

Francisco Jareño Cebrián*

CAMBIO DE METODOLOGÍA EN LA ELABORACIÓN DEL IPC Y SU IMPACTO SOBRE LA RESPUESTA SECTORIAL ANTE ANUNCIOS DE INFLACIÓN

En este trabajo se estudia la respuesta de los precios diarios de los activos del mercado español a anuncios de inflación, realizando un análisis sectorial en el día en el que el IPC (índice de precios al consumo) es anunciado, para el período 1995-2004. La capacidad de absorción de la inflación (flow-through) de cada sector podría explicar una respuesta diferente a la llegada de información. En el trabajo se analizan las sorpresas de inflación según la dirección de las noticias, teniendo en cuenta la respuesta asimétrica de los rendimientos sectoriales dependiendo del estado de la economía, centrándose en el estudio de un posible cambio estructural en el impacto de las noticias de inflación sobre los rendimientos sectoriales en 2002, resultado de un cambio en la elaboración del IPC. En general, se encuentran diferencias relevantes en la respuesta de los rendimientos de los activos ante cambios en la inflación no esperada en función del sector al que pertenezcan, el estado de la economía y, también, del cambio de metodología en la elaboración del IPC, aunque no de forma significativa.

Palabras clave: anuncio de inflación, rendimiento de activos, capacidad de absorción de la inflación.
Clasificación JEL: E31, G12, G30, L2.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo consiste en estudiar la relación entre la tasa de inflación no esperada y los rendi-

mientos de los activos a nivel sectorial. Utilizando metodología de efecto anuncio se realiza un análisis del impacto de las noticias no esperadas de la tasa de inflación sobre los rendimientos de los activos españoles clasificados por sectores y atendiendo al estado de la economía y a la dirección de la noticia, haciendo especial hincapié en el posible cambio estructural que la nueva metodología en la elaboración del Índice de Precios al Consumo (IPC) ha podido tener.

La principal contribución del estudio consiste en realizar un análisis sectorial que permite estudiar la respues-

* Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de Albacete, Universidad de Castilla-La Mancha.

El autor desea agradecer los comentarios y sugerencias del Dr. D. Antonio Díaz y de un evaluador anónimo de la revista, así como la financiación recibida de la Dirección General de Investigación e Innovación de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha PAI-05-074.

Versión de octubre de 2005.

ta diferencial de cada sector de actividad partiendo de la idea de que las características de las empresas, en especial su distinta capacidad de absorción de la inflación (Jareño, 2005), pueden determinar en última instancia la relación entre inflación no esperada y los rendimientos de las acciones. Además, se analiza si la nueva forma de elaborar el IPC afecta a la relación entre los rendimientos sectoriales y los anuncios de inflación.

Los resultados de este estudio pueden ser de gran interés para los gestores de carteras. La medida de la sensibilidad de los rendimientos de las acciones ante *shocks* en la tasa de inflación es importante a la hora de medir el riesgo de una cartera; por tanto, los gestores necesitan una medida de dicha sensibilidad con el propósito de reducir la volatilidad de los precios.

2. Revisión de la literatura

La relación entre la inflación no esperada y los precios de los activos ha sido un tema ampliamente estudiado en la literatura financiera, pero no se ha llegado a una conclusión consensuada. A nivel internacional, algunos autores encuentran una relación negativa y significativa (Bodie, 1976, y Fama y Schwert, 1977, o más recientemente Hu y Willet, 2000, y Hagmann y Lenz, 2004), mientras que otros estudios no corroboran esta relación (Pearce y Roley, 1988, y Joyce y Read, 2002).

Más concretamente, en lo que se refiere a la literatura del efecto anuncio, un amplio número de trabajos recientes analizan la repercusión de determinados anuncios macroeconómicos sobre los rendimientos de distintos índices de mercado, tipos de interés o activos. En general, estos trabajos se centran en examinar la linealidad y la asimetría de la respuesta ante noticias macroeconómicas, así como la senda y la rapidez de respuesta, la estabilidad de la misma en función del estado de la economía o de la dirección de las noticias, diferenciando entre buenas y malas noticias, e incluso los efectos sobre el volumen de negociación. Algunos de los trabajos más destacados son los de McQueen y Roley (1993), Flannery y Protopapadakis (2002), Joyce y

Read (2002), Andersen *et al.* (2003), Pearce y Solakoglu (2004), Adams *et al.* (2004) y Boyd *et al.* (2005).

Relacionados con esta línea, en el caso español se han estudiado diversas estacionalidades o anomalías en el rendimiento de los activos, como el efecto día de la semana, el efecto día festivo, el efecto enero (Rubio y Salvador, 1991; Peña, 1995, y Meneu y Pardo, 2001), etcétera. Otros trabajos estudian los efectos de la introducción del mercado de derivados (Corredor y Santamaría, 2002) y de los cambios de *rating* (Abad y Robles, 2003).

El artículo se estructura de la siguiente forma: en una primera parte se presentan los datos utilizados para analizar la relación entre la tasa de inflación y los rendimientos de los activos. Posteriormente se revisan las distintas alternativas que ha encontrado la literatura para poder estimar el componente no esperado de la inflación. En una tercera parte se realiza un análisis preliminar de la respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación antes y después del cambio de metodología en la elaboración del IPC. Posteriormente, se amplía el análisis preliminar, teniendo en cuenta no sólo la nueva forma de estimar el IPC sino también las sorpresas positivas y negativas de inflación así como diferentes estados de la economía. Se finaliza con un resumen de los resultados y las principales conclusiones.

