

M.<sup>a</sup> José  
Arcas Pellicer  
*Departamento de  
Contabilidad y Finanzas.  
Universidad de Zaragoza*

# REACCION DEL PRECIO DE LAS ACCIONES A LA PUBLICACION DE LOS BENEFICIOS ANUALES: ANALISIS EMPIRICO EN EL SECTOR BANCARIO

*Resumen.—Palabras clave.—1. Introducción.—2. Metodología: 2.1. Rentabilidades anormales. 2.2. Análisis en un grupo. 2.3. Análisis en dos grupos.—3. Muestra y datos.—4. Resultados: 4.1. Estimación del modelo de mercado. 4.2. Resultados del análisis en un grupo. 4.3. Resultados del análisis en dos grupos.—5. Conclusiones.—Bibliografía.—Anexo.*

## RESUMEN

EL objetivo de este trabajo es analizar empíricamente el contenido informativo de los anuncios de beneficios anuales para los inversores en la Bolsa española. Centrado el estudio en el sector bancario, tratamos de determinar si la publicación de la cifra de beneficios anuales da lugar a ajustes en el precio de las acciones.

Analizamos el efecto en el precio de las acciones en dos grupos de anuncios: los que publican un aumento en los beneficios por acción mayor que la media del sector, y los que publican un aumento en los beneficios por acción menor que la media. El contenido informativo de la publicación de los beneficios es distinta en cada uno de los grupos. Mientras que en el primer grupo no se produce una reacción en el precio de las acciones; en el segundo, se observa un ajuste que es negativo, lo que indica que en este caso la publicación de los beneficios aporta información a los inversores, que les lleva a revisar sus expectativas. Por otro lado, este ajuste se produce una semana después de la publicación de los

beneficios; por distintas razones que apuntamos, la adaptación a las nuevas expectativas no tiene lugar con rapidez.

## PALABRAS CLAVE

Reacción del precio de las acciones, contenido informativo, beneficios anuales, sector bancario, utilidad de la información.

## 1. INTRODUCCION

La utilidad de la información contable para los inversores bursátiles ha despertado un enorme interés durante los últimos veinte años. En efecto, tanto el F.A.S.B. [1978] como el I.A.S.C. [1991] establecen que el principal objetivo de los estados financieros es proporcionar información que sea útil a los usuarios para la toma de decisiones económicas. En particular, la cifra de beneficios ha sido tradicionalmente considerada por los inversores como la variable más relevante para predecir los flujos de caja futuros y evaluar el funcionamiento de la empresa.

El objetivo de este trabajo es estudiar empíricamente el contenido informativo de los anuncios de la publicación de los beneficios anuales para los inversores en la Bolsa española. Se considera que un mensaje (por ejemplo, la publicación de los beneficios) tiene contenido informativo si conduce a un cambio en las expectativas de los inversores sobre la rentabilidad y el riesgo de los títulos, de forma que se produzca un cambio en el precio de equilibrio. En consecuencia, estudiamos el contenido informativo de los anuncios de beneficios analizando los cambios en el precio de las acciones en los días próximos a la fecha de su publicación.

Ball y Brown [1968] han investigado la relación entre el comportamiento del precio de las acciones y el signo de los beneficios inesperados durante los meses anteriores al anuncio. Los resultados demuestran que la información contenida en la cifra de beneficios anuales es útil para los inversores, de tal modo que si el beneficio real es superior al esperado, lo cual es considerado como una buena noticia, el precio de las acciones reacciona positivamente, mientras que si es inferior, en cuyo caso es considerado una mala noticia, la reacción del precio de las acciones es de signo negativo.

A partir del trabajo pionero de Ball y Brown se ha desarrollado una extensa literatura empírica, principalmente en EE.UU., con el objetivo de investigar el contenido informativo de la cifra de beneficios estudiando

la relación entre la reacción del precio de las acciones y la magnitud de los beneficios anuales inesperados [Beaver *et al.*, 1979; Beaver *et al.*, 1980], la publicación voluntaria de las previsiones de beneficios por las empresas [Patell, 1976] y los anuncios de beneficios trimestrales [Foster, 1977]. En todos ellos se detecta una relación positiva entre el ajuste en el precio de las acciones y los beneficios inesperados. Otros trabajos han investigado el contenido informativo de los beneficios a través de las variaciones, en valor absoluto, en los precios y en el volumen de contratación [Beaver, 1968; Morse, 1981], obteniendo resultados similares (1).

Además de EE.UU., la reacción del precio de las acciones a los anuncios de beneficios anuales ha sido estudiado en Australia [Brown, 1970], Japón [Deakin *et al.*, 1974], Reino Unido [Firth, 1981; Brookfield y Morris, 1992], Israel [Lev y Yahaloni, 1982] y Arabia Saudí [Abdelsalam y Satin, 1988]. A excepción del caso de Israel y Arabia Saudí, los resultados de estos trabajos confirman la utilidad de la cifra de beneficios.

En relación al caso español, Regojo [1993] estudia el contenido informativo de los estados contables trimestrales. Los resultados muestran que no se producen ajustes en el precio de las acciones como consecuencia de la publicación de la información intermedia.

En este trabajo, contrastamos la reacción del precio de las acciones a la publicación de los beneficios anuales de los bancos. Centramos el estudio en el sector bancario ya que es el sector cuyos beneficios anuales tienen más difusión, principalmente a través de los medios de comunicación, y en particular, la prensa económica. Por otro lado, el sector bancario representa una parte importante de la contratación bursátil en España.

Una hipótesis mantenida en este tipo de estudios es que el mercado es eficiente en su nivel semifuerte [Fama, 1970], es decir, que los precios de las acciones reaccionan completa e instantáneamente a cualquier información publicada. La hipótesis de eficiencia de mercado permite analizar cómo utilizan la información contable los inversores, a través del ajuste del precio de las acciones [Dyckman y Morse, 1986, p. 89]. Esta hipótesis ha sido contrastada en el mercado de valores español por Santesmases [1982, 1986] y Rubio [1986]. En Santesmases [1982, 1986], los resultados no permiten rechazar la hipótesis de eficiencia. Por su parte, Rubio [1986] analiza la reacción del mercado a las ampliaciones de capital, concluyendo que la nueva información es reflejada en el precio de las acciones, aunque con un cierto retraso; si se tienen en cuenta los costes de transacción y de información, los inversores no pueden obtener beneficios económicos extraordinarios como consecuencia de ese retraso.

