en los tipos de interés reales ortogonalizado y $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$ recoge el cambio en la tasa de inflación esperada

4.1 *Análisis de carteras sectoriales*

El Cuadro 4 muestra los resultados del análisis con carteras sectoriales.

CUADRO 4
Sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante *shocks* en los tipos de interés reales, tasa de inflación y rendimiento de mercado

RS1 ... RST denota el rendimiento del sector 1, 2 ... 6 y del total del mercado. r_{jt} representa los rendimientos en cada periodo t para cada sector j , r_{mt}^* es el rendimiento de mercado ortogonalizado, Δr_t^* muestra los cambios en el tipo de interés real ortogonalizado, $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$ denota el cambio en la tasa de inflación esperada, $\Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+1})$ representa el cambio en la tasa de inflación esperada retardado un período y ε_{jt} representa la perturbación aleatoria del sector j . La muestra comprende desde febrero de 1993 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR. Los t -statistics aparecen entre paréntesis ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$

PANEL A:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} \cdot r_{mt}^* + \beta_{jr} \cdot \Delta r_t^* + \beta_{j\pi} \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \varepsilon_{jt}$$

	RS1	RS2	RS3	RS4	RS5	RS6	RST
r_{mt}^*	0.7572 ^c (15.3774)	0.8714 ^c (14.1575)	0.7051 ^c (10.7750)	0.9309 ^c (15.6988)	0.6530 ^c (17.3334)	1.3503 ^c (13.1308)	0.8143 ^c (21.1803)
Δr_t^*	-3.9620 ^c (-3.4648)	-5.2206 ^c (-3.6524)	-5.5689 ^c (-3.6645)	-2.8945 ^b (-2.1019)	-2.5799 ^c (-2.9487)	-7.2402 ^c (-3.0318)	-4.1169 ^c (-4.6110)
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	-0.8577 (-0.7285)	-3.6562 ^b (-2.4844)	-1.9607 (-1.2531)	-2.3247 (-1.6396)	-1.7861 ^b (-1.9827)	-5.3715 ^b (-2.1847)	-2.5510 ^c (-2.7751)
$R^2 Aj$	0.6273	0.5970	0.4668	0.6313	0.6794	0.5560	0.7643

PANEL B:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} \cdot r_{mt}^* + \beta_{jr} \cdot \Delta r_t^* + \beta_{j\pi} \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \beta_{j\pi-1} \cdot \Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+1}) + \varepsilon_{jt}$$

	RS1	RS2	RS3	RS4	RS5	RS6	RST
r_{mt}^*	0.7588 ^c (15.2810)	0.8764 ^c (14.1353)	0.7151 ^c (10.8855)	0.9330 ^c (15.6019)	0.6547 ^c (17.2352)	1.3579 ^c (13.1056)	0.8173 ^c (21.1004)
Δr_t^*	-3.9986 ^c (-3.4694)	-5.3332 ^c (-3.7062)	-5.7936 ^c (-3.7997)	-2.9410 ^b (-2.1191)	-2.6176 ^c (-2.9690)	-7.4111 ^c (-3.0819)	-4.1839 ^c (-4.6541)
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	-0.9625 (-0.7706)	-3.9792 ^b (-2.5514)	-2.6052 (-1.5765)	-2.4581 (-1.6341)	-1.8943 ^b (-1.9824)	-5.8616 ^b (-2.2490)	-2.7432 ^c (-2.8155)
$\Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+1})$	0.3127 (0.2507)	0.9638 (0.6189)	1.9229 (1.1654)	0.3979 (0.2649)	0.3227 (0.3383)	1.4623 (0.5619)	0.5734 (0.5895)
$R^2 Aj$	0.6248	0.5952	0.4680	0.6288	0.6773	0.5538	0.7632

En el panel A del Cuadro 4 se observa cómo todos los sectores presentan una sensibilidad positiva y significativa frente a cambios en el rendimiento de mercado y la cuantía es inferior a uno en todos los casos, excepto para el sector 6 que muestra un factor beta de 1.35, evidenciando que se trata de un sector bastante volátil, ya que sobre-reacciona ante los movimientos acaecidos en el mercado.

En cuanto al factor de tipo de interés real, se obtiene evidencia en el sentido de Tessaromatis (2003), ya que los sectores responden de forma significativamente negativa ante variaciones en los tipos de interés reales. El sector que muestra un menor nivel de significación estadística es el 4, *Servicios de consumo*.

En lo que se refiere a la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en la tasa de inflación⁸, se asume que cuanto mayor sea esta sensibilidad con signo negativo, menor será la capacidad de las empresas para trasladar a los precios de sus productos y servicios cualquier *shock* inflacionista, por lo que el efecto final supondrá una disminución en el rendimiento sectorial (Asikoglu y Ercan, 1992, Tessaromatis, 2003, y Jareño, 2005). La sensibilidad a la inflación podría reflejar otros efectos, como las expectativas de cambios en los tipos de interés. Sin embargo, siguiendo a Massot *et al.* (2001) y Massot y Nave (2003), se asume que se cumple la Teoría de Expectativas⁹.

A diferencia de los resultados de Tessaromatis (2003), que evidenciaban una respuesta no significativa de la mayoría de los rendimientos sectoriales ante cambios en la tasa de inflación, el presente trabajo encuentra una respuesta significativa en la mitad de los sectores, 2, 5 y 6, así como en el total del mercado. Además, el signo que presentan los coeficientes es negativo en todos los casos, lo que puede llevar a pensar que, en general, las empresas exhiben una débil capacidad de absorción de la inflación, es decir, que no son capaces de trasladar completamente los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos, por lo que dichos cambios no esperados tienen un efecto negativo sobre la cotización del título y, por tanto, sobre su rendimiento.

El sector 1, *Petróleo y energía*, es el que presenta una respuesta con menor nivel de significación estadística, lo que evidencia, en principio,

⁸Hay que tomar con cautela los resultados obtenidos, ya que la inflación del mes t no se conoce oficialmente hasta unos 15 días después del fin de mes. Sin embargo, también hay que apuntar que, fundamentalmente a partir del año 1997, el INE publica un dato adelantado del IPC en los últimos días de mes, por lo que este problema desaparece. Además, innumerables entidades privadas publican estimaciones adelantadas del dato, lo que legitima y posibilita el análisis realizado en este trabajo.