3. Datos y metodología

Para estudiar el efecto del cambio en la obtención del Índice de Precios al Consumo español (IPC) se dispone de una muestra mensual de anuncios del dato de dicho índice publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) con la fecha exacta del anuncio. La muestra se extiende desde febrero de 1995, fecha del primer «calendario de disponibilidad de estadísticas coyunturales», al que hemos tenido acceso, hasta diciembre de 2004¹.

¹ Ver página del INE para ejemplo de calendario de anuncios para todo el año 2005: «Calendario de disponibilidad de estadísticas coyunturales», en <http://www.ine.es/daco/daco41/calen.htm>.

Como es sabido, el IPC es una media ponderada de índices referidos a varios grupos de artículos de consumo, según la fórmula de Laspeyres². En su elaboración, los precios se toman durante el mes en curso (del día uno al último del mes) y a mediados del mes siguiente se hace público³. Las autoridades monetarias siguen un esquema para estos anuncios que suele conocerse de antemano, generalmente a finales del año anterior. En total se dispone de una muestra de 119 anuncios del dato del IPC correspondiente al mes anterior. Para eliminar el componente estacional utilizamos la tasa de inflación interanual (π_t), que se obtiene como:

$$\pi_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \quad [1]$$

donde IPC_t es el índice de precios al consumo correspondiente al mes t .

Hay que tener en cuenta en los datos del IPC que a partir de 2002 se produjeron cambios estructurales por variaciones en la composición de la cesta con la inclusión de las rebajas. Según publica el Instituto Nacional de Estadística (INE), «... desde enero de 1993 ha estado vigente en España el Índice de Precios de Consumo (IPC) Base 92. La cesta de la compra, a partir de la cual se calcula el IPC, se obtiene básicamente del consumo de las familias en un momento determinado y debe actualizarse cada cierto tiempo. En este caso no sólo se renueva la cesta sino que se introducen novedades en la forma de calcular el IPC por lo que no estamos ante un «cambio de base» sino ante un «cambio de sistema», Sistema de Índices de Precios Base 2001, que entra en vigor con la publicación del IPC de enero de 2002.»

² Para más detalle sobre la elaboración del índice de precios, ver ARIÑO y CANELA (2002) o consultar el *website* www.ine.es.

³ Aunque en enero de 2001 cambia el número de grupos, para armonizar la estructura de los índices de precios para todos los países de la zona euro —índice armonizado de precios al consumo (IPCA)—, es decir, aunque el sistema ha cambiado, se considera que éste no ha tenido repercusión sobre la tasa de inflación.

De ahí la justificación de un análisis que estudie una posible respuesta diferente antes y después de producirse ese cambio en la elaboración del IPC.

Para el mismo período, febrero de 1995 a diciembre de 2004, 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 tener en cuenta únicamente las que aparecen a lo largo de toda la muestra. El uso de datos diarios⁵ permite aislar, en mayor medida, los efectos de anuncios en la tasa de inflación de cualquier otro anuncio macroeconómico que se produzca durante otro día.

La muestra se compone de 127 empresas que se clasifican 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 día anterior y el precio de cierre del actual. Así, por tanto, el rendimiento del día de anuncio de la tasa de inflación (r_{jt}) se obtiene a partir del precio de cierre del día anterior al anuncio (P_{t-1}) y el precio de cierre del día de evento (P_t), asumiendo que dichos anuncios se realizan antes de la apertura del mercado continuo de la siguiente forma:

$$r_{jt} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad [2]$$

A partir de los rendimientos diarios de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo, se obtiene el rendimiento sectorial como media equiponderada. Como *proxy* del rendimiento de mercado, se utiliza el rendimiento agregado diario de las 127 empresas que componen la muestra.

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

⁵ Para ver las ventajas de los datos diarios frente a los mensuales, ver MCQUEEN y ROLEY (1993), FLANNERY y PROTOPADAKIS (2002) y ADAMS *et al.* (2004).

CUADRO 1
SECTORES ESTUDIADOS EN EL ANÁLISIS
Y NÚMERO DE EMPRESAS INCLUIDAS EN CADA UNO

Nombre del sector	N.º de empresas	Subsectores
Sector 1: Petróleo y Energía	9	1.1.: Petróleo 1.2.: Electricidad y Gas 1.3.: Agua y otros
Sector 2: Materiales Básicos, Industria y Construcción	33	2.1.: Minerales, Metales y Transformación 2.2.: Fabricación 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.: Productos 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 <i> Holding</i> 5.4.: SICAV 5.5.: Inmobiliarias y Otros
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	10	6.1.: Telecomunicaciones y Otros 6.2.: Electrónica y <i> Software</i>
Total del mercado	127	

4. Estimación del componente no esperado de la inflación

En lo que se refiere a la obtención del componente no esperado de la inflación se pueden distinguir diversas metodologías. Un grupo de trabajos utiliza encuestas

realizadas con carácter periódico como *proxies* adecuadas de la inflación esperada (Flannery y Protopapadakis, 2002; Andersen *et al.*, 2003, y Adams *et al.*, 2004). En España hay empresas que se dedican a publicar determinadas encuestas de coyuntura, pero carecemos de dicha información. Autores como Schwert (1981) y Asi-

koglu y Ercan (1992) utilizan tipos de interés a corto plazo como predictores de la tasa de inflación, pero según Alonso *et al.* (2000), éstos no aumentan en gran medida la capacidad explicativa del propio pasado de los precios en el caso del mercado español.