---

(1) Lev y Ohlson [1982], Lev [1989] y Tua [1991] realizan una revisión de la literatura empírica más significativa sobre este tema.

El resto del artículo está organizado como sigue. En primer lugar, exponemos la metodología del trabajo. A continuación, describimos la muestra y los datos utilizados. Posteriormente, exponemos los resultados del análisis. Terminamos con las conclusiones extraídas del trabajo.

## 2. METODOLOGIA

Para estudiar la reacción del precio de las acciones a la publicación de los beneficios anuales, en primer lugar, estimamos las rentabilidades anormales como diferencia entre las rentabilidades reales y las esperadas. A continuación, contrastamos si las rentabilidades anormales, en promedio, son significativas, y si hay diferencias en la reacción del precio de las acciones entre los anuncios que representan buenas noticias para los inversores y aquellos que representan malas noticias.

Previamente, debemos determinar la fecha en que la cifra de beneficios anuales llega al mercado. Aunque ésta no es definitiva hasta que las cuentas anuales no son aprobadas por la Junta General, el mercado recibe con anterioridad información sobre los beneficios a través de los medios de comunicación, principalmente las publicaciones de información especializada. Por lo tanto, consideramos que la fecha relevante a efectos de este estudio es la de su publicación en la prensa económica. No obstante, los inversores disponen de otras fuentes de información [Cruz, 1987], por lo que es posible que en algunos casos ya conozcan la cifra de beneficios anuales por otros medios. El hecho de no conocer con exactitud la fecha en que la información llega al mercado reduce la capacidad de los contrastes para detectar la reacción del precio de las acciones [Brown y Warner, 1985, p. 15]. Una forma de abordar este problema consiste en estudiar el comportamiento del precio de las acciones en un período de tiempo en torno a la fecha en que se publica la información. En este estudio, analizamos el comportamiento del precio de las acciones en un rango de 41 días alrededor de la fecha del anuncio de los beneficios, al que nos referiremos como «período de estudio». Por lo tanto, considerando  $t = 0$  la fecha de la publicación, el período de estudio comprende los días  $t = -20, \dots, +20$ .

### 2.1. RENTABILIDADES ANORMALES

Para medir el impacto de los anuncios de beneficios en el precio de las acciones y aislar las variaciones que son motivadas por los factores

que afectan al mercado, el modelo más ampliamente utilizado es el modelo de mercado [Sharpe, 1963]. El modelo de mercado especifica una relación funcional entre la rentabilidad de las acciones de la empresa  $i$  durante un período de tiempo  $t$  ( $R_{it}$ ) y la rentabilidad del mercado ( $R_{mt}$ ) de la siguiente forma [Fama, 1976, pp. 66-74]:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde,

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{mt})}{\sigma^2(R_{mt})}$$

$$\alpha_i = E(R_{it}) - \beta_i E(R_{mt})$$

$\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria, que se supone normalmente distribuida, y que cumple las siguientes condiciones:

1.  $E(\varepsilon_{it} / R_{mt}) = E(\varepsilon_{it}) = 0$ .
2.  $\sigma^2(\varepsilon_{it} / R_{mt}) = \sigma_i^2$ .
3.  $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{ik} / R_{mt}) = 0, t \neq k$ .

Las rentabilidades diarias ( $R_{it}$ ), han sido calculadas de la siguiente forma:

$$R_{it} = \frac{P'_{it} + D_{it} + DS_{it}}{P_{it-1}}$$

donde,

- $P'_{it}$  = Precio de cierre en el período  $t$  de una acción comprada al final del período  $t-1$ ;
- $P_{it-1}$  = Precio de cierre en el período  $t-1$ ;
- $D_{it}$  = Dividendo por acción pagado en el período  $t$ , y
- $DS_{it}$  = Valor teórico de los derechos de suscripción en el período  $t$ .

La rentabilidad diaria de la cartera de mercado en el período  $t$ ,  $R_{mt}$ , se ha calculado como

$$R_{mt} = \frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}}$$

donde  $I_{mt}$  es el Índice General de la Bolsa de Madrid en el período  $t$ .

Los parámetros del modelo de mercado,  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ , han sido estimados por mínimos cuadrados ordinarios (M.C.O.), obteniéndose los valores estimados,  $a_i$  y  $b_i$ , respectivamente. No obstante, en aquellos casos en los que, con base en el estadístico Durbin-Watson [Durbin y Watson, 1951], se ha detectado la existencia de autocorrelación en el modelo, se ha aplicado el método Cochrane-Orcutt (2) para su estimación.

Para que la estimación del modelo de mercado sea válida, éste debe ser estacionario en el período de la muestra. Por un lado, cuanto mayor es el número de observaciones utilizadas para estimar el modelo, más fiable es su estimación, pero mayor también la posibilidad de que se incumpla la condición de estacionariedad. Con el fin de combinar estas dos limitaciones, los parámetros del modelo de mercado han sido estimados sobre un período de 65 días, precedentes al período de estudio (3). Es decir, considerando  $t = 0$  la fecha del anuncio, el modelo de mercado ha sido estimado sobre las rentabilidades comprendidas en el período  $t = -85, \dots, -21$ .

Por otro lado, cuando, debido a la contratación poco frecuente, la rentabilidad de un título y la del índice de mercado están calculadas sobre un intervalo de tiempo distinto, los estimadores M.C.O. del modelo de mercado son sesgados e inconsistentes [Scholes y Williams, 1977]. Sin embargo, aunque en la literatura se han desarrollado procedimientos de estimación que tratan de resolver este problema [Scholes y Williams, 1977; Dimson, 1979], estudios más recientes no obtienen evidencia de que éstos supongan una mejoría respecto a los estimadores M.C.O. [Brown y Warner, 1985; Jain, 1986].