⁹Para determinar la relevancia de la hipótesis de expectativas de cambios en los tipos de interés se ha realizado un análisis adicional, separando la muestra en dos submuestras (desde 1993 hasta mediados de 1998 y desde esa fecha hasta finales de 2004). Cabría esperar un efecto mayor en la primera submuestra, debido a los efectos relacionados con la política monetaria cuyo objetivo era controlar la inflación española. Sin embargo, no se observan diferencias relevantes.

una mayor capacidad de absorción de la inflación de sus empresas (fundamentalmente de las pertenecientes al sector del petróleo, cuyos precios pueden fluctuar más libremente). Esto supone que un *shock* inflacionista no tiene efectos negativos en el rendimiento de dichos títulos. El sector 3, Bienes de consumo, también evidencia una buena capacidad *flow-through*.

Se realiza un contraste de igualdad de sensibilidad intersectorial, evidenciando una respuesta significativamente distinta entre los diferentes sectores ante variaciones en los tipos de interés reales. El valor del estadístico χ^2 en el *test* de *Wald* es de 11.42, por lo que se puede rechazar la hipótesis nula con un nivel de significación del 10 %. En cuanto a la sensibilidad ante el factor inflación, se obtiene un valor en el *test* de *Wald* de 7.20, muy inferior al obtenido en la prueba del tipo de interés real, por lo que en este caso no se puede rechazar la hipótesis inicial de igualdad de respuesta entre todos los sectores.

Para verificar estos resultados se realiza otra prueba que supone la incorporación de un retardo de los cambios en la tasa de inflación (panel B, Cuadro 4). Dicha incorporación se debe a la importancia que concedemos al estudio de la teoría de la capacidad de absorción de la inflación para explicar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales. Desde este punto de vista, es posible que ante un *shock* inflacionista, algunas empresas de la economía española no sean capaces de trasladar dicho cambio de forma instantánea a los precios de sus productos y/o servicios, es decir, puede que la incorporación sea gradual, para lo cual se analizan los cambios en la tasa de inflación retardada un periodo.

En primer lugar, destaca que el poder explicativo medido a través del R^2 ajustado se mantiene estable con la inclusión del primer retardo de los cambios en la tasa de inflación, así como la magnitud (e incluso el nivel de significatividad) del coeficiente que acompaña a los cambios en el tipo de interés real.

Además, al incluir el retardo del cambio en la tasa de inflación, éste no es estadísticamente significativo y muestra un coeficiente de signo positivo en todos los sectores, por lo que se puede pensar que las empresas tienen habilidad para trasladar a los precios de sus productos y servicios los *shocks* inflacionistas ocurridos un mes antes. El cambio de la tasa de inflación actual muestra significación estadística en los mismos sectores individuales que en la prueba anterior, así como en el total del mercado bursátil.

Según los resultados obtenidos, la inclusión de los cambios en la tasa de inflación retardada no aporta poder explicativo a la primera prueba ni ofrece coeficientes significativos, por lo que no se incluirá en sucesivos análisis.

Finalmente, el contraste de igualdad de sensibilidad intersectorial evidencia una respuesta significativamente distinta entre los diferentes sectores ante variaciones en los tipos de interés reales, con un valor del estadístico χ^2 en el *test* de *Wald* de 13.04, por lo que se puede rechazar la hipótesis nula al 5 %. En cuanto a la sensibilidad ante el factor inflación e inflación retardada, se obtiene un valor en el *test* de *Wald* de 6.55 y 9.13 respectivamente, inferior al caso del interés real, por lo que no se puede rechazar la hipótesis inicial de igualdad de respuesta entre todos los sectores.

4.2 *Análisis de empresas individuales*

Con el propósito de llevar a cabo un análisis más desagregado, se ha realizado otra prueba consistente en la estimación del modelo de la expresión [2], con las empresas individuales para las que disponemos de suficiente información. Además, para obtener unas conclusiones más precisas, se estructuran los resultados y se presentan en el Cuadro 5 que muestra en sus distintos paneles el porcentaje de empresas que ofrecen una respuesta significativa ante las variaciones experimentadas por cada factor, los principales estadísticos de esa respuesta y su distribución a nivel sectorial, especificando el porcentaje de empresas que muestran una sensibilidad sectorial significativa respecto a cada factor (tipo de interés real y tasa de inflación) y en el contexto de un modelo de dos factores extendido.

Casi el total de empresas consideradas en el análisis (97.30%) muestra una respuesta positiva y significativa al 1% ante variaciones en el rendimiento de mercado. Cuando aumentamos el nivel de significación al 10%, las 74 empresas presentan coeficientes positivos y significativos. La respuesta media está en torno a 0.76, fluctuando entre un coeficiente de 0.1643, correspondiente a *Banco de Galicia, S.A.*, y uno de 1.4328, *Tele Pizza S.A.*, confirmándose ésta última como una empresa muy sensible al mercado. Por sectores, observando el panel C del

CUADRO 5
Sensibilidad de los rendimientos ante shocks en los tipos de interés reales, tasa de inflación y rendimiento de mercado (2)