Otros trabajos utilizan 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 Hagmann 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. Autores como Ariño y Canela (2002) exponen el modelo *naïve* 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 (expectativas «miópicas»).

Finalmente, 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). Nuestro trabajo utiliza la aproximación más ampliamente empleada por la literatura basada en los errores de pronóstico de procesos

ARIMA para obtener la serie de inflación no esperada. En este sentido, autores como Joyce y Read (2002) observan resultados similares en la aplicación de modelos ARIMA frente a los de técnicas alternativas.

Así, se parte de la metodología *Box-Jenkins* de identificación-estimación de procesos ARIMA (modelos autorregresivos, integrados y de medias móviles). El análisis visual de la representación gráfica de la tasa de inflación desestacionalizada intermensual corroborado por el resultado de la aplicación de los contrastes habituales de raíz unitaria, confirman la estacionariedad de la media. El análisis media-rango confirma la estacionariedad en varianza⁶. Mediante la comparación de distintas funciones de autocorrelación simple (*fas*) y de autocorrelación parcial (*fap*) con los patrones teóricos se observa cómo el proceso ARMA (3, 3) es el que mejores resultados proporciona de entre los procesos autorregresivos alternativos de media móvil con residuos que se comportan como un ruido blanco.

En principio, se utiliza el proceso ARMA (1, 0) para realizar pronósticos mes a mes. Estos modelos, a diferencia de los estructurales, no necesitan que se suministre ninguna información adicional para realizar la predicción, ya que se van autoalimentando con los propios valores estimados consecutivamente⁷. Este proceso se repite mes a mes hasta diciembre de 2004, obteniendo el componente esperado de la tasa de inflación. Con este dato, se construye una serie de inflación no esperada de la siguiente forma:

$$\pi_t^u = \pi_t - \pi_{t/t-1}^e \quad [3]$$

siendo π_t la tasa de inflación actual, $\pi_{t/t-1}^e$ su componente esperado (con el conjunto de información del período

⁶ Se han aplicado los contrastes de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron y el de estacionariedad de KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Por razones de espacio no se muestran los gráficos ni los resultados de los contrastes.

⁷ Para obtener el valor de febrero de 1995, primer dato que se utilizará posteriormente, se incorporan datos anteriores de la tasa de inflación.

CUADRO 2

PRUEBA DE INSESGADEZ

Regresión realizada por MCO para el total de datos diarios del período analizado (febrero de 1995 a diciembre de 2004) en los que se produce un anuncio de inflación,

$$\pi_t = \alpha + \beta \cdot \pi_{t/t-1}^e + u_t$$

donde π_t refleja la tasa de inflación total, $\pi_{t/t-1}^e$ la tasa de inflación esperada mensual (con el conjunto de información de $t-1$) 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*.

	Intercept	Beta	Adj R ²	Wald test #
ARMA (1, 0)	-4,09E-05 (-0,052161)	1,000648 ^c (41,13651)	0,934778	0,005040

NOTAS: ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$ (estadístico *t* entre paréntesis).

$t-1$, es decir, suponiendo «expectativas racionales») y π_t^u el no esperado.

Con el propósito de comprobar la robustez de la medida planteada, se realiza una prueba estándar de insesgadez, que consiste en regresar la tasa de inflación que realmente se ha dado en la economía frente a la medida utilizada en nuestro estudio como posible estimación de la tasa de inflación esperada:

$$\pi_t = \alpha + \beta \cdot \pi_{t/t-1}^e + u_t \quad [4]$$

Si dicha medida es una estimación insesgada de la tasa de inflación *ex post*, entonces esperamos 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 $\beta = 1$. Además, el término independiente no es significativamente distinto de cero y el factor beta es significativo y cercano a uno. Por tanto, se puede afirmar que la medida de la inflación esperada obtenida a través del proceso ARMA seleccionado puede ser considerada un estimador insesgado de la tasa de inflación *ex post*.

5. Análisis preliminar

En este trabajo se estudia el comportamiento de los rendimientos sectoriales en el día del anuncio del dato de inflación corregidos por el rendimiento esperado, tratando de eliminar de esta forma posibles efectos no atribuibles al anuncio de inflación. Para cada día, se computan los rendimientos anormales o rendimientos no esperados de cada sector i , $RAS_i(t_j)$, como la diferencia entre el rendimiento *ex post* que realmente se ha dado, $RS_i(t_j)$, y el rendimiento que se espera obtener en ausencia de dicho evento, que se obtiene como la media o el valor esperado en el período precedente ($t_{j-1}+3$; t_j-3) de cada anuncio, $E[RS_i(t_j/t_{j-1})]$:

$$RAS_i(t_j) = RS_i(t_j) - E[RS_i(t_j / t_{j-1})] \quad [5]$$

A partir de enero del año 2002 se producen cambios en la confección del Índice de Precios al Consumo (IPC) que hacen que éste sea más volátil, como por ejemplo la inclusión de las rebajas en la elaboración

CUADRO 3

**RESPUESTA DE LOS DIFERENTES SECTORES A ANUNCIOS
NO ESPERADOS EN LA TASA DE INFLACIÓN***

	RAS1	RAS2	RAS3	RAS4	RAS5	RAS6	RAST
INFNE Before	-0,4439 (-0,8061)	-0,0641 (-0,1340)	0,0003 (0,0008)	-0,3826 (-0,6589)	-0,3740 (-0,9833)	-0,7506 (-0,7245)	-0,2519 (-0,6433)
INFNE After	1,0903 ^a (1,6992)	0,4867 (0,8735)	0,4086 (0,8701)	0,3978 (0,5879)	0,2366 (0,5339)	0,4540 (0,3761)	0,4576 (1,0029)
R²	0,0288	0,0065	0,0063	0,0065	0,0104	0,0056	0,0118
Wald Test #	3,2804 ^a	0,5607	0,4338	0,7634	1,0893	0,5714	1,3875

