

METODOLOGÍA DE LOS ESTUDIOS DE SUCESOS: UNA REVISIÓN

Martín Ugedo, Juan Francisco
Universidad de Murcia

RESUMEN

El presente trabajo lleva a cabo una revisión de la metodología de los estudios de sucesos o *Event Studies*. Esta metodología, que en un principio fue empleada en finanzas empresariales, se ha empezado a utilizar recientemente en otras disciplinas de la empresa como marketing, producción, organización, etc. Su objetivo es comprobar si se ha producido alguna rentabilidad extraordinaria en algún activo financiero de la empresa (por lo general, acciones ordinarias) como consecuencia de una nueva información sobre un determinado evento ("efecto anuncio").

PALABRAS CLAVE: Metodología de investigación, estudios de sucesos o acontecimientos.

ABSTRACT

The aim of this paper is to make a survey of the Event Studies Methodology. This methodology, that was first employed in corporate finance, has been later employed in other economic fields, like marketing, production, management, etc. It has the goal of detecting any abnormal return in any kind of financial asset of the firm (in most cases, in ordinary stocks) as a consequence of some new relative to an event (announcement effect).

KEYWORDS: Research methodology, event studies.

1.- INTRODUCCIÓN

La metodología de los estudio de sucesos o acontecimientos o *Event Studies* es una metodología de investigación ampliamente utilizada en las disciplinas empresariales. En un principio fue empleada mayoritariamente en finanzas empresariales, habiéndose utilizado para numerosos estudios en el mercado español. Con posterioridad se pasó a emplear también en otras disciplinas como marketing, producción, organización, etc., aunque sólo de manera muy reciente para estudios centrados en el mercado español (Nicolau, 2001; Sellers y Nicolau, 2001; y Martínez Costa y Martínez Lorente, 2001). Su objetivo es comprobar si se ha producido alguna rentabilidad anormal en algún activo financiero de la empresa (por lo general, acciones ordinarias) como consecuencia de una nueva información sobre un determinado evento (*efecto anuncio*). Las fases de un estudio de sucesos son:

1) Definición del evento. Lo primero que se debe hacer en un *Event Study* es definir el tipo de acontecimiento que se pretende analizar.

2) Selección de la muestra. El criterio de selección de la muestra viene determinado, entre otros factores, por las limitaciones a la hora de disponer de los datos necesarios para el análisis.

Además, los anuncios que se encuentren contaminados por otro tipo de noticias que puedan afectar al resultado suelen ser excluidos de la muestra.

3) Determinación de la fecha de anuncio y de los periodos de estimación y evento. En un mercado eficiente en su forma intermedia, el precio de cualquier activo financiero debe reflejar toda la información pública, razón por la que resulta especialmente importante establecer correctamente la fecha de anuncio, ya que de observarse rentabilidades extraordinarias debería ser en ese momento.

Dado que puede haber noticias relacionadas con el evento en fechas previas a la considerada de anuncio, así como retardos en el ajuste de los precios tras la misma, se suele analizar un periodo de evento que se encuentra centrado en esa fecha.

El periodo de estimación sirve para establecer las pautas de los rendimientos de cada título y, de esta forma, estimar las rentabilidades esperadas en el periodo de evento.

4) Estimación de la rentabilidad esperada o normal. Tomando como base el comportamiento de los activos financieros en el periodo de estimación, y a partir de algún modelo de formación de precios (ya sea éste *estadístico* o *económico*), se pueden estimar las rentabilidades esperadas para cada activo financiero y día del periodo de evento.

5) Estimación de la rentabilidad extraordinaria. Si llamamos R_{it} , $E(R_{it})$ y AR_{it} a la rentabilidad real, la esperada conforme a un determinado modelo y la extraordinaria o anormal (*abnormal return*) del activo financiero i en el momento t , respectivamente, se puede estimar esta última así:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (1)$$

6) Agregación de las rentabilidades extraordinarias. Dado que con este tipo de análisis se pretende obtener generalizaciones y no resultados aislados de una empresa y anuncio concreto, una vez estimadas todas las rentabilidades anormales, AR_{it} , se procede a su agregación transversal, centrándose para ello en la fecha de anuncio (a excepción de los *Event Studies* que examinan el efecto de cambios legislativos en la rentabilidad del accionista, el día de anuncio suele ser distinto para los distintos elementos de la muestra). Además, se pueden llevar a cabo agregaciones a nivel temporal con el fin de estudiar las rentabilidades anormales para periodos superiores a un día.