PANEL A: Porcentaje de empresas con exposición significativa				
r_{mt}^*	Signif. al 1%	Signif. al 5%	Signific. al 10%	No signif.
Sensibilid. Signif.	72 (97.30 %)	74 (100 %)	74 (100 %)	
Sens. Posit.	72 (97.30 %)	74 (100 %)	74 (100 %)	0
Sens. Negat.	0	0	0	0
T. empresas = 74			74 (100 %)	0
Δr_t^*	Signif. al 1 %	Signif. al 5 %	Signific. al 10 %	No signif.
Sensibilid. Signif.	17 (22.97 %)	24 (32.43 %)	36 (48.65 %)	
Sens. Posit.	0	0	1 (1.35 %)	12 (16.22 %)
Sens. Negat.	17 (22.97 %)	24 (32.43 %)	35 (47.30 %)	26 (35.14 %)
T. empresas = 74			36 (48.65 %)	38 (51.35 %)
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	Signif. al 1 %	Signif. al 5 %	Signific. al 10 %	No signif.
Sensibilid. Signif.	4 (5.41 %)	10 (13.51 %)	15 (20.27 %)	
Sens. Posit.	0	0	0	13 (17.57 %)
Sens. Negat.	4 (5.41 %)	10 (13.51 %)	15 (20.27 %)	46 (62.16 %)
T. empresas = 74			15 (20.27 %)	59 (79.73 %)
PANEL B: Estadísticos descriptivos de la sensibilidad estimada significativa				
	r_{mt}^*	Δr_t^*	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	
Media	0.7597	-7.0502	-7.5841	
Máximo	1.4328	5.6906	-2.5950	
Mínimo	0.1643	-18.737	-13.092	
Desv. Típica	0.2923	4.4113	2.9364	
Observaciones	74	36	15	
PANEL C: Sensibilidad sectorial significativa				
r_{mt}^*	Emp Sensib. Signif.	Sensib. signif. media		
Sector 1: Petróleo y Energía	7/7 (100 %)	0.7531		
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	20/20 (100 %)	0.8690		
Sector 3: Bienes de Consumo	15/15 (100 %)	0.7069		
Sector 4: Servicios de Consumo	8/8 (100 %)	0.7732		
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	21/21 (100 %)	0.6252		
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	3/3 (100 %)	1.2168		
Total del mercado	74/74 (100 %)	0.7597		
Δr_t^*	Emp Sensib. Signif.	Sensib. signif. media		
Sector 1: Petróleo y Energía	5/7 (71.43 %)	-5.1730		
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	12/20 (60 %)	-7.7169		
Sector 3: Bienes de Consumo	5/15 (33.33 %)	-7.3730		
Sector 4: Servicios de Consumo	3/8 (37.50 %)	-8.8699		
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	9/21 (42.86 %)	-5.2322		
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	2/3 (66.67 %)	-12.3867		
Total del mercado	36/74 (48.65 %)	-7.0502		
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	Emp Sensib. Signif.	Sensib. signif. media		
Sector 1: Petróleo y Energía	2/7 (28.57 %)	-2.9650		
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	7/20 (35 %)	-9.3416		
Sector 3: Bienes de Consumo	2/15 (13.33 %)	-8.2578		
Sector 4: Servicios de Consumo	0/8 (0 %)	0		
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	3/21 (14.29 %)	-5.2910		
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	1/3 (33.33 %)	-10.0518		
Total del mercado	12/74 (16.22 %)	-7.5841		

Cuadro 5 se puede afirmar que la respuesta sectorial media es bastante similar, destacando el sector 5 como el de menor sensibilidad ante el rendimiento de mercado (0.62) y el sector 6 como el más sensible, con un factor beta superior a uno (1.2).

La dinámica observada en el segundo factor evidencia una respuesta de los rendimientos de los activos negativa y significativa, en general, ante variaciones de los tipos de interés reales. La respuesta significativa media de los rendimientos de las distintas empresas se sitúa en torno a -7.1. Este coeficiente, que representa la sensibilidad de los rendimientos ante cambios en los tipos de interés reales, varía entre +5.69 y -18.74, correspondientes a *Faes Farma, S.A.*, que presenta una peculiar sensibilidad positiva, y *Avanzit, S.A.*, respectivamente.

En cuanto al porcentaje de empresas que muestran significación estadística en la respuesta de sus rendimientos frente a movimientos en los tipos de interés reales, el panel C del Cuadro 5 muestra que el sector 3, *Bienes de Consumo*, sólo contiene alrededor de un 33 % de empresas con coeficientes significativos. Sin embargo, más del 71% de las empresas que forman el sector de *Petróleo y energía* presentan una respuesta negativa y significativa. En lo que se refiere a la cuantía del coeficiente, el sector 6 es el que muestra una mayor sensibilidad (-12.39) frente al sector 5 con la menor sensibilidad (-5.23).

Por último, en cuanto al factor que recoge los movimientos en la tasa de inflación esperada actual, se observa cómo algo más del 20% de las empresas analizadas dan una respuesta negativa y significativa ante dicho factor. Desde la perspectiva de la teoría de la capacidad *flow-through*, una posible interpretación de este resultado podría ser que la capacidad de absorción de la inflación de las empresas analizadas es considerable, por lo que se puede pensar que un buen porcentaje de empresas muestran una alta capacidad de absorción de la inflación actual, aunque las empresas no incorporan de forma total e instantánea los *shocks* inflacionistas en los precios de sus productos y/o servicios (Jareño, 2005). Por tanto, las empresas muestran una sensibilidad negativa de sus rendimientos sectoriales frente a los cambios en la tasa de inflación, pero compensada, desde esta perspectiva, por la capacidad *flow-through* que tenga la empresa.

5. Determinantes explicativos de la sensibilidad ante tipos reales e inflación

Tras estimar la sensibilidad de los rendimientos de las carteras sectoriales y los activos individuales ante las variaciones de los distintos factores, el siguiente paso consiste en examinar los determinantes de dicha sensibilidad, realizando un estudio en dos etapas: a) en la primera de ellas se estima la sensibilidad de los distintos activos ante variaciones en los tipos de interés y b) en la segunda etapa se estudian los factores que explican dicha exposición a los cambios en los tipos de interés.

CUADRO 6
Principales factores explicativos de la sensibilidad utilizados ante tipos de interés

Factores explicativos	Autores que los utilizan
Método de valoración de inventarios	Pearce y Roley (1988)
Nivel de endeudamiento	Pearce y Roley (1988) O'Neal (1998) Kadiyala (2000) Bartram (2002) Fraser <i>et al.</i> (2002) Soto <i>et al.</i> (2005)
Colchón impositivo de la depreciación	Pearce y Roley (1988)
Gasto en planes de pensiones	Pearce y Roley (1988)
Tamaño de la empresa	O'Neal (1998) Cornell (2000) Kadiyala (2000) Fraser <i>et al.</i> (2002) Soto <i>et al.</i> (2005) Barnard y Villiers (2003)
Oportunidades de crecimiento	Sweeney (1998) Hevert <i>et al.</i> (1998 a y b) Cornell (2000) Kadiyala (2000) Barnard y Villiers (2003) Tessaromatis (2003)
Posición de dominio	Kadiyala (2000)
Gastos en I+D	Kadiyala (2000)
Rentabilidad por dividendos	O'Neal (1998) Soto <i>et al.</i> (2005)
Nivel de regulación sectorial	O'Neal (1998) Tessaromatis (2003)
<i>Rating</i> de la Deuda	O'Neal (1998)
Nivel de liquidez	Bartram (2002) Fraser <i>et al.</i> (2002) Soto <i>et al.</i> (2005) Tessaromatis (2003)
Ciclo de negocio	Bartram (2002) Tessaromatis (2003)

Recientemente han aparecido una serie de estudios que se han centrado en estimar la sensibilidad de ciertos activos ante cambios en los tipos de interés y, además, han intentado dar una explicación basándose en las características financieras exhibidas por las empresas¹⁰. Ya en un trabajo de Pearce y Roley (1988) se encuentra evidencia en el sentido de que las características de la empresa van a determinar el efecto último de la tasa de inflación sobre los rendimientos en cada sector. A partir de ahí, numerosos trabajos incorporan diferentes características específicas de la empresa como posibles factores explicativos de la sensibilidad que muestran ante los cambios en los tipos de interés nominales o, avanzando un poco más, en los tipos de interés reales y la tasa de inflación.