NOTAS: * La muestra comprende desde febrero de 1995 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_t^u \cdot {}_B D + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u \cdot {}_A D + u_{jt}$$

Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la inflación no esperada sea igual en el primer subperíodo que en el segundo. Los estadísticos *t* aparecen entre paréntesis ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

del mismo⁸. Otros cambios a destacar son los relativos a la ampliación de la muestra de municipios y establecimientos, la actualización de la cesta de la compra, la revisión anual de esta última así como de sus ponderaciones y, por último, una serie de mejoras técnicas en el tratamiento de los precios (como la inclusión del método hedónico para calcular la variación real de los precios). Este posible cambio estructural sugiere la necesidad de contrastar la estabilidad de los coeficientes, diferenciando entre períodos de menor volatilidad, anteriores a 2002, y de mayor variabilidad.

El posible cambio en la respuesta de los rendimientos sectoriales podría estar compensando diferentes efectos de la tasa de inflación no esperada antes y después del cambio en la composición del IPC, introduciendo ruido en el análisis para todo el período muestral.

Para ello, se diferencia entre datos anteriores y posteriores a enero de 2002 mediante una regresión en la que se incluyen dos variables *dummy* que separan los rendimientos de ambos períodos:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_t^u \cdot {}_B D + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u \cdot {}_A D + u_{jt} \quad [6]$$

donde ${}_B D$ es una variable *dummy* que toma valor uno en el período anterior a enero de 2002 (*Before*) y cero en el resto y ${}_A D$ que es igual a uno a partir de enero de 2002 (*After*).

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.

El Cuadro 3 muestra que el cambio en la confección del IPC en enero de 2002 afecta a la pauta de respuesta

⁸ Agradecemos los comentarios del evaluador anónimo, que utilizamos en esta parte del trabajo.

de los rendimientos en todos los sectores el día de anuncio, ya que los coeficientes que acompañan a la inflación no esperada son distintos en uno y en otro subperíodo, salvo en el caso del sector 3.

Para corroborar estos resultados se contrasta la hipótesis de igualdad de respuesta en ambos subperíodos aplicando un test de *Wald*. La hipótesis inicial, $H_0: \beta_1 = \beta_2$, sólo puede ser rechazada para el caso del sector 1, «Petróleo y energía», ofreciendo un nivel bastante alto de significación estadística el mismo día del anuncio de inflación.

Todos los sectores, excepto el tercero, se caracterizan por presentar coeficientes negativos en el período anterior al cambio en la composición del IPC y positivos en el subperíodo posterior (con cierto nivel de significación estadística en el sector 1). Esto indica que la inflación no esperada está relacionada de forma inversa con los rendimientos sectoriales en el subperíodo anterior a enero de 2002 y directamente a partir de dicha fecha.

La conclusión que se extrae es que los rendimientos sectoriales responden de forma distinta (aunque sin significación estadística) a los anuncios de inflación en los dos subperíodos analizados, lo que puede llevar a un efecto compensatorio cuando se tiene en cuenta el período total.

6. Análisis de la estacionalidad considerando otros factores

En este apartado se comprueba si los rendimientos de los diferentes sectores responden de igual manera ante movimientos en la tasa de inflación teniendo en cuenta el posible cambio estructural en la composición del IPC e incorporando otros factores importantes, como son el estado de la economía y la dirección de la sorpresa de inflación.

Dirección de las sorpresas de inflación y estado de la economía

Algunos trabajos previos para otros mercados concluyen que los rendimientos de los activos no responden

significativamente a los cambios no esperados en la tasa de inflación. La mayoría supone que la respuesta de los inversores ante noticias de inflación es la misma, sin importar la dirección de la sorpresa. Esto puede hacer que la respuesta ante determinadas noticias se compense con la respuesta frente a otro tipo de anuncios, «buenas y malas noticias», por lo que los sectores presentarán un efecto neto no significativamente distinto de cero. Para comprobar estos efectos asimétricos se incorporan dos variables *dummy* que representan una tasa de inflación no esperada positiva o «mala noticia» ($.D^+$), que toma valor uno cuando la tasa de inflación es mayor de la esperada y cero en caso contrario, y una tasa de inflación no anticipada negativa o «buena noticia» ($.D^-$), que vale uno cuando la inflación es mayor de la anticipada y cero en el resto de los casos.

Por otro lado, autores como Veronesi (1999) y Docking y Koch (2005) afirman que un anuncio será considerado como una «buena noticia» o una «mala noticia» en función del contexto en el que se reciba la misma. Si nos encontramos en una etapa expansiva, cualquier incremento en la tasa de inflación podría considerarse por parte del individuo como una «mala noticia»; sin embargo, en una etapa de recesión, un incremento de la tasa de inflación superior al esperado será considerada una «buena noticia», ya que esto indica a los agentes económicos que la economía está creciendo por encima de lo esperado, por lo que las ganancias de las empresas se incrementan, lo que a su vez supondrá un aumento en el precio y rendimiento del activo. En este trabajo se comprueba si los sectores de la economía española no responden de la misma forma a cambios no esperados en la tasa de inflación en función del estado de la economía. A continuación se construye un indicador de ese estado.