Una vez estimados los parámetros del modelo de mercado,  $a_i$  y  $b_i$ , para cada día  $t$  del período de estudio hemos calculado la rentabilidad anormal ( $RA_{it}$ ) como la diferencia entre la rentabilidad real y la esperada:

$$RA_{it} = R_{it} - E(R_{it} / R_{mt}) = R_{it} - (a_i + b_i R_{mt}) \quad t = -20, \dots, 20$$

La rentabilidad anormal recoge los cambios en el precio de las acciones que son específicos de la empresa, después de eliminar los movimientos generales del mercado. En este caso, la rentabilidad anormal es

(2) Este método, propuesto por Cochrane y Orcutt [1949], lleva a cabo un proceso iterativo para obtener residuos que no están autocorrelacionados. Una mayor descripción del mismo puede verse en Johnston [1987].

(3) En la literatura empírica, el número de observaciones empleadas para estimar el modelo de mercado es muy diverso. Con rentabilidades diarias, Lambert y Larker [1985] utilizan 60 observaciones, mientras que Dodd *et al.* [1984] utilizan 600 observaciones.

un indicador del impacto del anuncio de beneficios en el precio de las acciones.

Bajo las hipótesis del modelo de mercado, las  $RA_{it}$  están normalmente distribuidas, cuya media es igual a cero y cuya varianza viene dada por la siguiente expresión:

$$\text{Var}(RA_{it}) = \sigma_i^2 \left( 1 + \frac{1}{T} + \frac{[R_{mt} - E(R_m)]^2}{\sum_{t=1}^T [R_{mt} - E(R_m)]^2} \right) = \sigma_i^2 P_i \quad [2]$$

donde T es el número de días del período de estimación y  $\sigma_i^2$  es la varianza de los residuos.

## 2.2. ANÁLISIS EN UN GRUPO

Siguiendo la metodología introducida por Fama *et al.* [1969], analizamos si, en promedio, se ha producido un ajuste en el precio de las acciones. Para contrastar si el ajuste es significativo, las variables deben estar idénticamente distribuidas para todos los casos [Rubio, 1986, p. 234]. Sin embargo, debido a que  $\sigma_i^2$  varía para cada anuncio (ecuación [2]), la distribución de las  $RA_{it}$  es diferente en cada caso. Para formar variables idénticamente distribuidas, hemos calculado las rentabilidades anormales estandarizadas,  $RAE_{it}$ , de la siguiente forma:

$$RAE_{it} = \frac{RA_{it}}{\left( 1 + \frac{1}{T} + \frac{[R_{mt} - E(R_m)]^2}{\sum_{t=1}^T [R_{mt} - E(R_m)]^2} \right)^{1/2}} = \frac{RA_{it}}{s_i P_i^{1/2}}$$

donde T es el número de días del período de estimación y  $S_i$  es la estimación de la desviación típica de los residuos en dicho período (4).

(4) La regresión M.C.O. proporciona un estimador insesgado de la varianza de los residuos durante el período de estimación  $\sigma_i^2$ ,  $s_i^2$ :

$$s_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}^2}{T-2}$$

donde T es el número de días del período de estimación (en este caso, T = 65).

Una vez obtenidas las  $RAE_{it}$ , que están idénticamente distribuidas como una  $t$  de Student con  $T-2$  grados de libertad (en este caso, 63 grados de libertad) para cada día del período de estudio, calculamos las rentabilidades anormales estandarizadas promedio,  $RAEP_t$ :

$$RAEP_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RAE_{it}, t = -20, \dots, 20$$

Teniendo en cuenta que el número de grados de libertad de la distribución de la  $RAE_{it}$  es alta, ésta se aproxima a una distribución normal estándar [Rubio, 1986, p. 234]. En consecuencia, las  $RAEP_t$  se distribuyen como una normal de media igual a cero y varianza igual a  $1/N$ , donde  $N$  es el número de anuncios.

A continuación, acumulamos las rentabilidades anormales estandarizadas promedio hasta el día  $t$ , obteniendo las rentabilidades anormales estandarizadas promedio acumuladas,  $RAEPA_t$ :

$$RAEPA_t = \sum_{r=1}^t RAEP_r$$

donde  $r = 1$  es el primer día desde el cual se acumulan las rentabilidades anormales promedio.

Para determinar si el anuncio de los beneficios produce un ajuste en el precio de las acciones a lo largo de  $t$  días, contrastamos la hipótesis de que la rentabilidad anormal estandarizada promedio acumulada para el día  $t$ ,  $RAEPA_t$ , es igual a cero ( $H1_0: RAEPA_t = 0$ ). Puesto que las  $RAEP_t$  siguen una distribución normal, la  $RAEPA_t$  se distribuye como una normal de media cero y varianza igual a  $t/N$ . Por lo tanto, para contrastar esta hipótesis, construimos el siguiente estadístico:

$$Z1 = \frac{RAEPA_t}{\sqrt{\frac{t}{N}}}$$

### 2.3. ANÁLISIS EN DOS GRUPOS

El análisis que hemos descrito anteriormente permite contrastar si, en promedio, ha habido una reacción del precio a las acciones a los anuncios de beneficios; sin embargo, éstos pueden no tener el mismo impacto en todos los casos. Es previsible que el anuncio sea interpretado por el mercado de distinta forma dependiendo de si representa una buena noticia o una mala noticia. En el caso de que la publicación de los beneficios aporte información adicional, los inversores revisarán sus expectativas, motivando una reacción del precio de las acciones. Si esta



información es una buena noticia, se espera que la reacción sea positiva, mientras que si se trata de una mala noticia, se espera que sea negativa. Por lo tanto, al promediar las rentabilidades anormales para todos los anuncios, las rentabilidades anormales positivas se compensan con las rentabilidades anormales negativas, de forma que el resultado global puede mostrar que no hay ninguna reacción aunque de hecho la haya.

En consecuencia, hemos construido dos grupos de anuncios: los que representan buenas noticias para los inversores y los que representan malas noticias. Analizamos, en primer lugar, si en cada tipo de anuncios se produce una reacción del precio de las acciones y, en su caso, en qué sentido; y en segundo lugar, si ésta es diferente entre los dos grupos.