Entre los factores planteados en los trabajos más recientes destacan los siguientes: (Cuadro 6). Se observa que gran parte de la literatura que estudia los posibles factores explicativos de la sensibilidad a tipos de interés de los rendimientos de activos se ha centrado en cuatro factores fundamentalmente, como son 1) el nivel de endeudamiento de la empresa, 2) el nivel de liquidez o de generación de flujos de caja, 3) el tamaño de la empresa y, por último, 4) sus oportunidades de crecimiento.

Las explicaciones que se han dado para su inclusión se pueden resumir de la siguiente forma:

1) El nivel de endeudamiento de la empresa puede ser percibido como el determinante mensurable más importante de la exposición al riesgo de interés. Se puede afirmar que un aumento del tipo de interés incrementa los costes de financiación, lo cual afecta negativamente a las ganancias de la empresa y también al precio del activo, por lo que se espera una relación positiva entre el nivel de apalancamiento financiero a largo plazo y la exposición al riesgo de interés.

2) El nivel de liquidez o de generación de flujos de caja amortiguaría los movimientos desfavorables de los tipos de interés, reduciendo el coste esperado de embargo financiero o impago, ya que hará que la empresa dependa menos de la financiación externa. Por tanto, se espera una relación negativa entre la liquidez y la exposición al riesgo de interés.

3) El tamaño de la empresa también es un factor importante en el que se pueden producir varios efectos contradictorios según diferentes

¹⁰Entre ellos destacan los estudios de O'Neal (1998), Hevert *et al.* (1998 a y b), Kadiyala (2000), Fraser *et al.* (2002), Bartram (2002) y Tessaromatis (2003).

explicaciones, por lo que su efecto neto sobre la exposición al riesgo de interés deberá ser obtenido empíricamente. Según algunos autores como O'Neal (1998), parece que el tamaño está correlacionado con el lapso regulatorio al que se enfrentan las empresas del sector público. Las empresas de mayor tamaño normalmente tienen una mayor cantidad de sus activos en manos de instituciones, por lo que son más sensibles a los tipos de interés. Esta sensibilidad está dirigida, aparentemente, en gran parte, por inversores orientados a la recepción de una renta fija, que perciben que los activos del sector público son sustitutos viables para los instrumentos de rentabilidad más tradicional, es decir, activos de renta fija.

4) Por último, las oportunidades de crecimiento de la empresa forman el cuarto factor que se incluye en el análisis explicativo de la sensibilidad de los activos ante tipos de interés. La relación entre dicho crecimiento y el riesgo de interés tampoco está clara, por lo que se debe acudir de nuevo a su estimación empírica, ya que en la literatura se ha encontrado evidencia a favor tanto de una relación positiva como negativa.

Además, se incorporan en este estudio unas variables *dummy* para analizar si la pertenencia a algún sector también explica la sensibilidad a tipos de interés exhibida por las empresas.

5.1 Estimación y resultados

Para examinar los determinantes de la sensibilidad de las acciones ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada, se propone el siguiente modelo:

$$\beta_j = \delta_0 + \delta_1 \cdot leverage + \delta_2 \cdot liquidity + \delta_3 \cdot size + \delta_4 \cdot growth + [4] \\ + \sum_{k=1}^6 \delta_{k+4} \cdot D_k + \varepsilon_j$$

donde β_j muestra la sensibilidad estimada ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación, *leverage* representa el nivel de apalancamiento financiero medio anual de la empresa, *liquidity* refleja la capacidad de generación de flujos de caja media anual, *size* representa el tamaño de la empresa, *growth* muestra las oportunidades de crecimiento en términos medios anuales y D_k denota una variable *dummy* que toma valor uno cuando la empresa j pertenece a un determinado sector k y cero en caso contrario.

Como los coeficientes de sensibilidad a tipos de interés reales e inflación estimados tienen, en su mayoría, signo negativo, se considera la duración estimada con signo cambiado para así facilitar su interpretación. Además, como es tradicional en este tipo de estudios, el modelo mostrado en la expresión [4] ha sido estimado a través de MCO, con errores estándar robustos, es decir, corregidos por auto-correlación y heteroscedasticidad con el procedimiento de White.

Las medidas concretas utilizadas para cada uno de esos cuatro factores se extraen de los datos financieros de Balance y Cuenta de Pérdidas y Ganancias de cada empresa¹¹, obtenidas del website de *Bolsa de Madrid* y de la base de datos SABI:

1) El nivel de endeudamiento medio anual de cada empresa (*leverage*) se incorpora a través de un *ratio* de apalancamiento medido como el peso que las deudas a corto y largo plazo tienen sobre el total del pasivo (en porcentaje):

$$\text{Leverage} = [(T. \text{ pasivo} - F. \text{ propios}) / T. \text{ pasivo}] \cdot 100 \quad [5]$$

2) El nivel de liquidez medio anual (*liquidity*) se mide a través del *ratio* de liquidez general que obedece a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{Liquidity} = & (\text{Gtos. a distribuir} + \text{Act. circulante}) \\ & (\text{Ingr. a distribuir} + \text{Acreedor. a C/P} + \\ & + \text{Provisión de riesgos y gastos a C/P}) \end{aligned} \quad [6]$$

3) El tamaño medio anual (*size*) de la empresa se calcula como el logaritmo natural de la capitalización de mercado de la empresa.

4) Por último, las oportunidades de crecimiento medias anuales (*growth*) se obtienen con el *ratio book-to-market*, ampliamente utilizado en la literatura.

Destacar que estos cálculos proporcionan series de valores anuales para cada característica de las empresas individuales, por lo que es necesario obtener la media anual de esos valores, consiguiendo así un solo dato relativo a la característica financiera para cada empresa en el total de la muestra.

¹¹Se obtiene de cada característica financiera su valor promedio anual para cada empresa.

Los resultados de la estimación del modelo [4] se recogen en el Cuadro 7.

