

Francisco Jareño Cebrián*

EL IMPACTO DE LA PUBLICACIÓN DEL IPC SOBRE EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

Este trabajo se centra en la eficiencia del mercado español ante anuncios de inflación, realizando un análisis sectorial alrededor del día en el que el índice de precios al consumo (IPC) es anunciado, durante el período 1990-2004. Teniendo en cuenta la dirección de las noticias y el estado de la economía, este trabajo confirma la hipótesis de mercados eficientes para el caso español.

Palabras clave: anuncio de inflación, rendimiento de activos, eficiencia.

Clasificación JEL: E31, G12, G14, G30, L2.

1. Introducción

Este trabajo se centra en el estudio del impacto del componente no esperado del anuncio del dato del IPC sobre la economía (concretamente sobre los rendimientos sectoriales). Para ello, analizamos un período comprendido entre los años 1990 y 2004, caracterizado por ser, probablemente, el más heterogéneo, desde el punto de vista económico, que ha vivido España en sus años de democracia. Por ejemplo, en el año 1993 concluye la mayor apertura externa que haya conocido nuestro país, con la entrada en vigor del Tratado de Maastricht. Además, en el

año 1996 se produce un cambio político, pasando a gobernar el Partido Popular. Es importante destacar la profunda crisis económica de los años 1992-1993, en los que se llegó a alcanzar una tasa de crecimiento negativa (-1,2 por 100 del PIB en el año 1993), así como unos niveles muy altos de déficit público (7,5 por 100) y tasa de paro (24,2 por 100 de la población activa). Finalmente, en 1999 se produjo la entrada de España en la Unión Económica y Monetaria, lo que la convirtió en un país económicamente estable y de importante desarrollo económico. En lo que se refiere a la tasa de inflación, se trata de un período en el que la misma se mantuvo bastante controlada¹.

Por todo lo anterior, podemos decir que se trata de un período del que podemos extraer conclusiones relevantes, pues en un número de años no excesivamente elevado, España ha vivido diferentes períodos económicos (de expansión y de recesión), que distinguimos en apartados posteriores del trabajo.

* Profesor Contratado. Doctor del Área de Economía Financiera de la Facultad de CC Económicas y Empresariales de Albacete. Universidad de Castilla-La Mancha.

El autor desea agradecer los comentarios y sugerencias de un evaluador anónimo de la revista, así como la financiación recibida de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha (PCI08-0089) y el Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ2005-08931-C02-01), parcialmente financiados por los fondos FEDER.

Versión de febrero de 2009.

¹ El autor agradece los comentarios del evaluador en este punto.

Partiendo de la metodología de estudio de eventos destacamos la importancia de la teoría de mercados eficientes, según la cual el anuncio del dato de inflación puede tener un componente no esperado que implica la llegada de nueva información relevante al mercado. Si este es eficiente, un *shock* inflacionista origina una respuesta instantánea y precisa, en la que los precios de los activos se ajustan inmediatamente a un nuevo nivel de equilibrio. Un buen número de trabajos empíricos afirman que este ajuste depende del sector, el tamaño del activo, etcétera. En este sentido, Heiner (1983) afirma que es importante estudiar el tiempo que tardan los activos grandes y pequeños en reflejar totalmente las noticias de inflación. Esto se analiza observando el número de días en los que el parámetro es significativo. El resultado que obtienen algunos autores (Adams *et al.*, 2004 y Pearce y Solakoglu, 2007) evidencia que conforme el horizonte se incrementa, menos cantidad de eventos no esperados mantienen significación estadística. Schwert (1981) analiza días previos al evento para estudiar si algunos sectores se adelantan a los anuncios de inflación.

El objetivo del presente trabajo consiste en analizar el impacto del anuncio de la tasa de inflación sobre los rendimientos sectoriales días antes de producirse, el mismo día de evento y días después de que se haga público dicho dato, lo que permite estudiar cuánto tiempo tardan en reaccionar los rendimientos según el sector al que pertenecen, y, por tanto, determinar el grado de eficiencia del mercado bursátil español.

Una primera parte del trabajo muestra los datos utilizados en el estudio, así como la metodología empleada para determinar la rapidez y senda de respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación. Posteriormente, analizamos su efecto sobre el volumen de negociación sectorial, finalizando con las conclusiones.

2. Datos

Partimos de una muestra mensual de anuncios del dato del índice de precios al consumo (IPC) publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) que co-

mienza en febrero de 1990 y finaliza en diciembre de 2004. Para eliminar el componente estacional de la serie del IPC se utiliza la tasa de inflación interanual.

Se pueden distinguir diversas metodologías de cara a la obtención del componente esperado de la inflación. Una parte importante de la literatura utiliza modelos de series temporales simples, concretamente modelos ARIMA, para predecir la inflación esperada. Otros autores defienden el modelo *naïve* como forma sencilla de estimar dicha inflación esperada. Se basa en suponer que el mejor pronóstico para este mes es el último dato anterior conocido como «expectativas miópicas». Este trabajo utiliza ambas aproximaciones, ampliamente utilizadas en la literatura, para obtener la serie de inflación esperada². El componente no esperado se obtiene como diferencia entre la tasa de inflación observada y el componente esperado³.

Para el mismo período disponemos de las cotizaciones diarias de las acciones negociadas en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE). La muestra se compone de 127 empresas que clasificamos en seis sectores, de acuerdo con la clasificación sectorial bursátil vigente desde 2005. Los rendimientos específicos de cada empresa i (r_{it}) se calculan a partir del precio de cierre del día anterior (P_{t-1}) y el actual (P_t):

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

A partir de los rendimientos diarios de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo, obtenemos el rendimiento sectorial (r_{jt}) como media equiponderada:

$$r_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n r_{it}}{n} \quad [2]$$

² JOYCE y READ (2002) obtienen resultados similares con modelos ARIMA frente a técnicas alternativas.

³ La medida propuesta de inflación esperada es un estimador insesgado de la tasa de inflación real.

siendo n el número de datos de empresas del sector j que tenemos en cada momento t .