7) Contrastes de significación estadística de las rentabilidades extraordinarias. Tras estimar y agregar las rentabilidades extraordinarias, se procede a contrastar su significación estadística mediante diferentes tests que se pueden clasificar en paramétricos y no paramétricos. Aunque nuestro interés se centra en las significaciones obtenidas para el conjunto de anuncios que conforman la muestra, algunos tests paramétricos permiten conocer ese dato para cada empresa y fecha analizadas y, con ello, saber si los resultados agregados se encuentran sesgados por los de unos pocos anuncios. Igualmente los tests no paramétricos poseen la virtud de reducir el sesgo que se puede producir como consecuencia de que unos pocos anuncios sean los causantes de los rendimientos anormales promedio.

8) **Presentación e interpretación de los resultados.** La última fase consiste en la presentación e interpretación de los resultados. Dado que en numerosas ocasiones los resultados obtenidos en el análisis de serie temporal pueden ser consistentes con varias teorías, se suele incluir un estudio de corte transversal que intenta determinar las causas de las rentabilidades extraordinarias. En el mismo, la variable dependiente es el rendimiento anormal extraordinario obtenido y las variables independientes son características concretas del evento estudiado o de la empresa emisora.

De las fases previamente descritas, cinco proporcionan algún tipo de resultado: a) Estimación de las rentabilidades esperadas, b) estimación de las rentabilidades extraordinarias o anormales, c) agregación de estas últimas, d) contraste de significación estadística y e) análisis de corte transversal. No obstante, el mismo estudio se puede llevar a cabo reduciendo el número de etapas. Así, los rendimientos anormales pueden ser calculados en dos pasos, obteniendo en primer lugar las rentabilidades esperadas y, después, por diferencia con las realizadas estimar las rentabilidades anormales. A los resultados alcanzados por este procedimiento se les conoce también como *errores de predicción*. Por contra, se puede utilizar la metodología de los *coeficientes de regresión* que, a partir de variables dummy, proporciona los rendimientos anormales en una sola fase. Si en lugar de examinar cada anuncio por separado y después agregar los resultados, se plantea un sistema de ecuaciones, se puede, a partir de la metodología de los *coeficientes de regresión*, obtener las rentabilidades extraordinarias ya agregadas, así como llevar a cabo un análisis de hipótesis conjuntas. Por otro lado, Thompson (1995) plantea un modelo, al que vamos a denominar *modelo único*, en el que todas las estimaciones necesarias en un *Event Study* (incluyendo el análisis de corte transversal) se realizan en una sola etapa.

Lo que resta de trabajo se ha estructurado en siete apartados. El segundo está dedicado a describir los distintos modelos de estimación de las rentabilidades esperadas o normales. El tercero se centra en el cálculo y agregación de los rendimientos anormales. El epígrafe cuarto examina los contrastes de significación estadística, tanto paramétricos como no paramétricos. El apartado quinto analiza algunos problemas que se pueden plantear en el desarrollo de un estudio de sucesos como consecuencia de las características de los datos empleados. El epígrafe sexto estudia las rentabilidades extraordinarias cuando éstas son estimadas como coeficientes de regresión. El apartado séptimo se centra en la descripción del análisis de corte transversal. El epígrafe octavo plantea el Modelo Único. El trabajo finaliza con las conclusiones y la bibliografía.

2.- Cálculo de las rentabilidades esperadas

En este epígrafe se procede a estudiar como deben ser los periodos de estimación y evento, así como a analizar y comparar los distintos modelos de estimación de la rentabilidad esperada.

2.1- Determinación de los periodos de estimación y evento

En los estudios de acontecimientos que utilizan rentabilidades diarias se suele considerar dos días consecutivos como fecha de anuncio. Esto se debe a la dificultad de establecer el día en que una determinada información es descontada por el mercado. Así, si nos centramos en la publicación de una determinada noticia en prensa, es posible que la información se hiciera pública la víspera y antes del cierre del mercado y, por tanto, la noticia sería descontada el día previo a la publicación. Del mismo modo, si la fecha que se toma es la de comunicación a un organismo oficial de un determinado acuerdo, puede que la misma se realice tras el cierre de la sesión, por lo que el día en que el mercado descontaría la noticia sería el siguiente.