CUADRO 7

Determinantes de la sensibilidad a tipos de interés reales e inflación

β_j muestra la sensibilidad estimada ante cambios en los tipos de interés reales y ante el componente no esperado de la inflación, *leverage* representa el nivel de apalancamiento financiero medio anual de la empresa, *liquidity* refleja la capacidad de generación de flujos de caja media anual, *size* representa el tamaño de la empresa, *growth* muestra las oportunidades de crecimiento en términos medios anuales y D_k denota una variable dummy que toma valor uno cuando la empresa j pertenece a un determinado sector k y cero en caso contrario. La muestra está formada por 74 observaciones y la siguiente regresión se ha estimado mediante MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White). Los t-statistics aparecen entre paréntesis ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$

$$\hat{\beta}_j = \delta_0 + \delta_1 \cdot leverage + \delta_2 \cdot liquidity + \delta_3 \cdot size + \delta_4 \cdot growth + \sum_{k=1}^6 \delta_{k+4} \cdot D_k + \varepsilon_j$$

PANEL A

	Δr_t^*	Δr_t^*	Δr_t^*	Δr_t^*
<i>Leverage</i>	0.1279 ^c (2.9300)	No se incluye	0.1054 ^b (2.4918)	0.0869 ^a (1.9952)
<i>Liquidity</i>	No se incluye	-2.5782 ^b (-2.0749)	-1.9753 ^a (-1.8318)	-1.8021 (-1.2325)
<i>Size</i>	0.2389 (-0.7768)	-0.6662 ^a (-1.7276)	-0.4903 (-1.3559)	-0.5512 (-1.3074)
<i>Growth</i>	0.0103 (0.0551)	-0.0146 (-0.0770)	0.0437 (0.2636)	0.1166 (0.7680)
<i>D1</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	0.7849 (0.3936)
<i>D2</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	1.3428 (0.6398)
<i>D3</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	-0.7996 (-0.3389)
<i>D4</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	No se incluye
<i>D5</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	-0.3372 (-0.0844)
<i>D6</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	2.4314 (0.4896)
R^2 Aj.	0.0839	0.0616	0.1187	0.0599

PANEL B

	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$
<i>Leverage</i>	0.0497 ^a (1.8519)	No se incluye	0.0363 (1.3757)	0.0158 (0.5385)
<i>Liquidity</i>	No se incluye	-1.3844 ^b (-2.4901)	-1.1768 ^b (-2.2782)	-1.1860 ^a (-1.6916)
<i>Size</i>	-0.7654 ^c (-3.2242)	-0.9757 ^c (-4.0001)	-0.9152 ^c (-3.7388)	-1.0300 ^c (-3.4491)
<i>Growth</i>	-0.2974 ^c (-5.1161)	-0.2976 ^c (-5.4564)	-0.2775 ^c (-5.1700)	-0.2531 ^c (-3.1069)
<i>D1</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	-0.1110 (-0.0836)
<i>D2</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	No se incluye
<i>D3</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	-1.8805 (-1.4945)
<i>D4</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	0.3388 (0.2742)
<i>D5</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	0.5502 (0.3807)
<i>D6</i>	No se incluye	No se incluye	No se incluye	2.3355 ^b (2.3568)
R^2 Aj.	0.3005	0.3194	0.3236	0.3413

Se han realizado una serie de pruebas alternativas utilizando como variables independientes las combinaciones de los factores explicativos propuestos, con el fin de evitar posibles interrelaciones entre ellos que desvirtúen los resultados. Aquellos coeficientes con significación estadística para un factor concreto muestran que esa característica de la empresa afecta a su sensibilidad ante variaciones en el tipo de interés real o en la tasa de inflación.

Hay que señalar la fuerte correlación negativa entre el nivel de apalancamiento y el nivel de liquidez que exhiben las empresas (-53 % aproximadamente). Ese nivel de correlación preocupante entre ambos factores se puede corregir, como se ha hecho hasta ahora, ortogonalizando uno de ellos, para evitar que los resultados obtenidos estén reflejando realmente la correlación que exhiben.

Para el caso de la sensibilidad ante tipos de interés reales (panel A, Cuadro 7) se observa que los coeficientes de los cuatro factores principales mantienen su signo a través de las diferentes pruebas en las que se han incorporado y eliminado factores, excepto el factor crecimiento (que presenta signo distinto en la segunda). En todas ellas, el factor *endeudamiento* muestra un nivel de significación estadística considerable y signo positivo. En lo que se refiere a los factores *liquidez* y *tamaño*, ambos exhiben un coeficiente negativo, pero sólo significativo en el caso del primero. Por último, el factor *crecimiento* no muestra significación estadística ni un coeficiente con signo claro. Las variables *dummy sector* incorporadas en el análisis ofrecen coeficientes que alternan de signo en las diferentes pruebas y que no presentan significación estadística.

Los factores explicativos de la sensibilidad ante tipos de interés reales *endeudamiento* y *liquidez* de la empresa muestran un nivel de significación del 5 % y del 10 % respectivamente. La prueba que incorpora los cuatro factores principales del análisis es la que presenta un mayor poder explicativo (hasta alcanzar el 12 % aproximadamente).

Al igual que en otros trabajos, como el de Soto *et al.* (2005), O'Neal (1998) y Fraser *et al.* (2002), se encuentran coeficientes de sensibilidad a tipos de interés reales significativa y positivamente relacionados con el nivel de endeudamiento de la empresa. El *ratio* de apalancamiento financiero de las empresas será un factor relevante a la hora de medir la exposición al riesgo de interés de las empresas, teniendo en cuenta que aquellas con altas tasas de endeudamiento tendrán que hacer frente a

un mayor coste de la deuda en períodos de incremento generalizado en el nivel de tipos de interés, lo cuál afecta negativamente a las ganancias de la compañía, es decir, las empresas serán más vulnerables al riesgo de interés.

En lo que se refiere al nivel de liquidez, se obtiene evidencia a favor de la idea de que una elevada liquidez de la empresa puede mitigar la exposición al riesgo de interés, ya que el coeficiente exhibe un signo negativo y significativo (Bartram, 2002, Tessaromatis, 2003, y Soto *et al.*, 2005).