Como *proxy* del rendimiento de mercado (r_{mt}), utilizamos el rendimiento agregado diario de las 127 empresas que componen la muestra:

$$r_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^N r_{it}}{N} \quad [3]$$

siendo N el número total de datos de empresas que tenemos en cada momento t .

3. Metodología utilizada

Para analizar cuántos días dura el efecto de los *shocks* inflacionistas en los rendimientos bursátiles a nivel sectorial, realizamos un estudio del día de anuncio del dato de inflación, dos días inmediatamente anteriores y dos días posteriores al mismo⁴. La existencia de un comportamiento de los rendimientos estadísticamente distinto los días previos y siguientes al anuncio tendría importantes implicaciones en cuanto a la eficiencia del mercado. En los días previos indicaría que el mercado dispone de información privada y, por tanto, descuenta la noticia antes de que se haga pública. En los días posteriores indicaría una falta de eficiencia al producirse un retardo en la correcta incorporación de la nueva información en los precios.

Para nuestro estudio construimos una ventana de evento que cubre cinco días, el de anuncio (0), dos días previos (-1 y -2) y dos días posteriores al mismo (+1 y +2). La ventana de pre-evento cubre los días entre el siguiente al último incluido en la ventana de evento anterior y el anterior al primero del mes corriente incorporado en la ventana de anuncio actual. Además, trabajamos con rendimientos sectoriales corregidos por el rendimiento esperado, tratando de eliminar de esta forma

posibles efectos no atribuibles al anuncio de inflación. Para todos los días de la ventana de evento, computamos los rendimientos anormales o rendimientos no esperados de cada sector j , $ra_j(t)$. El rendimiento anormal del sector j en t , $ra_j(t)$, ($j = S1, \dots, S6, ST$), lo obtenemos como la diferencia entre el rendimiento *expost* observado ese día y el rendimiento esperado en ausencia del evento de inflación, que recogemos como el rendimiento medio del sector en la ventana de pre-evento.

Dirección de las sorpresas de inflación

Algunos autores como Andersen *et al.* (2003) argumentan que la respuesta de los rendimientos sectoriales ante determinadas noticias se puede ver compensada por la respuesta frente a otro tipo de anuncios, por lo que los sectores presentarán un efecto neto no significativamente distinto de cero. Por ello, para comprobar los posibles efectos asimétricos (dependiendo del signo de las noticias de inflación) incorporamos dos variables *dummy* que representan una tasa de inflación no esperada positiva o «mala noticia» ($D.^+$) y una tasa de inflación no anticipada negativa o «buena noticia» ($D.^-$).

Estado de la economía

En este trabajo comprobamos si los sectores de la economía española responden de la misma forma ante cambios no esperados en la tasa de inflación en función del estado de la economía. Para ello construimos un indicador de ese estado siguiendo una de las metodologías ampliamente utilizada en la literatura, que es la propuesta por McQueen y Roley (1993) y que consiste en distinguir tres etapas de la actividad económica: alta (H), media (M) y baja (L). La clasificación se hace 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 IPI se sitúa por debajo de dicho valor, la economía se encuentra en un estado bajo en ese período. Entre las dos bandas, percentiles 25 a 75, la eco-

⁴ DÍAZ y JAREÑO (2009) utilizan una metodología similar, pero sólo estudian el día de anuncio.

nomía está en estado medio, y por encima de la banda superior (percentil 75) se encuentra en estado alto.

Partiendo de esta clasificación creamos dos *dummies* que llamamos D_{NR} (*no recesión*) y D_R (*recesión*), siendo la primera de ellas una variable *dummy* «no recesión» con valor igual a uno cuando la actividad económica no es baja y cero en caso contrario, y la otra una *dummy* «recesión» con valor uno en estados de crecimiento bajo de la economía y cero en el resto⁵.

4. Rapidez y senda de respuesta

Para analizar el impacto de las noticias de inflación sobre los rendimientos sectoriales anormales (ra_j) y el tiempo de duración del mismo (expresado en días) se tiene en cuenta no sólo el día de anuncio, sino también dos días anteriores y dos días posteriores al evento. El modelo estimado tiene en cuenta el estado de la economía y la dirección de las sorpresas de inflación, distinguiendo entre sorpresas positivas y negativas y entre etapas de recesión o de nivel medio/alto de actividad económica:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR}^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j2} \cdot D_R^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j3} \cdot D_{NR}^- \cdot \pi_t^u + \beta_{j4} \cdot D_R^- \cdot \pi_t^u + u_j(t) \quad [4]$$

La variable *dummy* toma valor uno cuando se cumplen las dos condiciones simultáneamente (subíndice y superíndice). Así, por ejemplo, D_R^+ toma valor uno cuando la inflación total es superior a la esperada en etapas recesivas⁶. De esta forma, realizamos una contribución a las pruebas realizadas por Adams *et al.* (2004), en las que sólo se tiene en cuenta la dirección de las sorpresas de inflación:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{jNR} \cdot D_{NR} \cdot \pi_t^u + \beta_{jR} \cdot D_R \cdot \pi_t^u + u_j(t) \quad [5]$$

⁵ Al igual que lo realizado en otros trabajos, unimos el estado medio y alto de la economía para tener un número suficiente de observaciones.

⁶ Los *shocks* inflacionistas los incorporamos en valor absoluto para facilitar su interpretación.

CUADRO 1

CONTRASTES INTERSECTORIALES DE LOS RENDIMIENTOS ANTES DEL ANUNCIO

2 días antes	Valores	Interpretación
Anova-F	0,247292	No rechazamos igualdad de medias
K-W	0,839089	No rechazamos igualdad de medianas
van der W	0,842664	
Levene	11,50704 ^c	Rechazamos igualdad de varianzas
B-F	11,37524 ^c	
1 día antes	Valores	Interpretación
Anova-F	0,481997	No rechazamos igualdad de medias
K-W	1,412307	No rechazamos igualdad de medianas
van der W	1,771217	
Levene	18,28179 ^c	Rechazamos igualdad de varianzas
B-F	18,20174 ^c	

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

K-W: test de Kruskal-Wallis. Van der W: test de Van der Waerden.