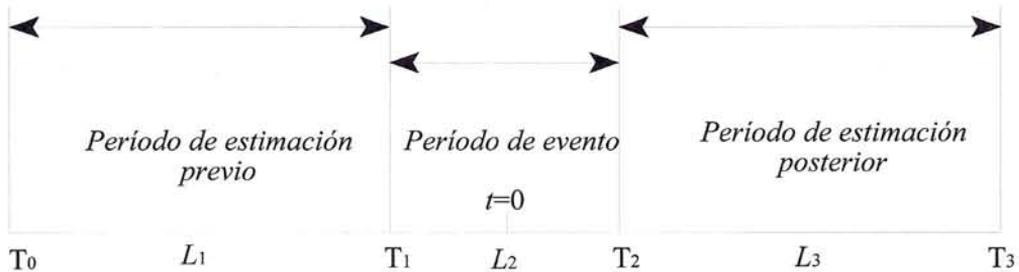
Por otro lado, dada la dificultad de establecer con precisión la fecha de anuncio, la posibilidad de que se produzca alguna noticia previa relacionada con el mismo, así como retrasos en el ajuste de los precios, se suele tomar un periodo de evento, centrado en esa fecha, de entre 21 y 121 días, para estudios con rentabilidades diarias, y entre 25 y 121 meses, en el caso de utilizar rentabilidades mensuales (Peterson, 1989, pág. 38). De este modo, se analizan las rentabilidades extraordinarias obtenidas no sólo en la fecha de anuncio, sino también en un periodo más amplio.

El periodo de estimación puede ser previo y/o posterior al de evento¹. Ahora bien, en los acontecimientos que puedan provocar una variación en el valor de los parámetros del modelo a estimar, dicho periodo deberá encontrarse a ambos lados del evento (a menos que se compruebe que los cambios en los valores de los parámetros no son estadísticamente significativos o que los resultados son similares en ambos casos).

Los periodos de estimación que se utilizan en la metodología de los *Event Studies* son muy variados. Suelen estar comprendidos entre 100 y 300 días, para estudios con rentabilidades diarias, y entre 24 y 60 meses, en los que emplean rentabilidades mensuales (Peterson, 1989). La elección de un periodo de estimación u otro queda al albedrío del investigador que debe compensar los pros y los contras que tienen los periodos largos y los cortos. Los largos mejoran la precisión en la estimación, mientras que los cortos evitan errores en el caso de que los valores de los parámetros no sean estacionarios.

¹ Excepto en el método de la rentabilidad de mercado ajustada, en el que, como se verá a continuación, los periodos de estimación y evento coinciden.

Gráficamente se podría representar las distintos periodos del siguiente modo (en un caso típico):



donde $t=0$ es la fecha de anuncio, el periodo de evento va del día T_1+1 hasta T_2 , el periodo de estimación previo del día T_0+1 a T_1 y el de estimación posterior de T_2+1 a T_3 . Las dimensiones de cada uno de estos periodos son: el de estimación previo, $L_1=T_1-T_0$, el de evento, $L_2=T_2-T_1$, y $L_3=T_3-T_2$ el de estimación posterior².

2.2.- Modelización de las rentabilidades esperadas

A continuación, se procede a analizar las formas más frecuentes de estimar las rentabilidades esperadas o normales, que servirán para el cálculo de las rentabilidades extraordinarias como *errores de predicción*. La utilización de la metodología de los *coeficientes de regresión* y el *modelo único* serán estudiados en posteriores epígrafes.

MacKinlay (1997, pág.17) clasifica los modelos de rentabilidad esperada o normal en dos categorías: *estadísticos* y *económicos*. Los primeros parten de una serie de hipótesis sobre los rendimientos de los activos financieros; en concreto, suponen que siguen una distribución normal, son, a lo largo del tiempo, independientes y están idénticamente distribuidos³. Por contra, los *modelos económicos*, además de las hipótesis estadísticas correspondientes, parten de una serie de supuestos sobre el comportamiento de los inversores. La ventaja que tienen los *modelos económicos* sobre los *estadísticos* no es, por tanto, la ausencia de hipótesis estadística, sino el que añade otras de carácter económico.

² A lo largo de este trabajo supondremos, con el fin de facilitar la formulación, y salvo que se especifique lo contrario, que el periodo de estimación considerado es exclusivamente el previo al evento.

³ Aunque MacKinlay (1997, pág. 17) señala que el incumplimiento de estos supuestos no suele provocar problemas a la hora de la realización de estudios empíricos, con posterioridad comentaremos someramente alternativas que toman en consideración estos inconvenientes.

2.2.1.- Modelos estadísticos.

1) Modelo de la rentabilidad media ajustada.