Otro factor importante a la hora de explicar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante variaciones en los tipos de interés reales es el de las oportunidades de crecimiento. Leibowitz y Kogelman (1993) ya apuntaban que la sensibilidad de los activos instalados en la empresa podía ser diferente a la que presentaban las oportunidades de crecimiento (factor franquicia). La evidencia y el modelo de descuento de dividendos tradicional defienden la idea de que los activos de alto crecimiento son más sensibles a los tipos de interés que los activos de bajo crecimiento (Sweeney, 1998 y Tessaromatis, 2003). Sin embargo, autores como Hevert *et al.* (1998 b) y Kadiyala (2000) suponen que las oportunidades de inversión se pueden tratar como opciones y sugieren que el componente de crecimiento en los activos es menos sensible a los tipos de interés, hipótesis defendida también por Leibowitz y Kogelman (1993). Por último, Cornell (2000) y Barnard y Villiers (2003) evidencian que no existe un efecto *crecimiento* significativo.

En el análisis desarrollado en este trabajo, el factor de oportunidades de crecimiento exhibe un bajo nivel de significación estadística (el menor de todos los factores) y una relación fundamentalmente positiva con la sensibilidad ante tipos de interés reales, obteniendo evidencia a favor de Sweeney (1998) y Tessaromatis (2003), que sugieren que las industrias de alto crecimiento están más expuestas al riesgo de interés que las empresas de bajo crecimiento. El resultado encontrado estaría en contra de otros autores, como Hevert *et al.* (1998 a y b), Kadiyala (2000) y otros.

O'Neal (1998), Cornell (2000), Kadiyala (2000), Fraser *et al.* (2002), Soto *et al.* (2005) y Barnard y Villiers (2003) incorporan el efecto *tamaño* como posible explicación a la sensibilidad que muestran las empresas ante variaciones en los tipos de interés. En este estudio, el signo negativo encontrado muestra que las empresas de mayor tamaño

exhiben una menor sensibilidad frente a variaciones en los tipos de interés reales.

Para el caso de la sensibilidad de inflación (panel B, Cuadro 7), en la línea del trabajo de Tessaromatis (2003), un porcentaje muy pequeño de empresas muestran una respuesta negativa y significativa ante cambios en la inflación actual.

En lo que se refiere a los factores explicativos principales, todos ellos exhiben signos estables a lo largo de las diferentes pruebas realizadas mediante la incorporación de unos factores y otros. En estas pruebas, tanto las oportunidades de crecimiento de la empresa como el factor *tamaño* muestran signo negativo y muy alto nivel de significación estadística (1%). El nivel de endeudamiento de la empresa presenta signo positivo sin significación estadística, mientras que el grado de liquidez muestra, de nuevo, signo negativo, y significación estadística.

Como el factor de crecimiento y el factor *tamaño* muestran signo negativo, se puede afirmar que las industrias de alto crecimiento o de gran tamaño están expuestas en menor medida al riesgo ocasionado por cambios en la tasa de inflación que las empresas de bajo crecimiento o de tamaño reducido, resultado algo distinto de la conclusión a la que llegan autores como Sweeney (1998) y Tessaromatis (2003), en lo que se refiere al factor de crecimiento. Sin embargo, el resultado al que se llega en este trabajo es bastante racional, ya que sugiere que las empresas de mayor tamaño o aquellas que están en fase de crecimiento podrán absorber en mayor medida los *shocks* inflacionistas, y, en teoría, es lo que debe ocurrir.

Finalmente, otra diferencia importante puede ser el hecho de que la pertenencia de una empresa al sector 6, *Tecnología y telecomunicaciones*, se convierte en un factor significativo a la hora de explicar la sensibilidad de la empresa ante cambios en la tasa de inflación. Además, destaca el elevado coeficiente R^2 ajustado obtenido en la prueba que trata de explicar la sensibilidad ante la tasa de inflación actual (superior al 34 %).

6. Resumen y conclusiones

Numerosos trabajos se han centrado en estudiar la sensibilidad de los rendimientos empresariales ante variaciones en los tipos de interés nominales, evidenciando una relación negativa y significativa entre los rendimientos de los activos y dichos movimientos de los tipos de in-

terés nominales. Sweeney y Warga (1986), O' Neal (1998), Fraser *et al.* (2002), Oertmann *et al.* (2000), Kwan (2000), Hevert *et al.* (1998), Tessaromatis (2003) y Soto *et al.* (2005) entre otros concluyen que un porcentaje amplio de empresas (más del 51 %) muestran una sensibilidad negativa y significativa a tipos de interés nominales.

Con el propósito de contribuir a la literatura en el caso del mercado español, se ha dado un paso más respecto a lo que se había hecho hasta ahora incorporando, en vez de los tipos de interés nominales, variaciones de los tipos de interés reales y la tasa de inflación. Los resultados obtenidos muestran que un amplio número de empresas (48.65 %) presentan una sensibilidad significativa y negativa a los tipos de interés reales, siendo el porcentaje de empresas muy similar al de otros trabajos. Por otro lado, los rendimientos de las empresas responden de forma negativa pero, generalmente, no significativa ante cambios en la tasa de inflación actual, resultado en la línea de Tessaromatis (2003).

El siguiente paso, también como contribución en el caso del mercado español, ha sido intentar encontrar factores explicativos de la sensibilidad que exhiben las empresas españolas a nivel sectorial. Partiendo de la literatura previa, se ha propuesto el nivel de apalancamiento, nivel de liquidez, tamaño y crecimiento de la empresa, así como la incorporación de *dummies* en función de la pertenencia a uno u otro sector.

Se ha encontrado evidencia en el mercado español coincidente con los resultados de Bartram (2002) y Tessaromatis (2003). El nivel de liquidez de la empresa juega un papel primordial a la hora de explicar la sensibilidad ante tipos de interés reales y tasa de inflación, ya que presenta significación estadística en ambos análisis y supone un elemento amortiguador de la inflación (relación negativa entre sensibilidad y liquidez). Además, desde el punto de vista de la teoría de la capacidad de absorción de la inflación, aquellas empresas con una habilidad mayor para transferir a los precios de sus productos cualquier *shock* inflacionista exhiben una menor sensibilidad a la tasa de inflación (Estep y Hanson, 1980, Asikoglu y Ercan, 1992, y Jareño, 2005).

Sin embargo, aunque el nivel de liquidez es un factor importante, el grado de endeudamiento se muestra como un factor explicativo clave de la sensibilidad a tipos de interés reales, mostrando significación estadística en este caso y signo positivo.

En el análisis de la sensibilidad ante cambios en la tasa de inflación, los factores explicativos más importantes son el tamaño de la empresa y las oportunidades de crecimiento de la misma (junto con la liquidez), mostrando un alto nivel de significación estadística y signo negativo.