B-F: test de Brown-Forsythe (elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas).

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.

Respuesta días antes del anuncio

Según los contrastes intersectoriales de igualdad de respuesta dos días antes de producirse el anuncio y un día anterior al evento (Cuadro 1), no podemos rechazar la hipótesis de igualdad de medias entre sectores, pero sí la de varianzas.

El Cuadro 2 muestra los resultados de la estimación de los modelos 1 y 2 entre los rendimientos sectoriales y las sorpresas de inflación dos días antes del anuncio y un día anterior al evento, teniendo en cuenta el estado

CUADRO 2

TEST DE RESPUESTA ASIMÉTRICA ANTES DEL ANUNCIO

Panel A: Test de dependencia del estado de la economía

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>NR</i>	0,2897 (0,8739)	0,8394 ^b (2,1092)	0,5118 (1,5705)	0,5736 (1,3052)	0,2993 (1,1833)	0,4878 (0,8287)	0,5333 ^a (1,7891)
<i>R</i>	0,3342 (0,5215)	0,8791 (1,1424)	0,2793 (0,4432)	0,2691 (0,3167)	0,4628 (0,9463)	0,9385 (0,8245)	0,5435 (0,9429)
<i>R</i> ²	0,0057	0,0311	0,0147	0,0100	0,0127	0,0076	0,0223
<i>Wald Test #</i>	0,0038	0,0021	0,1075	0,1014	0,0882	0,1238	0,0003
1 día antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>NR</i>	-0,1451 (-0,4766)	0,3780 (1,2016)	0,2895 (0,9072)	0,4042 (1,0137)	0,0466 (0,1767)	0,5539 (0,9994)	0,1659 (0,6409)
<i>R</i>	-0,4854 (-0,8244)	0,0139 (0,0229)	-0,8849 (-1,4341)	-0,5300 (-0,6874)	0,1576 (0,3091)	-0,1929 (-0,1800)	-0,2460 (-0,4914)
<i>R</i> ²	0,0050	0,0080	0,0158	0,0083	0,0007	0,0057	0,0036
<i>Wald Test</i>	0,2637	0,2829	2,8602 ^a	1,1593	0,0374	0,3835	0,5345

NOTAS: *NR* recoge períodos de crecimiento medio/alto de la economía. *R* representa etapas recesivas de actividad económica. *S1*, *S2*..., *S6*, *ST* refleja cada sector y el total del mercado. Distinguimos entre diferentes estados de la economía, dos días y un día anterior al anuncio. En las expresiones: $ra_j(t)$ denota el rendimiento sectorial anormal en cada día t dentro de la ventana de pre-evento, π_t^e el componente no esperado de la tasa de inflación y $u_j(t)$ representa el término de error del sector j . La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{NR} \cdot D_{NR} \cdot \pi_t^e + \beta_{R} \cdot D_R \cdot \pi_t^e + u_j(t)$$

Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación es igual en épocas de actividad económica media/alta que en etapas de recesión económica. Los *t*-statistics se exhiben entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

Panel B: Test de dependencia del estado de la economía y de la dirección de la empresa

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
⁺ , <i>NR</i>	-0,0228 (-0,0401)	0,5864 (0,8590)	0,3840 (0,6857)	-0,4926 (-0,6593)	0,0407 (0,0949)	0,4576 (0,4547)	0,2001 (0,3921)
⁺ , <i>R</i>	-0,0326 (-0,0254)	1,7708 (1,1511)	0,6707 (0,5315)	1,1003 (0,6535)	2,0554 ^b (2,1273)	3,7112 (1,6368)	1,2945 (1,1258)
⁻ , <i>NR</i>	-0,5898 (-1,0645)	-1,0807 (-1,6261)	-0,6339 (-1,1627)	-1,5947 ^b (-2,1924)	-0,5449 (-1,3052)	-0,5127 (-0,5234)	-0,8516 ^a (-1,7144)
⁻ , <i>R</i>	-0,5565 (-0,6912)	-0,5763 (-0,5967)	-0,1503 (-0,1897)	-0,1815 (-0,1717)	0,1236 (0,2037)	0,1807 (0,1270)	-0,3165 (-0,4385)
<i>R</i> ²	0,0084	0,0357	0,0161	0,0321	0,0400	0,0193	0,0309
<i>Wald Test #</i>	0,8871	6,4042 ^a	2,8645	3,7532	7,3631 ^a	3,4760	5,2067
1 día antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
⁺ , <i>NR</i>	0,7216 (1,3950)	0,5133 (0,9499)	0,8500 (1,5585)	0,3513 (0,5128)	0,5866 (1,3028)	0,8396 (0,8814)	0,5895 (1,3294)
⁺ , <i>R</i>	0,3831 (0,3287)	-0,3955 (-0,3248)	-1,3786 (-1,1219)	0,0738 (0,0478)	0,9331 (0,9198)	-0,0707 (-0,0329)	-0,0317 (-0,0317)
⁻ , <i>NR</i>	0,9775 ^a (1,9411)	-0,2488 (-0,4730)	0,2472 (0,4655)	-0,4540 (-0,6807)	0,4723 (1,0776)	-0,2797 (-0,3016)	0,2406 (0,5573)
⁻ , <i>R</i>	1,0414 (1,4234)	-0,1485 (-0,1943)	0,8158 (1,0575)	0,7629 (0,7872)	0,2841 (0,4461)	0,3096 (0,2298)	0,4324 (0,6893)
<i>R</i> ²	0,0289	0,0098	0,0278	0,0097	0,0144	0,0065	0,0113
<i>Wald Test</i>	0,4365	1,7489	3,6674	1,7323	0,3908	1,0475	0,6644

NOTAS: Las variables *dummy* distinguen entre tasas de inflación por encima de lo esperado (⁺) y tasas por debajo de lo anticipado (⁻) y en diferentes estados de la economía: *NR* recoge períodos de nivel medio/alto de actividad económica; *R* representa etapas recesivas de actividad económica. La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR}^+ \cdot \pi_t^e + \beta_{j2} \cdot D_R^+ \cdot \pi_t^e + \beta_{j3} \cdot D_{NR}^- \cdot \pi_t^e + \beta_{j4} \cdot D_R^- \cdot \pi_t^e + u_j(t)$$

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 actividad económica media/alta que en recesión. Exhibimos los *t*-statistics entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

de la economía (Panel A) y también en función de la dirección de la sorpresa (Panel B).