Una forma de determinar si un anuncio de beneficios representa buenas o malas noticias consiste en comparar los beneficios reales con los beneficios esperados. No obstante, esta aproximación no es factible al no disponerse de información publicada sobre los resultados previstos, bien por la entidad o por los analistas financieros, para poder realizar la comparación. Otra posibilidad es obtener los resultados esperados a partir de modelos de series temporales; sin embargo, el proceso que genera los beneficios en el sector bancario español no se conoce suficientemente (5).

Por último, otro enfoque consiste en considerar que los resultados de la empresa están influidos por el entorno económico y que, por lo tanto, éste puede explicar una parte de la variación en los beneficios, de modo que el aumento esperado en éstos esté en función de las circunstancias del entorno y, por lo tanto, de la evolución de los beneficios en las demás empresas [Ball y Brown, 1968, p. 161]. Siguiendo esta aproximación, hemos considerado que un anuncio representa una buena noticia si el aumento en los beneficios por acción es mayor que el aumento promedio en el sector bancario, mientras que si el aumento es menor que la media del sector, es considerado como una mala noticia. Esto implica suponer que el incremento esperado de los beneficios por acción para un banco es el mismo que el incremento promedio del sector (6).

Una vez definidos los grupos, en cada uno de ellos, hemos calculado para cada día del período de estudio, la rentabilidad anormal estandarizada promedio,  $RAEP1_{it}$  y  $RAEP2_{it}$ :

(5) Laffarga *et al.* [1987] estudian este tema, aunque únicamente con respecto a algunos bancos, lo cual no permite generalizarlo a los restantes.

(6) Esto no es sino una simplificación del modelo utilizado por Ball y Brown [1968, pág. 161] y Beaver *et al.* [1979, pág. 325], que establece el cambio en los beneficios por acción de una empresa en el año  $t$  ( $\Delta EPS_{it}$ ) como una función del cambio promedio en los beneficios por acción de todas las empresas del mercado ( $\Delta EPS_{mt}$ ) de la siguiente forma:

$$\Delta EPS_{it} = a_1 + a_2 \Delta EPS_{mt} = e_{it}$$

En este trabajo, suponemos que  $a_1 = 0$  y  $a_2 = 1$ .

$RAEP1_t = \frac{1}{N1} \sum_{i=1}^{N1} RAE_{it}$ , para los anuncios de aumento en los beneficios por acción mayor que la media del sector, y

$RAEP2_t = \frac{1}{N2} \sum_{i=1}^{N2} RAE_{it}$ , para los anuncios de aumento en los beneficios por acción menor que la media del sector,

donde N1 y N2 es el número de anuncios en cada grupo.

Puesto que la distribución de probabilidad de  $RAE_{it}$  sigue una distribución normal estándar,  $RAEP1_t$  y  $RAEP2_t$  se distribuyen como una normal de media igual a cero y varianza igual a  $1/N1$  y  $1/N2$ , respectivamente.

A continuación, calculamos la rentabilidad anormal estandarizada promedio acumulada para cada grupo,  $RAEPA1_t$  y  $RAEPA2_t$ :

$RAEPA1_t = \sum_{r=1}^t RAEP1_r$ , para los anuncios de aumento en los beneficios por acción mayor que la media del sector, y

$RAEPA2_t = \sum_{r=1}^t RAEP2_r$ , para los anuncios de aumento en los beneficios por acción menor que la media del sector,

donde  $r = 1$  es el primer día a partir del que se acumulan las rentabilidades anormales.

Para contrastar si las  $RAEP_{it}$  son significativas en cada grupo, calculamos el estadístico Z1 que hemos definido anteriormente (7).

Por otro lado, para determinar si hay diferencias entre los anuncios de buenas noticias y los de malas noticias, contrastamos la hipótesis de que la rentabilidad anormal promedio acumulada en el día t,  $RAEPA_{it}$ , es la misma en los dos grupos ( $H2_0$ :  $RAEPA1_t = RAEPA2_t$ ). Puesto que las  $RAEP_{it}$  siguen una distribución normal,  $RAEPA1_t$  y  $RAEPA2_t$  se distribuyen también como una normal de media cero y varianza igual a  $t/N1$  y  $t/N2$ , respectivamente. Por lo tanto, para contrastar esta hipótesis hemos construido el siguiente estadístico:

$$Z2 = \frac{RAEPA1_t - RAEPA2_t}{\sqrt{\frac{t}{N1} + \frac{t}{N2}}}$$

(7) En este caso,  $Z1 = RAEPA1_t / \sqrt{t/N1}$ , para el grupo 1 y  $Z1 = RAEPA2_t / \sqrt{t/N2}$ , para el grupo 2.

### 3. MUESTRA Y DATOS

Para llevar a cabo el estudio, hemos utilizado la fecha en que los beneficios anuales han sido publicados en la prensa económica española, correspondientes a los años 1986 a 1989 (8). La muestra consiste en 52 anuncios correspondientes a 19 bancos (9). En el Anexo, recogemos los bancos cuyos anuncios han sido incluidos en la muestra y el número de anuncios que corresponde a cada uno de ellos.

En relación a los datos bursátiles, hemos construido una base de datos con los precios diarios de las acciones de cada banco y el Índice General de la Bolsa de Madrid, correspondientes al período comprendido entre septiembre de 1986 y marzo de 1990, así como los dividendos pagados y el valor teórico de los derechos de suscripción correspondientes a ese período.

### 4. RESULTADOS

#### 4.1. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO

Para cada anuncio de beneficios, hemos estimado los parámetros del modelo de mercado (ecuación [1]),  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ , mediante una regresión por M.C.O. de las rentabilidades de las acciones y del índice de mercado durante los 65 días previos al período de estudio. En los casos en que el estadístico Durbin-Watson indica la presencia de autocorrelación, se ha aplicado el método Cochrane-Orcutt. En la tabla I se recogen los principales estadísticos de las estimaciones de los parámetros,  $a_i$  y  $b_i$ , y el coeficiente de determinación,  $R^2$ .

TABLA I  
ESTADISTICA DESCRIPTIVA  
DE LA ESTIMACION DEL MODELO DE MERCADO

	Media	Desv. Típica
a	0,31	0,39
b	0,67	0,41
$R^2$	0,23	0,16

(8) Hemos revisado dos publicaciones económicas diarias: *Cinco Días* y *Expansión*.