Para concluir, destacar que los resultados obtenidos para el mercado español corroboran los hallazgos encontrados en otros mercados, tanto en lo que se refiere a la sensibilidad como en cuanto a sus principales factores explicativos.

Apéndice

APÉNDICE A1
Empresas incorporadas en el análisis individual

	Empresa	Nemónico	Sector
1	Abertis Infraestructuras, S.A.	ABE	4
2	Abengoa, S.A.	ABG	2
3	Acs, Actividades de Const.y Servicios S.A.	ACS	2
4	Acerinox, S.A.	ACX	2
5	Sdad. General Aguas de Barcelona, S.A.	AGS	1
6	Corporación Financiera Alba, S.A.	ALB	5
7	Altadis, S.A.	ALT	3
8	Amper, S.A.	AMP	6
9	Acciona, S.A.	ANA	2
10	Banco de Andalucía, S.A.	AND	5
11	Tavex Algodonera, S.A.	ASA	3
12	Avanzit, S.A.	AVZ	6
13	Azkoyen S.A.	AZK	2
14	Bayer A.G.	BAY	3
15	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria, S.A.	BBVA	5
16	Barón de Ley, S.A.	BDL	3
17	Inbesos, S.A.	BES	5
18	Bankinter, S.A.	BKT	5
19	Banco Español de Crédito, S.A.	BTO	5
20	Banco de Valencia, S.A.	BVA	5
21	Const. y Auxiliar de Ferrocarriles S.A.	CAF	2
22	Banco de Castilla, S.A.	CAS	5
23	Banco de Crédito Balear S.A.	CBL	5
24	Cía. Española de Petróleos, S.A.	CEP	1
25	Campofrío Alimentación, S.A.	CPF	3
26	Cementos Portland Valderrivas, S.A.	CPL	2
27	Cortefiel, S.A.	CTF	3
28	Compañía Vinícola del Norte de España	CUN	3
29	Ercros S.A.	ECR	2

APÉNDICE A1

Empresas incorporadas en el análisis individual (*Continuación*)

	Empresa	Nemónico	Sector
30	Endesa, S.A.	ELE	1
31	Grupo Empresarial Ence, S.A.	ENC	3
32	Europistas Concesionaria Española, S.A.	EUR	4
33	Faes Farma, S.A.	FAE	3
34	Fomento de Constr. y Contratas S.A.	FCC	2
35	Banco de Galicia, S.A.	GAL	5
36	Gas Natural Sdg, S.A.	GAS	1
37	Gr. Catalana de Occidente S.A.	GCO	5
38	Global Steel Wire, S.A.	GSW	2
39	Banco Guipuzcoano, S.A.	GUI	5
40	Iberdrola, S.A.	IBE	1
41	Cía. de Distribucion Integral Logista, S.A.	LOG	4
42	Corporación Mapfre, S.A.	MAP	5
43	Miquel y Costas & Miquel, S.A.	MCM	3
44	Duro Felguera, S.A.	MDF	2
45	Metrovacesa S.A.	MVC	5
46	Nicolás Correa S.A.	NEA	2
47	Nh Hoteles, S.A.	NHH	4
48	Obrascón Huarte Laín, S.A.	OHL	2
49	Banco Pastor, S.A.	PAS	5
50	Banco Popular Español, S.A.	POP	5
51	Prosegur S.A., Cía. de Seguridad	PSG	4
52	Repsol, Ypf, S.A.	REP	1
53	Banco Santander Central Hispano, S.A.	SAN	5
54	Seda de Barcelona, S.A. (la)	SED	2
55	Sniace	SNC	3
56	Sol Meliá, S.A.	SOL	4
57	Service Point Solutions, S.A.	SPS	4
58	Sotogrande S.A.	STG	5
59	Sacyr Vallehermoso, S.A.	SYV	2
60	Telefónica, S.A.	TEF	6
61	Tableros de Fibras, S.A.	TFI	2
62	Tele Pizza S.A.	TPZ	4
63	Testa Inmuebles en Renta, S.A.	TST	5
64	Tubacex, S.A.	TUB	2
65	Sdad. Española del Acumulador Tudor, S.A.	TUD	2
66	Unión Fenosa, S.A.	UNF	1
67	Unipapel, S.A.	UPL	3
68	Uralita, S.A.	URA	2
69	Inmobiliaria Urbis, S.A.	URB	5
70	Banco de Vasconia, S.A.	VAS	5
71	Vidrala S.A.	VID	3
72	Viscofan, S.A.	VIS	3
73	Volkswagen Aktiengesellchft	VWG	3
74	Española del Zinc, S.A.	ZNC	2

Referencias

- Adams, G., McQueen, G. y R. Wood (2004): "The effects of inflation news on high frequency stock returns", *Journal of Business* 77, pp. 547-574.
- Alonso-Sánchez, F., Ayuso-Huertas, J. y J. Martínez-Pagés (2000): "El contenido informativo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española", *Investigaciones Económicas* 24, pp. 455-471.
- Alonso, F. Blanco, R. y A. Río (2001): "Estimating inflation expectations using French government inflation-indexed bonds", Banco de España - Servicio de Estudios. Documento de trabajo 0111.
- Anari, A. y J. Kolari (2001): "Stock prices and inflation", *The Journal of Financial Research* 24, pp. 587-602.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, X. y C. Vega (2002): "Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange", *The American Economic Review* 93, pp. 38-62.
- Ariño, M. A. y M. A. Canela (2002): "Evolución de la inflación en España", IESE, Centro Internacional de Investigación Financiera (CIIF), Documento de investigación 446.
- Asikoglu, Y. y M. R. Ercan (1992): "Inflation flow-through and stock prices", *Journal of Portfolio Management* 18, pp. 63-68.
- Bae, S. C. (1990): "Interest rate changes and common stock returns of financial institutions: Revisited", *The Journal of Financial Research* 13, pp. 71-79.
- Barnard, I. y Johann de Villiers (2003): "Size effects, growth opportunities and the sensitivity of share prices to interest rates", Working Paper. (falta el número).
- Bartram, S. M. (2002): "The interest rate exposure of nonfinancial corporations", *European Finance Review* 6, pp. 101-125.
- Benink, H. y C. Wolff (2000): "Survey data and the interest rate sensitivity of US bank stock returns", *Economic Notes* 29, pp. 201-213.
- Booth, J. R. y D. T. Officer (1985): "Expectations, interest rates and commercial bank stocks", *The Journal of Financial Research* 8, pp. 51-58.
- Boyd, J. H., Hu, J. y R. Jagannathan (2005): "The stock market's reaction to un-employment news: Why bad news is usually good for stocks", *The Journal of Finance* 60, pp. 649-672.
- Chen, C. y A. Chan (1989): "Interest rate sensitivity, asymmetry, and the stock returns of financial institutions", *The Financial Review* 24, pp. 457-473.
- Cornell, B. (2000): "Equity duration, growth options, and asset pricing", *Journal of Portfolio Management* 26, pp. 105-111.
- Flannery, M. J. y C. James (1984): "The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions", *The Journal of Finance* 39, pp. 1141-1153.
- Flannery, M. J. y A. A. Protopapadakis (2002): "Macroeconomic factors do influence aggregate Stock Returns", *The Review of Financial Studies* 15, pp. 751-782.