Siguiendo la metodología propuesta por McQueen y Roley (1993), se clasifica la actividad económica en etapas construyendo dos bandas, una superior y otra inferior, alrededor de la tendencia temporal del Índice de Producción Industrial (IPI). La banda inferior se corresponde con el percentil 25. Cuando el dato del

CUADRO 4

REGRESIÓN PARA CLASIFICAR EL «ESTADO DE LA ECONOMÍA»

Se utilizan datos mensuales del Índice de Producción Industrial (IPI) desde febrero de 1995 a diciembre de 2004 y estimamos la siguiente regresión por MCO:

$$\ln(IPI)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot trend_t + u_t$$

Variable	Coefficient
C	4,415419 ^c (871,1953)
TREND	0,002047 ^c (27,92647)
Adjusted R-squared	0,868434

NOTA: ^c $p < 1$ por 100. Recogemos los estadísticos t entre paréntesis.

IPI está por debajo, la economía se encuentra en un estado bajo en ese período. Entre las dos bandas, percentiles 25 a 75, la economía está en estado medio, y por encima de la banda superior (percentil 75) se encuentra en estado alto. Siguiendo con estos pasos, en primer lugar se estima la siguiente ecuación, correspondiente a la regresión del logaritmo natural del IPI frente a una constante y una tendencia temporal (*trend*) (Cuadro 4).

$$\ln(IPI)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot trend_t + u_t \quad [7]$$

Posteriormente, a partir de los valores estimados del $\ln(IPI)$ se construyen dos bandas sumando y restando una constante a la tendencia, creando así una banda superior ($b.superior_t = \ln(IPI)_t + c$) y otra inferior ($b.inferior_t = \ln(IPI)_t - c$). Para nuestra muestra de datos, c

toma un valor de 0,0245, con el que aproximadamente el 50 por 100 de los valores observados se encuentran dentro de las bandas. Se define el estado de la economía de la siguiente forma:

- 1) Si $\ln(IPI)_t \geq b.superior_t \rightarrow$ «estado alto» (H),
- 2) si $b.superior_t > \ln(IPI)_t \geq b.inferior_t \rightarrow$ «estado medio» (M), y, finalmente,
- 3) si $b.inferior_t > \ln(IPI)_t \rightarrow$ «estado bajo» (L).

En nuestro caso, un 30 por 100 de los períodos se corresponden con una actividad económica alta, un 50 por 100 con una actividad media y un 20 por 100 con una actividad baja.

Para comprobar si los rendimientos de los diferentes sectores responden de igual manera ante movimientos en la tasa de inflación en función del estado de la economía, se crean dos *dummies* que se denominan $.D_H^*$ (*High*) y $.D_{NH}^*$ (*No High*), siendo la primera de ellas una variable *dummy* «expansión» con valor igual a uno cuando la actividad económica es alta y cero en caso contrario y la otra una *dummy* «no expansión» con valor uno en estados de crecimiento medio o bajo de la economía y cero en el resto. Al igual que lo realizado en otros trabajos, se une el esta-

⁹ α_1 mide la tasa de crecimiento media mensual del IPI. Siguiendo esta metodología, se utiliza el IPI en vez del PIB (Producto Interior Bruto), ya que, aunque este último es el principal indicador de crecimiento económico, sin embargo el IPI está más relacionado con la actividad empresarial.

do medio y bajo de la economía para tener un número suficiente de observaciones en cada estado.

Estimación del modelo

El estudio de una posible respuesta asimétrica teniendo en cuenta el posible cambio estructural por el cambio de metodología en la elaboración del IPC así como la dirección de la noticia y el estado de la economía se realiza con el siguiente modelo propuesto:

$$\begin{aligned} ra_{jt} = & \alpha_j + \beta_{j1} \cdot B D_H^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2} \cdot B D_{NH}^+ \cdot |\pi_t^u| + \\ & + \beta_{j3} \cdot B D_H^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j4} \cdot B D_{NH}^- \cdot |\pi_t^u| + \\ & + \beta_{j5} \cdot A D_{NH}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j6} \cdot A D_{NH}^- \cdot |\pi_t^u| + u_{jt} \end{aligned} \quad [8]$$

Los *shocks* inflacionistas se incorporan en valor absoluto. De esta forma, la interpretación de los coeficientes se realizará de una forma mucho más sencilla. Las variables *dummy* tienen en cuenta las combinaciones posibles entre los tres factores considerados. No se incluyen las variables *dummy* $A D_H^+$ y $A D_H^-$, ya que en el período posterior a la modificación en el cálculo del IPC no existe ninguna etapa de economía alta. El superíndice toma los valores $+(D^+)$ y $-(D^-)$, siendo $+$ para tasas de inflación por encima de la esperada (malas noticias) y $-$ para tasas por debajo de la anticipada (buenas noticias). El subíndice que aparece como prefijo puede ser $B(BD)$, cuando se trata de un período anterior a enero de 2002, o $A(AD)$, para un período posterior a enero de 2002. Por último, el subíndice que aparece como sufijo toma valor $H(D_H)$, en períodos de expansión de la economía y $NH(D_{NH})$, en etapas no expansivas de actividad económica. La variable *dummy* toma valor uno cuando se cumplen las tres condiciones simultáneamente. Así, por ejemplo, $B D_H^+$ toma valor uno cuando la inflación total es superior a la esperada en etapas expansivas durante el período anterior a enero de 2002.