(9) De los 22 bancos cotizados en Bolsa en este período, se han excluido de la muestra tres de ellos debido a que su contratación es muy poco frecuente. Puesto que trabajamos con rentabilidades diarias, este hecho puede distorsionar los resultados del análisis.

#### 4.2. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EN UN GRUPO

En la tabla II recogemos, para cada día del período de estudio, las rentabilidades anormales promedio acumuladas, RAEPA, y el valor del estadístico Z1, que hemos definido anteriormente.

Como se muestra en dicha tabla, el estadístico Z2 no es significativo en ninguno de los días del período de estudio, a excepción del último; es decir, las RAEPA, no son significativamente distintas de cero en los días próximos al anuncio. A la luz de estos resultados, podemos señalar que, en promedio, el ajuste del precio de las acciones como consecuencia del anuncio de beneficios ha sido nulo.

#### 4.2. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EN DOS GRUPOS

Como hemos mencionado anteriormente, el análisis en un grupo puede llevar a no detectar ningún efecto, aunque de hecho éste exista, debido a que rentabilidades anormales positivas se compensen con rentabilidades anormales negativas. Por lo tanto, hemos realizado el análisis en dos grupos: los que publican un aumento en los beneficios por acción mayor que la media en el sector bancario, y los que publican un aumento en los beneficios por acción menor que la media. El número de casos que componen cada grupo es 31 y 25, respectivamente.

En la tabla III recogemos las rentabilidades anormales promedio acumuladas de cada grupo, RAEPA1 y RAEPA2, y el valor del estadístico Z1 correspondiente a cada una de ellas, con el que contrastamos si son significativas. Asimismo, mostramos el valor del estadístico Z2 para contrastar si hay diferencias entre los dos grupos.

Como puede observarse en esta tabla, las rentabilidades acumuladas para el grupo de anuncios que publican un incremento en los beneficios mayor que la media, RAEPA1, no son significativamente distintas de cero; es decir, en este grupo, el efecto del anuncio de beneficios, acumulado a lo largo de todo el período de estudio, ha sido nulo. En cuanto a los anuncios que publican un incremento de los beneficios menor que la media, las rentabilidades acumuladas, RAEPA2, son significativas a partir del día 11 posterior al anuncio, teniendo éstas signo negativo. Es decir, en este grupo se produce un ajuste negativo en el precio de las acciones con posterioridad al anuncio de los beneficios.

En cuanto a las diferencias entre los dos grupos, el estadístico Z2 es significativo con posterioridad al anuncio, entre los días 11 y 15 (tabla III), siendo éste positivo. Ello indica que en esos días la reacción acumu-

TABLA II  
RESULTADOS DEL ANALISIS EN UN GRUPO

t	RAEPA	Z1
-20	0'10	0'71
-19	0'13	0'66
-18	-0'11	-0'46
-17	-0'20	-0'71
-16	-0'24	-0'76
-15	-0'22	-0'64
-14	-0'20	-0'55
-13	-0'55	-1'39
-12	-0'56	-1'34
-11	-0'48	-1'10
-10	-0'69	-1'51
-9	-0'67	-1'39
-8	-0'58	-1'17
-7	-0'42	-0'80
-6	-0'40	-0'74
-5	-0'48	-0'87
-4	-0'38	-0'66
-3	-0'60	-1'03
-2	-0'26	-0'44
-1	-0'34	-0'55
0	-0'26	-0'41
1	-0'58	-0'89
2	-0'67	-1'01
3	-0'57	-0'84
4	-0'57	-0'83
5	-0'28	-0'40
6	-0'48	-0'67
7	-0'48	-0'66
8	-0'39	-0'53
9	-0'41	-0'54
10	-0'35	-0'45
11	-0'56	-0'72
12	-0'87	-1'10
13	-0'70	-0'87
14	-0'82	-1'00
15	-0'92	-1'10
16	-1'11	-1'31
17	-1'16	-1'34
18	-1'40	-1'59
19	-1'17	-1'31
20	-1'73	-1'92°

\* Significativo al 5%.

° Significativo al 10%

$Z_{0.025} = 1'96$

$Z_{0.05} = 1'645$

TABLA III

## RESULTADOS DEL ANALISIS EN DOS GRUPOS

t	RAEPA <sub>1</sub>	Z1	RAEPA <sub>2</sub>	Z1	Z2
-20	0'19	1'01	0'00	0'02	0'68
-19	0'21	0'79	0'04	0'16	0'44
-18	-0'26	-0'77	0'03	0'10	-0'60
-17	-0'26	-0'66	-0'14	-0'36	-0'21
-16	-0'42	-0'98	-0'05	-0'11	-0'60
-15	-0'27	-0'58	-0'16	-0'34	-0'16
-14	0'04	0'08	-0'45	-0'86	0'67
-13	-0'04	-0'08	-1'05	-1'89°	1'28
-12	-0'25	-0'44	-0'86	-1'47	0'73
-11	-0'36	-0'58	-0'61	-0'99	0'29
-10	-0'68	-1'06	-0'71	-1'10	0'04
-9	-0'06	-0'90	-0'74	-1'08	0'14
-8	-0'19	-0'28	-0'97	-1'38	0'78
-7	0'04	0'05	-0'87	-1'19	0'88
-6	0'05	0'07	-0'84	-1'11	0'84
-5	-0'10	-0'13	-0'87	-1'11	0'70
-4	0'18	0'23	-0'57	-0'71	0'34
-3	-0'47	-0'57	-0'74	-0'89	0'23
-2	-0'39	-0'46	-0'14	-0'16	-0'20
-1	-0'92	-1'07	0'23	0'26	-0'92
0	-0'73	-0'83	0'20	0'23	-0'73
1	-0'81	-0'89	-0'35	-0'38	-0'35
2	-0'84	-0'92	-0'50	-0'53	-0'26
3	-0'74	-0'79	-0'41	-0'42	-0'25
4	-0'75	-0'78	-0'40	-0'41	-0'25
5	-0'34	-0'35	-0'23	-0'23	-0'08
6	-0'43	-0'43	-0'54	-0'53	0'08
7	-0'23	-0'23	-0'74	-0'71	0'34
8	0'02	0'02	-0'81	-0'76	0'55
9	0'19	0'18	-1'01	-0'94	0'79
10	0'76	0'71	-1'45	-1'33	1'43
11	0'74	0'68	-1'87	-1'68°	1'66°
12	0'52	0'47	-2'26	-2'01*	1'75°
13	0'76	0'68	-2'17	-1'89°	1'81°
14	0'67	0'59	-2'31	-1'99*	1'81°
15	0'50	0'43	-2'33	-1'98*	1'70°
16	0'18	0'15	-2'40	-2'02*	1'51
17	0'03	0'03	-2'37	-1'92°	1'38
18	-0'36	-0'29	-2'45	-1'04	1'19
19	-0'19	-0'16	-2'16	-1'71°	1'10
20	-0'78	-0'62	-2'70	-2'11*	1'06

\* Significativo al 5%.