Al analizar en el panel A del Cuadro 2 los días anteriores al anuncio, no encontramos respuestas significativas de los rendimientos sectoriales dos días antes de producirse el mismo. De forma excepcional, el sector 2, «materiales básicos, industria y construcción», y el total del mercado bursátil responden de forma positiva y significativa en etapas de fuerte (medio/alto) crecimiento económico. Si nos centramos en el día anterior al anuncio, los sectores analizados tampoco muestran respuestas significativas en los estados de la economía propuestos. El contraste de *Wald* nos confirma que no existen reacciones significativamente distintas en los rendimientos sectoriales en función del estado de la economía dos días antes del anuncio, aunque sí un día antes del día de evento para el caso del sector 3, «bienes de consumo».

Como podemos observar al incorporar la dirección de las sorpresas (panel B Cuadro 2), de nuevo, los sectores en general no ofrecen respuestas significativas dos días antes del anuncio de inflación ni tampoco un día antes del evento analizado, por lo que ninguno de los sectores se estaría anticipando a dicho anuncio. Sin embargo, sí que encontramos determinadas sorpresas de inflación puntuales con significación estadística para varios escenarios. En etapas de crecimiento alto/medio y ante sorpresas negativas de inflación (–, *NR*), los rendimientos del total del mercado bursátil y del sector 4 en particular muestran una respuesta negativa y significativa estadísticamente dos días antes del anuncio. Un día antes del evento estudiado, sólo el sector 1, «petróleo y energía», muestra una respuesta positiva y significativa en etapas de crecimiento económico medio/alto ante sorpresas negativas. El test de *Wald* nos confirma que dos días antes del anuncio sólo podemos rechazar la hipótesis de igualdad de respuesta en los diferentes escenarios para el caso del sector 2, «materiales básicos, industria y construcción», así como el sector 5, «servicios financieros e inmobiliarios». Sin embargo, un día antes del día de evento, no podemos rechazar la hipótesis inicial para ningún sector.

CUADRO 3

CONTRASTES INTERSECTORIALES DE LOS RENDIMIENTOS EL DÍA DEL ANUNCIO

Día del anuncio	Valores	Interpretación
Anova-F	0,196942	No rechazamos igualdad de medias
K-W van der Waerden	1,145937 1,036915	No rechazamos igualdad de medianas
Levene B-F	26,12458 ^c 25,26442 ^c	Rechazamos igualdad de varianzas

NOTAS: ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$. K-W: test de Kruskal-Wallis, test de Van der Waerden; B-F: test de Brown-Forsythe (elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas).

En resumen, sólo algunos sectores son capaces de adelantarse al anuncio de la tasa de inflación en determinadas circunstancias, lo que evidencia que únicamente una parte muy pequeña de las noticias se filtran al mercado (uno o dos días) antes de que se hagan públicas. En general no existe un impacto significativo de las sorpresas de inflación sobre los rendimientos sectoriales en los días previos al anuncio.

Respuesta el día del anuncio

Si nos centramos en el análisis del día de anuncio de inflación, según el Cuadro 3 no se puede rechazar la hipótesis inicial de rendimiento anormal medio similar entre sectores, pero sí la de igualdad de varianzas.

La regresión realizada con los rendimientos anormales el día de anuncio y considerando exclusivamente el estado de la economía (panel A, Cuadro 4) muestra que todos los sectores (a excepción del sector 4) rechazan la hipótesis de igualdad de respuesta en etapas de actividad económica media/alta y en periodos recesivos. Además, todos los sectores se caracterizan por presentar unos coeficientes positivos y significativos en periodos de recesión económica, es decir, los rendimientos se incrementan ante sorpresas inflacionistas en recesión.

CUADRO 4

TEST DE RESPUESTA ASIMÉTRICA EL DÍA DEL ANUNCIO

Panel A: Test de dependencia del estado de la economía

	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>NR</i>	-0,4028 (-1,2024)	-0,1069 (-0,3399)	-0,2095 (-0,7026)	-0,5622 (-1,3752)	-0,3194 (-1,2669)	0,5992 (1,0148)	-0,2248 (-0,8740)
<i>R</i>	1,5197 ^b (2,3464)	1,0532 ^a (1,7321)	1,7234 ^c (2,9897)	-0,2504 (-0,3169)	1,1063 ^b (2,2696)	2,8267 ^b (2,4759)	1,1512 ^b (2,3144)
<i>R</i> ²	0,0374	0,0171	0,0501	0,0110	0,0364	0,0384	0,0331
<i>Wald Test #</i>	6,9566 ^c	2,8742 ^a	8,8773 ^c	0,1228	6,7545 ^c	3,0056 ^a	6,0428 ^b

NOTAS: *NR* recoge períodos de crecimiento medio/alto de la economía. *R* representa etapas recesivas de actividad económica; *S1*, *S2*..., *S6*, *ST* refleja cada sector y el total del mercado. Distinguimos entre diferentes estados de la economía el mismo día de anuncio. En las expresiones: $ra_j(t)$ denota el rendimiento sectorial anormal en cada día de anuncio t , π_t^u el componente no esperado de la tasa de inflación y $u_j(t)$ representa el término de error del sector j . La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{jNR} \cdot D_{NR} \cdot \pi_t^u + \beta_{jR} \cdot D_R \cdot \pi_t^u + u_j(t)$$

Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación es igual en épocas de actividad económica media/alta que en etapas de recesión económica. Los *t*-statistics se exhiben entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

Panel B: Test de dependencia del estado de la economía y de la dirección de la empresa

	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$+, NR$	0,4267 (0,7494)	0,3066 (0,5747)	0,3416 (0,6755)	-0,7583 (-1,0792)	-0,1730 (-0,4079)	1,0631 (1,0506)	0,1262 (0,2895)
$+, R$	3,0596 ^b (2,3850)	3,3111 ^c (2,7546)	3,7185 ^c (3,2630)	-0,1880 (-0,1187)	3,4270 ^c (3,5853)	4,8927 ^b (2,1459)	3,0524 ^c (3,1069)
$-, NR$	-1,2003 ^b (-2,1658)	0,5067 (0,9758)	0,7409 (1,5047)	0,3742 (0,5470)	0,4632 (1,1216)	-0,1514 (-0,1537)	0,5643 (1,3293)
$-, R$	0,6996 (0,8688)	-0,0391 (-0,0518)	-0,7837 (-1,0954)	0,2298 (0,2312)	-0,1293 (-0,2155)	-1,8787 (-1,3126)	-0,2966 (-0,4810)
<i>R</i> ²	0,0595	0,0434	0,0753	0,0117	0,0772	0,0448	0,0605
<i>Wald Test #</i>	8,7713 ^b	6,7765 ^a	13,010 ^c	2,0863	14,334 ^c	8,2880 ^b	10,267 ^b

NOTAS: Las variables *dummy* distinguen entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en diferentes estados de la economía: *NR* recoge períodos de nivel medio/alto de actividad económica. *R* representa etapas recesivas de actividad económica. La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2} \cdot D_R^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j3} \cdot D_{NR}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j4} \cdot D_R^- \cdot |\pi_t^u| + u_j(t)$$

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 actividad económica media/alta que en recesión. Exhibimos los *t*-statistics entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

Cuando incorporamos la dirección de las sorpresas inflacionistas además del estado de la economía (panel B, Cuadro 4), los rendimientos de todos los sectores reaccionan de forma positiva y significativa ante tasas de inflación superiores a lo esperado en etapas de recesión económica (+, *R*), con la excepción del sector 4. La interpretación económica sería que en períodos de crecimiento económico bajo, los rendimientos anormales tienden a ser positivos cuando la inflación se sitúa por encima del nivel esperado. Por otro lado, las sorpresas negativas en etapas de crecimiento económico medio/alto (–, *NR*) ofrecen significación estadística en el caso del sector 1, «petróleo y energía», por lo que la inflación no esperada negativa supone rendimientos anormales negativos.

Hay que resaltar los elevados valores de los coeficientes R^2 que muestran las pruebas realizadas en el día de anuncio, por lo que podemos suponer que los rendimientos sectoriales responden significativamente ante los anuncios de inflación. Finalmente, el test de *Wald* confirma que todos los sectores, salvo el sector 4, presentan respuestas significativamente distintas en función del estado de la economía y de la dirección de las sorpresas de inflación.

Respuesta días después del anuncio

El Cuadro 5 recoge los contrastes de igualdad de medias y varianzas entre sectores y muestra que no podemos rechazar la igualdad intersectorial de rendimientos medios, pero sí la de variabilidad.

Al analizar los días posteriores al anuncio en el panel A del Cuadro 6, encontramos que los efectos significativos tienden a desaparecer, tanto en el día posterior como al transcurrir dos días desde el anuncio de inflación. Encontramos dos sectores (sector 1 y sector 3) que sí que muestran unos rendimientos que responden de forma negativa y significativa ante las sorpresas de inflación en etapas no recesivas. Además, no se observan diferencias significativas entre la respuesta de los rendimientos en etapas recesivas y en el resto de estados de la economía, ya que el contraste de *Wald* no nos

CUADRO 5
CONTRASTES INTERSECTORIALES
DE LOS RENDIMIENTOS DESPUÉS
DEL ANUNCIO

1 día después	Valores	Interpretación
Anova-F	0,535198	No rechazamos igualdad de medias
K-W	3,567181	No rechazamos igualdad de medianas
van der W	2,883648	
Levene B-F	19,76268 ^c 19,25893 ^c	Rechazamos igualdad de varianzas
2 día después	Valores	Interpretación
Anova-F	0,089881	No rechazamos igualdad de medias
K-W	1,684496	No rechazamos igualdad de medianas
van der W	0,793455	
Levene B-F	17,95321 ^c 17,68638 ^c	Rechazamos igualdad de varianzas

NOTAS: ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$. K-W: test de Kruskal-Wallis, van der W: test de Van der Waerden, B-F: test de Brown-Forsythe (elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas).

permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de respuesta, a excepción del sector 3, «bienes de consumo».

El panel B del Cuadro 6 muestra que sólo en dos casos concretos las sorpresas de inflación tienen efectos que persisten sobre los rendimientos sectoriales un día después del anuncio: en el sector 3, escenario (–, *NR*) y en el sector 5, escenario (+, *NR*). Por tanto, sólo dos sectores tardan en ajustar los precios de sus acciones ante la llegada de determinada información y cada uno de ellos en un estado concreto de la economía. Dos días después de producirse el anuncio sólo el sector 2 responde con coeficientes negativos y significativos ante sorpresas positivas de inflación en etapas no recesivas. El test de *Wald* confirma que no podemos rechazar la hipótesis de igualdad de respuestas dependiendo de la dirección de la sorpresa y el estado de la economía, a excepción del sector 3.