De esta forma, se recoge en una misma ecuación la tasa de inflación no esperada positiva y negativa, los diferentes estados de la economía así como el cambio

metodológico en la obtención del IPC. El Cuadro 5 muestra los resultados obtenidos con la estimación del modelo 11, que se realiza utilizando, de nuevo, la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados (SUR o *Seemingly Unrelated Regression*).

Al separar los efectos del cambio de composición del IPC, de la dirección de la noticia y del estado de la economía se observa que un buen número de coeficientes estimados son significativos estadísticamente en el día de anuncio.

La magnitud, signo y significatividad estadística del efecto del componente no anticipado del dato del IPC depende en gran medida del sector de actividad, sugiriendo la existencia de distintas sensibilidades ante la inflación no esperada, fruto de la distinta capacidad de absorción de la inflación que exhibe cada sector. También se obtiene evidencia de su dependencia de los factores considerados, fundamentalmente de los cambios producidos en la preparación del IPC.

Pasando a analizar con mayor detalle los resultados, la relación entre inflación no esperada y rendimientos anormales muestra claras pautas de comportamiento en función de la dirección de la noticia y el estado de la economía en el período muestral previo a 2002. Los coeficientes asociados a la inflación no esperada positiva en etapas no expansivas ($B, +, NH$), que se interpretan como una «buena noticia» para la economía, son significativos estadísticamente en la mayoría de los casos (principalmente en los sectores 2 y 3, «Materiales básicos, industria y construcción» y «Bienes de consumo») y sus signos son siempre positivos, indicando que ocasionan rendimientos anormales positivos (lo que supone una «buena noticia»). Éste es el resultado esperado según la literatura teórica en el caso de economías en recesión. Una inflación no esperada positiva es aparentemente una «mala noticia», pero en contextos de recesión puede transmitir información optimista a los agentes sobre una recuperación económica. Un resultado similar se obtiene en el período posterior a enero de 2002, por lo que el cambio en la elaboración del IPC no

CUADRO 5

TEST DE DEPENDENCIA DEL ESTADO DE LA ECONOMÍA, LA DIRECCIÓN DE LA SORPRESA Y EL CAMBIO DE METODOLOGÍA EN LA ELABORACIÓN DEL IPC

Distinguimos entre tasas de inflación por encima de la esperada (+) y tasas por debajo de la anticipada (-) y, en distintos estados de la economía, **H** denota períodos de expansión de la economía, **NH** muestra etapas no expansivas de actividad económica, **B** denota el período anterior a enero de 2002, **A** muestra el período posterior a enero de 2002. La muestra comprende desde febrero de 1995 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot B^{D_H^+} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2} \cdot B^{D_{NH}^+} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j3} \cdot B^{D_H^-} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j4} \cdot B^{D_{NH}^-} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j5} \cdot A^{D_{NH}^+} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j6} \cdot A^{D_{NH}^-} \cdot |\pi_t^u| + u_{jt}$$

Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva y negativa es igual en épocas de expansión que de baja o media actividad económica, en los dos subperíodos. Los estadísticos *t* aparecen entre paréntesis.

^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

	RAS1	RAS2	RAS3	RAS4	RAS5	RAS6	RAST
B, +, H	-0,8257 (-0,5731)	0,8227 (0,6750)	0,6024 (0,5863)	-0,2963 (-0,1968)	0,0743 (0,0748)	-0,9955 (-0,3717)	0,2761 (0,2744)
B, +, NH	1,5027 (1,0404)	2,4011 ^b (1,9652)	2,4974 ^b (2,4247)	1,5253 (1,0106)	0,9764 (0,9799)	2,5229 (0,9398)	1,8219 ^a (1,8063)
B, -, H	0,6338 (0,2991)	-1,7226 (-0,9609)	-0,6752 (-0,4468)	0,9744 (0,4400)	0,4382 (0,2997)	-3,9251 (-0,9966)	-0,4297 (-0,2904)
B, -, NH	0,9796 (1,0956)	1,5446 ^b (2,0422)	1,2472 ^a (1,9562)	0,9753 (1,0439)	1,0237 ^a (1,6597)	2,4042 (1,4469)	1,2958 ^b (2,0755)
A, +, NH	1,5234 ^a (1,7695)	0,6334 (0,8697)	0,9164 (1,4928)	-0,2981 (-0,3314)	0,2196 (0,3697)	-0,2622 (-0,1639)	0,5285 (0,8791)
A, -, NH	-0,3496 (-0,2864)	-0,3719 (-0,3603)	0,3925 (0,4511)	-1,7956 (-1,4080)	-0,3576 (-0,4247)	-1,9145 (-0,8442)	-0,4496 (-0,5276)
R²	0,0499	0,0776	0,0770	0,0456	0,0341	0,0507	0,0675
Wald Test	3,9560	7,4691	5,1281	5,6753	3,1625	6,1836	6,1880

parece afectar a la respuesta de los rendimientos sectoriales frente a anuncios de inflación. Estos argumentos macroeconómicos combinados con la teoría sobre la capacidad de absorción indican que los sectores con un coeficiente positivo presentan una buena capacidad de absorción de la inflación.

En el período anterior a enero de 2002, las tasas de inflación no anticipada negativas, es decir inflación real

inferior a la esperada, en estado de la economía medio/bajo (**B, -, NH**) llevan asociadas coeficientes estimados positivos en todos los casos, destacando que son significativos en el día de anuncio para los sectores 2, 3 y 5, «Materiales básicos, industria y construcción», «Bienes de consumo» y «Servicios financieros e inmobiliarios» respectivamente. Esto implica rendimientos anormales positivos. Una posible explicación sería que

las empresas presentan una débil capacidad de absorción de la inflación en etapas de crecimiento poco intenso, por lo que cualquier tasa inferior a la esperada será considerada una «buena noticia» y tendrá un efecto positivo sobre el precio y el rendimiento de la acción.