° Significativo al 10%

Z<sub>0.025</sub> = 1'96Z<sub>0.05</sub> = 1'645

lada del precio de las acciones es significativamente diferente entre los dos grupos. Los bancos que publican un aumento en los beneficios por acción mayor que la media tienen un comportamiento significativamente mejor que los que publican un aumento en los beneficios por acción menor que la media.

Debido a que con anterioridad al anuncio de los beneficios no se observa ninguna reacción del precio de las acciones, analizamos a continuación el efecto acumulado desde esta fecha (día 0). La tabla IV muestra las rentabilidades anormales acumuladas promedio desde el día del anuncio en cada grupo, RAEPA<sub>1</sub> y RAEPA<sub>2</sub>, el valor del estadístico Z1 para cada uno de ellos. También recoge el valor del estadístico Z2 para contrastar la diferencia entre los dos grupos.

TABLA IV

RESULTADOS DEL ANALISIS EN DOS GRUPOS.  
RENTABILIDADES ANORMALES ACUMULADAS  
DESDE LA FECHA DEL ANUNCIO

t	RAEPA <sub>1</sub>	Z1	RAEPA <sub>2</sub>	Z1	Z2
0	0'19	0'68	-0'02	-0'09	0'77
1	0'11	0'28	-0'58	-1'47	1'75°
2	0'07	0'15	-0'73	-1'52	1'67°
3	0'18	0'32	-0'64	-1'14	1'46
4	0'17	0'27	0'63	-1'02	1'29
5	0'58	0'85	-0'46	-0'67	1'52
6	0'49	0'67	-0'77	-1'04	1'71°
7	0'69	0'87	-0'96	-1'23	2'10*
8	0'94	1'13	-1'04	-1'25	2'37*
9	1'11	1'26	-1'24	-1'42	2'68*
10	1'68	1'82°	-1'68	-1'83°	3'65*
11	1'66	1'73°	-2'09	-2'18*	3'91*
12	1'43	1'43	-2'49	-2'49*	3'93*
13	1'68	1'62	-2'39	-2'31*	3'93*
14	1'58	1'47	-2'54	-2'37*	3'84*
15	1'41	1'27	-2'56	-2'31*	3'58*
16	1'09	0'95	-2'63	-2'28*	3'23*
17	0'95	0'79	-2'60	-2'16*	2'96*
18	0'56	0'45	-2'68	-2'18*	2'63*
19	0'72	0'57	-2'39	-1'89°	2'46*
20	0'14	0'11	-2'93	-2'26*	2'36*

\* Significativo al 5%.

° Significativo al 10%

Z<sub>0.025</sub> = 1'96

Z<sub>0.05</sub> = 1'645

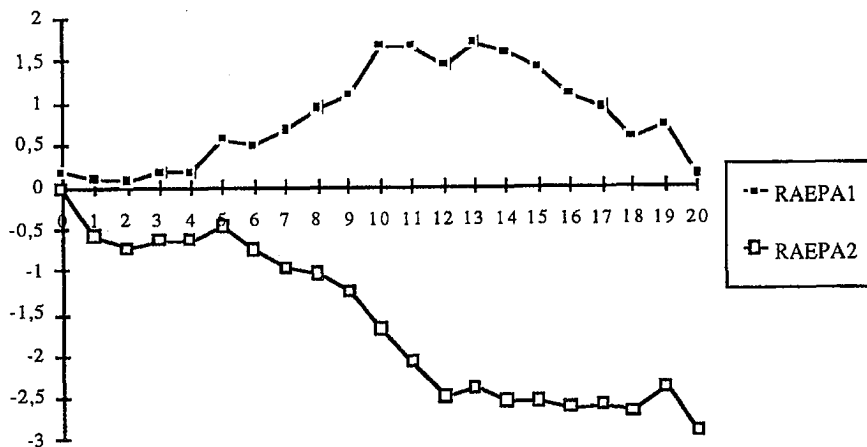
Para los anuncios que publican un aumento en los beneficios por acción mayor que la media, el estadístico Z1 es significativo, con signo positivo, solamente en los días 10 y 11. Del día 0 hasta el 9, las RAEPA1, no son significativamente distintas de cero, es decir, no hay una reacción a los anuncios de beneficios durante los nueve primeros días. Después del día 12, las RAEPA1, vuelven a no ser significativas.

Para los aumentos de beneficios menores que la media, las rentabilidades anormales acumuladas desde el día del anuncio, RAEPA2, tampoco son significativamente diferentes de cero durante los primeros nueve días. Sin embargo, después del día 10, son significativas y con signo negativo, lo que indica un efecto negativo en el precio de las acciones en los bancos de este grupo.

A partir de estos resultados podemos señalar que en el grupo de anuncios que publica un aumento en los beneficios mayor que la media del sector no se ha producido un ajuste en el precio de las acciones. El efecto acumulado desde la fecha del anuncio es significativo durante un espacio de tiempo muy breve que, al no mantenerse, no puede considerarse como un ajuste en el precio de las acciones. Por el contrario, en el grupo de anuncios que publica un aumento en los beneficios menor que la media del sector, se observa un ajuste en el precio de las acciones que, como se esperaba, es negativo. No obstante, este ajuste no es inmediato,

GRÁFICO 1

RENTABILIDADES ANORMALES ESTANDARIZADAS PROMEDIO ACUMULADAS DESDE EL DIA DEL ANUNCIO. ANALISIS EN DOS GRUPOS





sino que tiene lugar varios días después de que los beneficios son publicados en la prensa.