CUADRO 6

TEST DE RESPUESTA ASIMÉTRICA DESPUÉS DEL ANUNCIO

Panel A: Test de dependencia del estado de la economía

1 día después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>NR</i>	-0,5881 ^a (-1,8733)	-0,4293 (-1,1244)	-0,7953 ^c (-2,6060)	-0,4071 (-0,8492)	-0,3770 (-1,5851)	-0,6743 (-1,1629)	-0,5413 ^a (-1,9158)
<i>R</i>	-0,0998 (-0,1644)	-0,4421 (-0,5988)	0,5137 (0,8705)	-0,6567 (-0,7084)	-0,1849 (-0,4021)	1,7672 (1,5760)	-0,0566 (-0,1036)
<i>R</i> ²	0,0194	0,0090	0,0405	0,0068	0,0147	0,0210	0,0201
<i>Wald Test #</i>	0,5110	0,0002	3,8853 ^b	0,0572	0,1377	3,7437 ^a	0,6215
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>NR</i>	-0,6027 ^a (-1,7527)	-0,5005 (-1,4493)	-0,7943 ^b (-2,2783)	0,2038 (0,4601)	-0,4192 (-1,5676)	-0,5442 (-0,8459)	-0,5071 ^a (-1,7507)
<i>R</i>	0,3915 (0,5888)	0,1061 (0,1589)	0,4861 (0,7210)	0,0599 (0,0699)	0,1022 (0,1977)	0,7121 (0,5725)	0,2686 (0,4796)
<i>R</i> ²	0,0188	0,0117	0,0309	0,0012	0,0138	0,0058	0,0181
<i>Wald Test</i>	1,7654	0,6516	2,8483 ^a	0,0223	0,8030	0,8054	1,5146

NOTAS: *NR* recoge períodos de crecimiento medio/alto de la economía. *R* representa etapas recesivas de actividad económica. *S1*, *S2*,..., *S6*, *ST* refleja cada sector y el total del mercado. Distinguimos entre diferentes estados de la economía, un día y dos días posteriores al anuncio. En las expresiones: $ra_j(t)$ denota el rendimiento sectorial anormal en cada día t dentro de la ventana post-evento, π_t^j el componente no esperado de la tasa de inflación y $u_j(t)$ representa el término de error del sector j . La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{NR} \cdot D_{NR} \cdot \pi_t^j + \beta_{R} \cdot D_R \cdot \pi_t^j + u_j(t)$$

Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación es igual en épocas de actividad económica media/alta que en períodos de recesión económica. Los *t*-statistics se muestran entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

Panel B: Test de dependencia del estado de la economía y de la dirección de la empresa

1 día después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>+, NR</i>	-0,6795 (-1,2684)	-0,6469 (-0,9872)	-0,7038 (-1,3422)	-0,5263 (-0,6399)	-0,7632 ^a (-1,8733)	-0,5787 (-0,5804)	-0,7160 (-1,4759)
<i>+, R</i>	1,5127 (1,2532)	0,3237 (0,2192)	1,0266 (0,8689)	0,6648 (0,3587)	-0,3045 (-0,3317)	1,9539 (0,8697)	0,3643 (0,3333)
<i>-, NR</i>	0,5028 (0,9641)	0,2218 (0,3478)	0,8838 ^a (1,7313)	0,2949 (0,3683)	0,0065 (0,0165)	0,7664 (0,7896)	0,3744 (0,7928)
<i>-, R</i>	0,7334 (0,9678)	0,7022 (0,7576)	-0,2839 (-0,3827)	1,1655 (1,0019)	0,0458 (0,0795)	-1,6689 (-1,1833)	0,1866 (0,2719)
<i>R</i> ²	0,0340	0,0127	0,0419	0,0113	0,0222	0,0211	0,0230
<i>Wald Test #</i>	6,2065	2,2998	7,7633 ^b	2,0038	3,1448	3,8477	4,1647
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
<i>+, NR</i>	-0,5407 (-0,9144)	-1,1315 ^a (-1,9181)	-0,7782 (-1,2994)	0,0503 (0,0661)	-0,2270 (-0,4942)	0,6857 (0,6237)	-0,5086 (-1,0213)
<i>+, R</i>	0,5756 (0,4321)	-1,1183 (-0,8413)	-0,1921 (-0,1423)	0,7298 (0,4256)	0,5787 (0,5593)	0,2914 (0,1176)	0,0367 (0,0327)
<i>-, NR</i>	0,6626 (1,1511)	-0,1064 (-0,1853)	0,8088 (1,3872)	-0,3501 (-0,4725)	0,6042 (1,3516)	1,7229 (1,6096)	0,5053 (1,0424)
<i>-, R</i>	-0,3022 (-0,3614)	-0,7514 (-0,9005)	-0,7578 (-0,8945)	0,1762 (0,1637)	0,1364 (0,2100)	-0,5946 (-0,3823)	-0,3631 (-0,5156)
<i>R</i> ²	0,0189	0,0245	0,0329	0,0031	0,0162	0,0177	0,0184
<i>Wald Test</i>	3,4448	2,3980	6,0533	0,5386	2,5760	2,0575	3,3463

NOTAS: Las variables *dummy* distinguen entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en diferentes estados de la economía: *NR* recoge períodos de nivel medio/alto de actividad económica *R* representa etapas recesivas de actividad económica. La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_j(t) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR} \cdot |\pi_t^j| + \beta_{j2} \cdot D_R \cdot |\pi_t^j| + \beta_{j3} \cdot D_{NR} \cdot \pi_t^j + \beta_{j4} \cdot D_R \cdot \pi_t^j + u_j(t)$$

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 actividad económica media/alta que en períodos de recesión económica. Exhibimos los *t*-statistics entre paréntesis. ^a $p < 0,10$, ^b $p < 0,05$, ^c $p < 0,01$.

En general, los rendimientos de los sectores analizados en la economía española no ofrecen respuestas significativas ante la mayoría de los anuncios de inflación días después de que se produzca el mismo, teniendo en cuenta las excepciones mencionadas (caso de los sectores 2, 3 y 5), lo que evidencia que el mercado es eficiente, ya que las noticias de inflación se suelen incorporar a los precios el mismo día de anuncio.