Todos los sectores, en general, presentan una pauta común el día de anuncio que consiste en coeficientes estimados positivos para todas las sorpresas de inflación en el caso de economía en fase no expansiva, aunque hay alguna excepción en el período posterior a enero de 2002, fundamentalmente ante sorpresas negativas. La cuantía de los coeficientes a través de los sectores es bastante dispar, siendo en general superior en el caso del sector 6.

Por otro lado, la incidencia del cambio de composición del IPC en enero de 2002 (*A*, +, *NH* y *A*, -, *NH*) podría existir, aunque no es relevante. Si se comparan los coeficientes correspondientes a sorpresas de inflación negativas en estado de la economía medio/bajo antes y después de la introducción de las rebajas, se observa cómo en la inmensa mayoría de casos se produce un cambio de signo, de positivo a negativo. En el período muestral final prácticamente todos los coeficientes estimados presentan signo negativo. Esto implica que ante tasas de inflación no esperada negativas, es decir inflación real inferior a la esperada, el rendimiento anormal del sector es negativo, es decir, las teóricas «buenas noticias» pasan a ser malas.

Por último, ningún sector muestra respuestas significativamente distintas en función del contexto en el mismo día de anuncio, según se observa en el test de *Wald*. Sin embargo, el análisis de los resultados evidencia la importancia de los factores analizados en la respuesta de los rendimientos sectoriales ante el anuncio de inflación.

7. Resumen y conclusiones

En este trabajo se realiza un análisis sectorial del mercado español con el propósito de ir más allá de lo realizado hasta ahora en la literatura, analizando una posible respuesta diferente ante sorpresas en la tasa de

inflación, dependiendo del sector. Este hecho podría explicarse a través de la diferente capacidad de absorción de la inflación que presentan las empresas en cada uno de los sectores, lo que supondrá que si esta capacidad es elevada, un *shock* inflacionista podrá incorporarse fácilmente a los precios de los productos y, por tanto, su sensibilidad a la inflación será baja. En el caso de empresas con baja capacidad de absorción, cualquier cambio no esperado en la tasa de inflación tendrá efectos importantes sobre el precio del título.

Además, este trabajo se centra en estudiar si el cambio de metodología en la elaboración del IPC ha afectado a la respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación.

Se obtiene evidencia de la existencia de diferencias en la respuesta de los distintos sectores ante sorpresas inflacionistas, las cuáles dependen no sólo de la dirección de dichas sorpresas, sino también del estado de la economía así como de la diferente capacidad de absorción de la inflación que exhiben los sectores en cada contexto. Según la literatura, la reacción de los inversores depende de la dirección del mercado, por lo que eventos económicos idénticos provocan diferentes reacciones en función del contexto en el que se desarrollan. En este estudio, se incorpora, junto al contexto en el que se desarrolla el evento, la capacidad de las empresas de cada sector para repercutir a precios las sorpresas inflacionistas, aportando un valor añadido a los estudios realizados hasta ahora.

Una vez que se incorporan los tres factores al análisis (cambio de metodología para el cálculo del IPC, dirección de las sorpresas de inflación y estado de la economía), el comportamiento más destacado es el que siguen la mayor parte de los sectores de forma individual así como el total del mercado, ya que responden con rendimientos anormales positivos y significativos ante anuncios de tasas de inflación tanto superiores como inferiores a las esperadas en etapas no expansivas, antes de enero de 2002. Según esto, las empresas de los sectores enunciados tienen una capacidad de absorción de la inflación reducida en períodos de media/baja actividad económica, por lo que una inflación inferior a la esperada incrementa

los rendimientos sectoriales; sin embargo, el hecho de que la inflación haya sido mayor de lo esperado supone una buena noticia y también incrementa el rendimiento sectorial, ya que indica que se está iniciando una recuperación económica.

Finalmente, podemos afirmar que el cambio de composición del IPC en enero de 2002, que supuso: (1) una plena adaptación a la clasificación COICOP (nomenclatura armonizada de la Unión Europea), (2) una ampliación de la muestra de municipios y establecimientos, (3) una actualización de la cesta de la compra, (4) una revisión anual de ponderaciones y de la cesta, (5) una inclusión de precios rebajados y (6) unas mejoras técnicas en el tratamiento de precios (depuración, ajustes de calidad...), es un factor a tener en cuenta en el análisis del impacto de los *shocks* inflacionistas, aunque no podemos suponer que la respuesta sectorial sea significativamente distinta en el período anterior y posterior al cambio metodológico en la elaboración del IPC.