El comportamiento de las rentabilidades anormales promedio acumuladas desde el día 0 para cada grupo, RAEPA1, y RAEPA2, queda reflejado en el gráfico 1. Para el primer grupo, la serie de rentabilidades anormales acumuladas (RAEPA1) durante los cuatro primeros días está ligeramente por encima de cero; del día 4 hasta el 10 aumenta progresivamente; hasta el día 14 permanece estable, y posteriormente disminuye de nuevo hasta que alcanza el mismo nivel que correspondía a la fecha del anuncio, por lo que no puede considerarse como un ajuste en el precio de las acciones. Por el contrario, en el segundo grupo, la serie de rentabilidades anormales acumuladas (RAEPA2) durante los cuatro primeros días está ligeramente por debajo de cero. Del día 5 al 12 decrece, permaneciendo estable después de esa fecha, por lo que en este caso sí ha habido ajuste en el precio de las acciones.

Las diferencias en el comportamiento de los dos grupos a partir de la fecha del anuncio queda corroborada por el estadístico Z2 (tabla IV). Este es significativo en casi todos los días del período de estudio. Además, éste es positivo. Ello indica, en primer lugar, que existen diferencias en el comportamiento de los dos grupos y, en segundo lugar, que la reacción es más favorable en el grupo que publica un aumento en los beneficios por acción mayor que la media que en el grupo que publica un aumento menor que la media.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo, investigamos el contenido informativo de la publicación de los beneficios anuales de los bancos, a través del comportamiento del precio de las acciones durante los días próximos a su anuncio.

Analizando el efecto promedio de todos los anuncios, no se detecta ninguna reacción en el precio de las acciones; sin embargo, ésta se pone de manifiesto si distinguimos dos tipos de anuncios: los que publican un incremento en los beneficios mayor que la media del sector, lo que consideramos como una buena noticia, y aquellos que publican un aumento en los beneficios menor que la media del sector, que consideramos una mala noticia.

La reacción del precio de las acciones es distinta en cada uno de los dos grupos. En los anuncios que publican un aumento en los beneficios mayor que la media del sector, aunque se observa una reacción positiva en el precio de las acciones, ésta es transitoria, ya que el precio de las ac-

ciones vuelve a la situación anterior al anuncio, por lo que el anuncio en los beneficios no produce un ajuste en el precio de las acciones; en consecuencia, en este grupo la publicación de los beneficios no aporta información adicional. Por el contrario, en los anuncios que publican un aumento en los beneficios menor que la media del sector, se observa una reacción negativa; las rentabilidades anormales no vuelven a la situación inicial, por lo que en este caso sí que se produce un ajuste en el precio de las acciones; en consecuencia, para este grupo la publicación de los beneficios anuales aporta información adicional a la que ya se disponía.

La reacción negativa del segundo grupo es consistente con los resultados obtenidos en otros países, no así la ausencia de ajuste cuando el anuncio de beneficios representa una buena noticia.

Una posible razón que puede explicar la diferencia de comportamiento del precio de las acciones entre los dos grupos de anuncios, viene determinada por la situación del sector bancario en los años en los que realizamos el estudio, caracterizada por constantes aumentos en los beneficios. En estas circunstancias, la publicación de un aumento alto en los beneficios puede ser esperado por el mercado, por lo que no se modifican las expectativas de los inversores; mientras que el anuncio de aumento pequeño o una disminución supone la llegada de una nueva información que no era esperada y que reduce las expectativas de rentabilidad de los inversores, la cual produce un ajuste negativo en el precio de las acciones.

Por otro lado, la reacción del precio de las acciones al anuncio de beneficios tiene lugar con cierto retraso. La información no se refleja inmediatamente en el precio de las acciones, sino una semana después del anuncio. Este retraso es consistente con los resultados obtenidos en los estudios realizados en España en relación con la eficiencia de mercado y la incorporación de la información al precio de las acciones. Por el contrario, no es consistente con los resultados obtenidos en otros países, donde se observa que el mercado incorpora la información sobre los beneficios anuales con rapidez.

Si consideramos que se mantiene la hipótesis de eficiencia de mercado, las razones que pueden motivar este resultado son: que la fecha de anuncio elegida (la publicación en la prensa) no corresponda a la fecha en que se hace pública por primera vez la información; que los mecanismos establecidos para la difusión de la información en el mercado no sean ágiles y ésta se propague con lentitud, o que los mecanismos para que los agentes actúen en el mercado sean demasiados lentos.

En definitiva, circunscribiéndonos al sector bancario, no se puede rechazar el contenido informativo de los beneficios anuales. Esta es una

variable relevante para los inversores, al menos cuando la cifra publicada no corresponde con lo que cabría esperar en función de la evolución del sector. En este caso, los inversores revisan sus expectativas, lo cual se refleja de forma negativa en el precio de las acciones. Sin embargo, por diversas razones que hemos apuntado, el ajuste en el precio de las acciones no tiene lugar inmediatamente, sino que se produce a lo largo de la segunda semana siguiente al anuncio, por lo que los resultados son claramente distintos a los de otros países.