5. Respuesta del volumen de negociación sectorial

En línea con Fleming y Remolona (1999), Flannery y Protopapadakis (2002) y Pearce y Solakoglu (2007) comprobamos si la respuesta ante anuncios no esperados en la tasa de inflación afecta al volumen de negociación de los activos, lo que nos permitiría explicar algunos comportamientos observados. Estos autores encuentran evidencia de una relación positiva y significativa entre los rendimientos de los activos y el volumen de negociación, por lo que cuanto mayor sea el volumen de negociación de un activo, mayor será la respuesta que esperamos que se produzca ante movimientos no anticipados en la tasa de inflación. En este sentido, Fleming y Remolona (1999) muestran cómo la evaluación diferente de los inversores sobre la nueva información pública afecta a los precios de los títulos a través de la negociación. Aunque los precios de los activos podrían cambiar sin un volumen de negociación significativo, esto requeriría que todos los participantes del mercado tuviesen el mismo nivel de aversión al riesgo, mantuviesen carteras idénticas, recibiesen simultáneamente la misma nueva información e interpretasen las noticias de la misma forma. Parece que un volumen de negociación cada vez más alto está acompañado de importantes cambios en el precio.

Para llevar a cabo este análisis creamos la serie $V.neg_{jt}$ (volumen de negociación promedio del sector j) siguiendo el mismo procedimiento que para calcular los rendimientos sectoriales⁷. En primer lugar, asignamos cada empre-

sa a un sector, según la clasificación bursátil vigente desde enero de 2005. Posteriormente, calculamos una serie de volumen de negociación sectorial como promedio de las empresas para las que disponemos del dato correspondiente a cada uno de los días. Finalmente, creamos una *proxy* del total de la economía como agregado de los seis sectores analizados.

Además, para cada día computamos el logaritmo natural anormal del volumen de negociación de cada sector j en t , $Ln^A(V.neg_{jt})$, como la diferencia entre el logaritmo natural del volumen de negociación *expost* observado ese día y el que esperaríamos obtener en ausencia de dicho evento, que recogemos como el valor medio del logaritmo natural del volumen de negociación del sector en la ventana de pre-evento.

Para realizar esta prueba vamos a utilizar la siguiente regresión:

$$Ln^A(V.neg_{jt}) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2} \cdot D_R^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j3} \cdot D_{NR}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j4} \cdot D_R^- \cdot |\pi_t^u| + u_{jt} \quad [6]$$

donde $V.neg_{jt}$ es el volumen de negociación promedio diario del sector j ⁸.

Los resultados obtenidos de la regresión del modelo 3 los recogemos en el Cuadro 7, para cada uno de los sectores y para el total de la economía tanto durante el día de anuncio como en los dos días anteriores y posteriores al evento⁹.

Los resultados muestran que determinados cambios en la inflación que incrementan el volumen de negociación son los que afectan significativamente a los rendimientos sectoriales, comportamiento que observamos en el sector de «petróleo y energía», sector 1, y el de «tecnología y telecomunicaciones», sector 6, para los que un incremento significativo en el volumen de negociación

⁷ Para suavizar los datos, incorporamos el logaritmo natural del volumen de negociación medio de cada sector.

⁸ De nuevo incorporamos los *shocks* inflacionistas en valor absoluto para facilitar su interpretación.

⁹ Hemos realizado la misma prueba que FLANNERY y PROTOPAPADAKIS (2002) y los resultados son similares en cuanto al nivel de significación y al signo de los coeficientes.

CUADRO 7
ANUNCIOS DE INFLACIÓN Y VOLUMEN DE NEGOCIACIÓN

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
+, <i>NR</i>	24,1143 ^a (1,7999)	-1,5663 (-0,0991)	16,1084 (0,8713)	-6,6043 (-0,3421)	-2,0072 (-0,1313)	26,6979 (1,4607)	17,1838 (1,5304)
+, <i>R</i>	35,9130 (1,1896)	-21,7512 (-0,6107)	-47,7231 (-1,1456)	43,7850 (1,0066)	-5,8904 (-0,1669)	1,8399 (0,0436)	18,0313 (0,7127)
-, <i>NR</i>	-1,9917 (-0,1527)	-27,7057 ^a (-1,8004)	30,2165 ^a (1,6788)	16,3580 (0,8704)	-26,0524 ^a (-1,7512)	-0,5254 (-0,0295)	-10,4580 (-0,9567)
-, <i>R</i>	-4,7392 (-0,2501)	-9,9084 (-0,4431)	-3,0342 (-0,1160)	11,9916 (0,4392)	-23,1110 (-1,0692)	54,6413 ^b (2,1136)	1,9828 (0,1248)
<i>R</i> ²	0,0142	0,0100	0,0149	0,0061	0,0107	0,0174	0,0138
<i>Wald Test</i>	4,3294	2,1175	4,0701	1,8732	2,3998	4,2798	4,8496
Día del anuncio	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
+, <i>NR</i>	39,8238 ^b (1,9854)	-0,8192 (-0,0322)	34,4891 (1,1008)	59,7079 ^a (1,7000)	1,7265 (0,0744)	27,0253 (0,9426)	36,9566 (1,5220)
+, <i>R</i>	141,252 ^c (3,1253)	79,9716 (1,3948)	103,750 (1,4697)	70,2096 (0,8872)	85,1290 (1,5877)	143,131 ^b (2,1616)	124,421 ^b (2,2741)
-, <i>NR</i>	30,9981 (1,5875)	-17,4954 (-0,7063)	54,9273 ^a (1,8009)	40,0482 (1,1713)	3,9772 (0,1760)	-20,9680 (-0,7512)	15,8948 (0,6724)
-, <i>R</i>	23,7512 (0,8371)	36,3676 (1,0104)	-7,0761 (-0,1597)	41,6115 (0,8376)	-28,7589 (-0,8758)	10,7982 (0,2663)	13,4419 (0,3914)
<i>R</i> ²	0,0651	0,0219	0,0293	0,0206	0,0215	0,0488	0,0352
<i>Wald Test #</i>	6,1800	3,9990	2,6134	0,3359	3,5431	7,5488 ^a	4,1602
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
+, <i>NR</i>	25,1256 (1,5191)	-10,5479 (-0,5895)	25,3537 (1,1351)	7,2352 (0,3190)	-5,2259 (-0,2892)	15,3082 (0,7428)	10,1288 (0,6870)
+, <i>R</i>	50,3311 (1,3505)	0,8946 (0,0222)	79,1910 (1,5735)	22,8399 (0,4469)	18,4558 (0,4422)	41,6669 (0,8755)	24,6233 (0,7412)
-, <i>NR</i>	20,5605 (1,2769)	3,7181 (0,2135)	33,0601 (1,5204)	30,6025 (1,3858)	-10,2817 (-0,5844)	-8,8577 (-0,4415)	-0,9849 (-0,0686)
-, <i>R</i>	23,5494 (1,0066)	7,1286 (0,2817)	7,0886 (0,2244)	21,1959 (0,6606)	-12,8926 (-0,5044)	4,0009 (0,1373)	2,4336 (0,1167)
<i>R</i> ²	0,0119	0,0018	0,0124	0,0059	0,0020	0,0070	0,0028
<i>Wald Test</i>	0,6152	0,6380	1,7440	0,7919	0,5793	2,0460	0,8218