Referencias bibliográficas

- [1] ABAD, P. y ROBLES, M. D. (2003): «Contenido informativo de los cambios de *rating* en el mercado de valores español», *Working Paper, XI Foro de Finanzas*, Alicante.
- [2] ADAMS, G.; MCQUEEN, G. y WOOD, R. (2004): «The Effects of Inflation News on High Frequency Stock Returns», *Journal of Business*, volumen 77, número 3, páginas 547-574.
- [3] ALONSO, F.; BLANCO, R. y RÍO, A. (2001): «Estimating Inflation Expectations Using French Government Inflation-Indexed Bonds», *Banco de España-Servicio de Estudios. Documento de trabajo número 0111*.
- [4] ALONSO-SÁNCHEZ, F.; AYUSO-HUERTAS, J. y MARTÍNEZ-PAGÉS, J. (2000): «El contenido informativo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española», *Investigaciones Económicas*, volumen XXIV, número 2, páginas 455-471.
- [5] ANARI, A. y KOLARI, J. (2001): «Stock Prices and Inflation», *The Journal of Financial Research*, volumen XXIV, número 4, páginas 587-602.
- [6] ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, X. y VEGA, C. (2003): «Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange», *The American Economic Review*, volumen 93, número 1, páginas 38-62.
- [7] ARIÑO, M. A. y CANELA, M. A. (2002): «Evolución de la inflación en España», *IESE, Centro Internacional de Investigación Financiera (CIIF), Documento de investigación número 446*.
- [8] ASIKOGLU, Y. y ERCAN, M. R. (1992): «Inflation Flow-Through and Stock Prices», *Journal of Portfolio Management*, volumen 18, número 3, páginas 63-68.
- [9] BODIE, Z. (1976): «Common Stocks as a Hedge against Inflation», *The Journal of Finance*, volumen XXXI, número 2, mayo, páginas 459-470.
- [10] BOYD, J. H.; HU, J. y JAGANNATHAN, R. (2005): «The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News is Usually Good for Stocks», *The Journal of Finance*, volumen 60, número 2, páginas 649-672.
- [11] CORREDOR, P. y SANTAMARÍA, R. (1996): «El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, volumen 25, número 86, enero-marzo, páginas 235-252.
- [12] DOCKING, D. S. y KOCH, P. D. (2005): «Sensitivity of Investor Reaction to Market Direction and Volatility: Dividend Change Announcements», *The Journal of Financial Research*, volumen XXVIII, número 1, páginas 21-40.
- [13] FAMA, E. F. y SCHWERT, G. W. (1977): «Asset Returns and Inflation», *Journal of Financial Economics*, volumen 5, noviembre, páginas 115-146.
- [14] FLANNERY, M. J. y PROTOPAPADAKIS, A. A. (2002): «Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns», *The Review of Financial Studies*, volumen 15, número 3, páginas 751-782.
- [15] FRASER, D.; MADURA, J. y WEIGAND, R. A. (2002): «Sources of Bank Interest Rate Risk», *The Financial Review*, volumen 37, número 3, páginas 351-368.
- [16] HAGMANN, M. y LENZ, C. (2004): «Real Asset Returns and Components of Inflation: A Structural VAR Analysis», *Working Paper, FAME Research Paper* número 118.
- [17] HU, X. y WILLETT, T. D. (2000): «The Variability of Inflation and Real Stock Returns», *Applied Financial Economics*, volumen 10, páginas 655-665.
- [18] JAREÑO, F. (2005): «Flow-through Capability: The Spanish Case», *Journal of Asset Management*, volumen 6, número 3, páginas 191-205.
- [19] JOYCE, M. A. S. y READ, V. (2002): «Asset Price Reactions to RPI Announcements», *Applied Financial Economics*, volumen 12, páginas 253-270.
- [20] LEE, B. (1992): «Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation», *The Journal of Finance*, volumen XLVII, número 4, septiembre, páginas 1591-1603.
- [21] MCQUEEN, G. y ROLEY, V. V. (1993): «Stock Prices, News, and Business Conditions», *The Review of Financial Studies*, volumen 6, número 3, páginas 683-707.
- [22] MENEU, V. y PARDO, A. (2001): «El efecto "día festivo" en la Bolsa española», *Moneda y Crédito*, número 213, páginas 97-127.
- [23] MESTEL, R. y GURGUL, H. (2003): «ARIMA Modeling of Event Induced Stock Price Reactions in Austria», *Central*

European Journal of Operations Research, volumen 11, número 4, diciembre, páginas 317-334.

[24] PEARCE, D. K. y ROLEY, V. (1988): «Firm Characteristics, Unanticipated Inflation and Stock Returns», *The Journal of Finance*, volumen XLIII, número 4, septiembre, páginas 965-981.

[25] PEARCE, D. K. y SOLAKOGLU, M. N. (2004): «Macroeconomic News and Exchange Rates», *Forthcoming*, junio 2004.

[26] PEÑA, J. I. (1995): «Daily Seasonalities and Stock Market Reforms in Spain», *Applied Financial Economics*, volumen 5, número 6, páginas 419-423.

[27] PÉREZ DE GRACIA, F. y CUÑADO, J. (2001): «Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999», *Estudios sobre la Economía Española, FEDEA*, número 65.

[28] RUBIO, G. y SALVADOR, L. (1991): «Estacionalidad diaria de los precios de las acciones en el mercado español

de capitales», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, volumen XX, número 67, páginas 307-336.

[29] SACK, B. (2000): «Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-indexed Treasury Bills», *Journal of Business*, volumen 60, número 4, páginas 473-489.

[30] SCHWERT, G. W. (1981): «The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation», *The Journal of Finance*, volumen XXXVI, número 1, páginas 15-29.

[31] TESSAROMATIS, N. (2003): «Stock Market Sensitivity to Interest Rates and Inflation», *Working Paper, EFMA 2003 Meeting in Helsinki*.

[32] VERONESI, P. (1999): «Stock Market Overreaction to Bad News in Good Times: A Rational Expectations Equilibrium Model», *The Review of Financial Studies*, volumen 12, número 5, páginas 975-1007.