- Foerster, S. R. y S. G. Sapp (2003): "How do interest rate changes affect equities?", *Canadian Investment Review* 16, pp. 26-34.
- Fraser, D., Madura, J. y R. A. Weigand (2002): "Sources of bank interest rate risk", *The Financial Review* 37, pp. 351-368.
- Froot, K. (1989): "New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", *The Journal of Finance* 44, pp. 283-305.
- Giliberto, M. (1985): "Interest rate sensitivity in the common stocks of financial intermediaries: a methodological note", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, pp. 123-126.
- Hagmann, M. y C. Lenz (2004): "Real asset returns and components of inflation: A structural VAR analysis", Working Paper, FAME Research Paper 118.
- Hevert, K. T., McLaughlin, R. M. y R. A. Taggart (1998 a): "Growth options and equity duration", *Journal of Portfolio Management* 25, pp. 43-50.
- Hevert, K. T., McLaughlin, R. M. y R. A. Taggart (1998 b): "Interest rates, inflation and the value of growth options", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 38, Special Issue, pp. 599-613.
- Hu, X. y T. D. Willett (2000): "The variability of inflation and real stock returns", *Applied Financial Economics* 10, pp. 655-665.
- Jareño, F. (2005): "Flow-through capability: the Spanish case", *Journal of Asset Management* 6, pp. 191-205.
- Joyce, M. A. S. y V. Read (2002): "Asset price reactions to RPI announcements", *Applied Financial Economics* 12, pp. 253-270.
- Kadiyala, P. (2000): "The relation between the magnitude of growth opportunities and the duration of equity", *e Journal of Financial Research* 23, pp. 285-310.
- Kane, E. J. y H. Unal (1988): "Change in market assessments of deposit-institution riskiness", *Journal of Financial Services Research* 1, pp. 207-229.
- Kwan, S. (2000): "Three questions about 'New Economy' Stocks", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter* 12, pp. (poner el número de las páginas).
- Lee, B. (1992): "Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation", *The Journal of Finance* 47, pp. 1591-1603.
- Leibowitz, M. L. y S. Kogelman (1993): "Resolving the equity duration paradox", *Financial Analysts Journal* 49, pp. 51-64.
- Leiser, D. y S. Drori (2005): "Naïve understanding of inflation", *Journal of Socio-Economics* 34, pp. 179-198.
- Lynge, M. J., Jr y J. K. Zumwalt (1980): "An empirical study of the interest rate sensitivity of commercial bank returns. A multi-index approach", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15, pp. 731-742.
- Madura, J. y E. R. Zarruk (1995): "Bank exposure to interest rate risk: A global perspective", *The Journal of Financial Research* 18, pp. 1-13.
- Massot, M., Navarro, E. y J. M. Nave (2001): "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 30, pp. 795-813.

- Massot, M. y J. M. Nave (2003): "La hipótesis de las expectativas en el largo plazo: evidencia en el mercado español de deuda pública", *Investigaciones Económicas* 27, pp. 533-564.
- Mestel, R. y H. Gurgul (2003): "ARIMA modeling of event induced stock price reactions in Austria", *Central European Journal of Operations Research* 11, pp. 317-334.
- Mishkin, F. S. (1982): "Monetary policy and short-term interest rates: An efficient markets-rational expectations approach", *The Journal of Finance* 37, pp. 63-72.
- O'Neal, E.S. (1998): "Why electric utility stocks are sensitive to interest rates", *The Financial Review* 33, pp. 147-161.
- Oertmann, P., Rendu, C. y H. Zimmermann (2000): "Interest rate risk of european financial corporations", *European Financial Management* 6, pp. 459-478.
- Pearce, D. K. y V. Roley (1988): "Firm characteristics, unanticipated inflation, and stock returns", *The Journal of Finance* 43, pp. 965-981.
- Pérez de Gracia, F. y J. Cuñado (2001): "Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999", *Estudios sobre la Economía Española*, FEDEA, 65.
- Sack, B. (2000): "Deriving inflation expectations from nominal and inflation-indexed treasury Bills", *Journal of Business* 60, pp. 473-489.
- Schwert, G. W. (1981): "The adjustment of stock prices to information about inflation", *The Journal of Finance* 36, pp. 15-29.
- Soto, G. M., Ferrer, R. y C. González (2005): "Determinants of interest rate exposure of Spanish non-financial firms", *European Review of Economics and Finance* 4, pp. 55-71.
- Srivastava, S. C., Hamid, S. y A. H. Choudhury (1999): "Stock and bond market linkage in the empirical study of interest rate sensitivity of bank returns", *The Journal of Applied Business Research* 15, pp. 47-58.
- Stone, B. K. (1974): "Systematic interest-rate risk in a two-index model of returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, pp. 709-721.
- Sweeney, M. E. (1998): "Interest rate hedging and equity duration: Australian evidence", *International Review of Financial Analysis* 7, pp. 277-298.
- Sweeney, R. J. y A. D. Warga (1986): "The pricing of interest rate risk: evidence from the stock market", *The Journal of Finance* 41, pp. 393-410.
- Tessaromatis, N. (2003): "Stock market sensitivity to interest rates and inflation", Working Paper, EFMA 2003 Meeting in Helsinki.

Abstract

This study focuses on achieving the first results on the sensitivity of stock returns to real interest rates and inflation in the Spanish market, proposing an extension of Stone (Stone's) two-factor model which is the origin of most of the literature. This study concludes that the response of Spanish returns is similar to the response in other markets (Tessaromatis, 2003).

Keywords: Real interest rates; inflation; flow-through capability.

Recepción del original, octubre de 2005

Versión final, mayo de 2006