NOTAS: Respuesta del volumen de negociación promedio de los sectores a anuncios no esperados en la tasa de inflación, distinguiendo entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en distintos estados de la economía: *NR* recoge periodos de nivel medio/alto de actividad económica; *R* representa etapas recesivas de actividad económica; *S1*, *S2*..., *S6*, *ST* refleja cada sector y el total del mercado. En las expresiones: $\ln^A(V.neg_{jt})$ denota el logaritmo natural anormal del volumen de negociación de cada sector *j* en el día *t* dentro de la ventana de evento, π_t^u el componente no esperado de la tasa de inflación y u_{jt} representa el término de error del sector *j*. La muestra comprende desde febrero de 1990 a diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$\ln^A(V.neg_{jt}) = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{NR}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2} \cdot D_R^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j3} \cdot D_{NR}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j4} \cdot D_R^- \cdot |\pi_t^u| + u_{jt}$$

Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva/negativa es igual en épocas de actividad económica media/alta que en etapas de recesión. Mostramos los *t*-statistics entre paréntesis. ^a *p* < 0,10, ^b *p* < 0,05, ^c *p* < 0,01.

provoca respuestas significativas en los rendimientos exhibidos en el mismo día de evento. En estos casos encontramos evidencia en el mismo sentido que Flannery y Protopapadakis (2002): los anuncios de inflación, al menos en el entorno especificado, influyen significativamente de la misma forma en el volumen de negociación y en el rendimiento de los activos.

6. Conclusiones

El análisis del impacto de las noticias de inflación sobre los rendimientos sectoriales días antes y después de su anuncio, así como el mismo día de evento, nos permite estudiar cuánto tiempo tardan en reaccionar dichos rendimientos ante la llegada de información de inflación según el sector al que pertenece cada empresa. Encontramos resultados en la línea de otros trabajos, ya que conforme el horizonte se incrementa menos cantidad de eventos no esperados mantienen significación estadística.

Los principales efectos del anuncio de la tasa de inflación se producen el día en que dicha tasa se hace pública, lo que parece evidenciar que la hipótesis de mercados eficientes se cumple en el análisis desarrollado. Sólo algunos sectores muestran una determinada capacidad de anticipación al anuncio de la tasa de inflación, e igualmente algunos presentan una respuesta retardada. Sin embargo, la economía en su conjunto reacciona fundamentalmente el mencionado día de anuncio. Por tanto, estos resultados defienden la hipótesis de un mercado bursátil eficiente en el caso español¹⁰.

Posteriormente, el estudio del impacto de los anuncios de inflación sobre el volumen de negociación de los activos a nivel sectorial confirma que, al menos en el entorno especificado, determinados cambios en la inflación que incrementan significativamente el volumen de negociación son los que también afectan de forma signi-

ficativa a los rendimientos sectoriales, fundamentalmente el mismo día de anuncio.

Por tanto, la mayoría de sectores y el mercado bursátil en su conjunto no presentan respuestas significativas ante anuncios de inflación dos días antes o dos días después de que se haga público dicho dato. Únicamente durante el día de anuncio observamos comportamientos significativos generalizados en el mercado bursátil, lo que confirma la hipótesis de mercados eficientes para el caso español en un contexto de estudio de eventos, siendo el anuncio de inflación el evento analizado.

Referencias bibliográficas

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] DÍAZ, A. y JAREÑO, F. (2009): «Explanatory Factors of the Inflation News Impact on Stock Returns by Sector: The Spanish Case» *Research in International Business and Finance*, pendiente de publicación.
- [4] 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.
- [5] FLEMING, M. J. y REMOLONA, E. M. (1999): «Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The Response to Public Information», *The Journal of Finance*, volumen 54, número 5, páginas 1901-1915.
- [6] HEINER, R. (1983): «On the Origins of Predictable Behaviour», *The American Economic Review*, volumen 73, septiembre, páginas 560-595.
- [7] JOYCE, M. A. S. y READ, V. (2002): «Asset Price Reactions to RPI Announcements», *Applied Financial Economics*, volumen 12, páginas 253-270.
- [8] 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.
- [9] PEARCE, D. K y SOLAKOGLU, M. N. (2007): «Macroeconomic News and Exchange Rates», *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, volumen 17, número 4, páginas 307-325.
- [10] SCHWERT, G. W. (1981): «The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation», *The Journal of Finance*, volumen 36, número 1, páginas 15-29.

¹⁰ Este resultado se podría resumir con la siguiente frase: el INE es un organismo celoso de su trabajo que cuida muy bien que no se filtren los datos antes de que oficialmente decida darles publicidad (agradezco este comentario a un evaluador anónimo).