#### BIBLIOGRAFIA

- ABDELSALAM, M., y SATIN, D.: «The Impact of Published Annual Financial Reports on Share Prices in Saudi Arabia», *The International Journal of Accounting*, vol. 23, núm. 2, 1988, págs. 113-124.
- BALL, R., y BROWN, P.: «An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers», *Journal of Accounting Research* (Autumn 1968), págs. 159-178.
- BEAVER, W. H.: «The Information Content of Annual Earnings Announcements», *Empirical Research in Accounting Research, Journal of Accounting Research*, supp. vol. 6, 1968, págs. 67-92.
- BEAVER, W. H.; CLARKE, R., y WRIGHT, W. F.: «The Association Between Unsystematic Security Returns and The Magnitude of Earnings Forecast Errors», *Journal of Accounting Research* (Autumn 1979), págs. 316-340.
- BEAVER, W. H.; LAMBERT, R., y MORSE, D.: «The Information Content of Security Prices», *Journal of Accounting and Economics* 2, 1980, págs. 3-28.
- BROOKFIELD, D., y MORRIS, R.: «The Market Impact of U.K. Company News Announcements», *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 19, núm. 4, 1992, págs. 113-124.
- BROWN, P.: «The Impact of the Annual Net Profit Report on the Stock Market», *The Australian Accountant* (July 1970), págs. 277-283.
- BROWN, S. J., y WARNER, J. B.: «Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies», *Journal of Financial Economics* 14, 1985, págs. 3-31.
- COCHRANE, D., y ORCUTT, G. H.: «Application of Least-Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms», *Journal of American Statistical Association*, vol. 44, 1949, págs. 32-61.
- CRUZ, P.: «La información en las Bolsas de Valores», incluido en *Curso de Introducción a la Bolsa*, ed. Bolsa de Madrid-Instituto Español de Analistas de Inversiones (Madrid 1987).
- DEAKIN, E. G.; NORWOOD, G. R., y SMITH, C. H.: «The Effect of Published Earnings Information on Tokyo Stock Exchange Trading», *International Journal of Accounting* (Fall 1974), págs. 124-136.
- DURBIN, J., y WATSON, G. S.: «Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression», *Biometrika*, vol. 38, 1951, págs. 159-177.
- DIMSON, E.: «Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading», *Journal of Financial Economics* 7, 1979, págs. 197-226.

- DODD, P.; DOPUCH, N.; HOLTHAUSEN, R., y LEFTWICH, R.: «Qualified Audit Opinions and Stock Prices: Information Content, Announcement Dates, and Concurrent Disclosures», *Journal of Accounting and Economics* 6, 1984, págs. 3-38.
- DYCKMAN, T. R., y MORSE, D.: *Efficient Capital Markets and Accounting: A Critical Analysis*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs (New Jersey 1986).
- FAMA, E. F.: «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work», *The Journal of Finance* 25 (May 1970), págs. 383-417.
- FAMA, E. F.: *Foundations of Finance*, Basic Books Inc. (New York 1976).
- FAMA, E. F.; FISCHER, L.; JENSEN, M. C., y ROLL, R.: «The Adjustment of Stock Prices to New Information», *International Economic Review* (February 1969), págs. 1-21.
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARD BOARD: Statements of Financial Accounting Concepts (SFAC), núm. 1: «Objetives of Financial Reporting by Business Enterprises» (Stamford, Conn. 1978).
- FIRTH, M.: «The Relative Information Content of the Release of Financial Results Data by Firms», *Journal of Accounting Research*, vol. 19, núm. 2, 1981, págs. 521-529.
- FOSTER, G.: «Quarterly Accounting Data: Time-Series Properties and Predictive-Ability Results», *The Accounting Review*, vol. 52 (January 1977), págs. 1-21.
- INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS COMMITTEE: «Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements», 1991.
- JAIN, P. C.: «Analyses of the Distribution of Security Market Model Prediction Errors for Daily Returns Data», *Journal of Accounting Research*, vol. 24 (Spring 1986), págs. 76-96.
- JOHNSTON, J.: *Métodos de Econometría*, ed. Vicens-Vives (Barcelona 1987).
- LAFFARGA, J.; MARTÍN, J. L., y VÁZQUEZ, M. J.: «El análisis de los beneficios empresariales: Una aplicación a la Banca española», *ESIC-Market* (oct.-dic. 1987), págs. 19-62.
- LAMBERT, R. A., y LARKER, D. F.: «Golden Parachutes, Executive Decision-Making, and Shareholder Wealth», *Journal of Accounting and Economics* 7, 1985, págs. 179-204.
- LEV, B.: «On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research», *Journal of Accounting Research*, vol. 27, Supp. 1989, págs. 153-201.
- LEV, B., y OHLSON, J. A.: «Market-Based Empirical in Accounting: A Review, Interpretation, and Extension», *Journal of Accounting Research*, vol. 20, Supp. 1982, págs. 249-331.
- LEV, B., y YAHALOMI, B.: «The Effect of Corporate Financial Statements on the Israeli Stock Exchange», *Management International Review*, 2-3, 1982, págs. 145-153.
- MORSE, D.: «Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earnings Announcements», *Journal of Accounting Research*, vol. 19, núm. 2, 1981, págs. 374-383.
- PATELL, J. M.: «Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests», *Journal of Accounting Research* (Autumn 1976), págs. 246-276.
- REGOJO, P.: «El contenido informativo de los estados contables que publican las compañías admitidas a cotización en el mercado bursátil español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 22, núm. 74 (enero-marzo 1993), págs. 71-103.
- RUBIO, G.: «Emisiones y eficiencia: un análisis empírico del mercado primario de acciones en España», *Revista Española de Economía*, vol. 3, núm. 2, 1986, págs. 225-248.
- SANTESMASES, M.: «Efecto del pago de dividendo en el comportamiento de las cotizaciones de las acciones», *Económicas y Empresariales*, vol. 13, 1982, págs. 68-82.

- SANTESMASES, M.: «An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities», *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 13 (summer 1986), págs. 267-276.
- SCHOLES, M., y WILLIAMS, J.: «Estimating Betas from Nonsynchronous Data», *Journal of Financial Economics* 5, 1977, págs. 309-327.
- SHARPE, W. F.: «A Simplified Model for Portfolio Analysis», *Management Science* (January 1963), págs. 277-293.
- TUA, J. : *La investigación empírica en contabilidad. La hipótesis de eficiencia de mercado*, Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas (Madrid 1991).

ANEXO

ANUNCIOS INCLUIDOS EN LA MUESTRA

Banco	N.º de anuncios
Banco de Andalucía	2
Banco de Bilbao	1
Banco Español de Crédito (Banesto)	2
Banco Intercontinental Español (Bankinter)	4
Banco de Castilla	3
Banco Central	3
Banco Comercial-Transatlántico	2
Banco de Crédito Balear	1
Banco Exterior de España	4
Banco de Fomento	1
Banco Guipuzcoano	3
Banco Herrero	4
Banco Hispano Americano	4
Banco Pastor	4
Banco Popular Español	4
Banco de Santander	4
Banco de Valencia	2
Banco de Vizcaya	1
Banco Zaragozano	3
Total anuncios	52