Este modelo supone que la rentabilidad esperada para las acciones de una empresa, para cada día del periodo de evento, es igual a una constante que suele ser diferente para cada empresa y anuncio analizado. Ésta es, simplemente, la media de las rentabilidades de la misma en el periodo de estimación considerado.

$$E(R_i) = \bar{R}_i = \frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} R_{it}}{L_1} \quad (2)$$

Por tanto, esta metodología supone la existencia de no estacionariedad en los rendimientos.

2) Modelo de la rentabilidad de mercado ajustada.

Este modelo supone que la rentabilidad esperada es igual para todas las acciones, pero no tiene por qué ser constante a lo largo del tiempo. Así, el índice de rentabilidad del mercado para ese día es el que se suele tomar como predicción del rendimiento para una empresa y día en el periodo de evento. Por tanto, no se necesita más información que la del periodo de evento para su aplicación.

$$E(R_{it}) = R_{mt} \quad (3)$$

Al suponer que la rentabilidad esperada para cada empresa es similar, no está teniendo en cuenta la relación que puede existir entre la misma y el riesgo asumido.

3) Modelo de mercado.

Para la estimación de las rentabilidades esperadas mediante este modelo se debe, en primer lugar, realizar la regresión:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

con los datos correspondientes al periodo de estimación.

La rentabilidad que se predice para una empresa y un día del periodo de evento es la que se obtiene por el modelo de mercado, sustituyendo en él los coeficientes α y β previamente estimados,

$$E(R_{it}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (5)$$

Este modelo también se conoce como modelo de un índice. Existen otras variantes del mismo, que incluyen otros factores como pueden ser los índices sectoriales además del de mercado (MacKinlay, 1997).

4) Modelo de las carteras de control.

Este modelo puede ser considerado como una variante tanto del de la rentabilidad media ajustada, como del de mercado. Para el cálculo de la rentabilidad esperada se deben seguir los siguientes pasos:

- a) Estimar el coeficiente β de cada acción para el periodo de estimación considerado.
- b) Ordenar las empresas en función del valor de sus betas estimadas y, posteriormente, agruparlas en las denominadas "carteras de control".
- c) La rentabilidad esperada para una acción en el día t será la observada para una cartera de riesgo similar (su cartera de control), medido a través del coeficiente β , en ese día.

2.2.2.- Modelos económicos.

1) CAPM (Modelo de Equilibrio de Activos Financieros):

El CAPM se puede expresar matemáticamente de la siguiente forma:

$$E(R_{it}) = R_F + [E(R_{mt}) - R_F] \beta_i \quad (6)$$

donde R_F es la rentabilidad del activo sin riesgo, $E(R_{mt})$ es la rentabilidad esperada de la cartera de mercado en el día t , la diferencia que se encuentra dentro del corchete es la prima de riesgo del mercado y β_i es el cociente:

$$\frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \quad (7)$$

donde $\sigma^2(R_M)$ es la varianza de la cartera de mercado y $\text{cov}(R_i, R_M)$ es la covarianza entre las rentabilidades del activo arriesgado y de la cartera de mercado.

El modelo de mercado es una simple regresión por mínimos cuadrados pero puede ser vista como una versión del CAPM, donde α del modelo de mercado sería equivalente a $R_F(1-\beta_i)$, y β_i sería la misma en ambos casos (Armitage, 1995, pág. 28).

De cara la aplicación empírica del CAPM, se requiere, en primer lugar, estimar los coeficientes β de cada título. A continuación, se hace lo propio, para cada momento t , con la rentabilidad del activo libre de riesgo y la prima de riesgo del mercado, ya que éstas pueden ser estacionales. Para ello, se procede en cada fecha a hacer una regresión de la rentabilidades de las acciones contra sus betas:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde γ_{0t} y γ_{1t} son los coeficientes de la regresión (de corte transversal) para el momento t de las rentabilidades contra β y muestran una relación ex-post entre rentabilidad y riesgo en distintos momentos. En este modelo, γ_{0t} es interpretado como la rentabilidad en una cartera "zero-beta", que teóricamente debe ser igual a la rentabilidad del activo libre de riesgo, R_F de la expresión 6; y γ_{1t} es una estimación del premio del mercado al riesgo en el momento t (equivalente a la prima de riesgo de la expresión 6). Para finalizar, las betas estimadas de cada título y los parámetros γ estimados para cada periodo son utilizados para determinar la rentabilidad esperada o normal de un título.

2) APT (Modelo de Valoración por Arbitraje):

El modelo de valoración por arbitraje supone que la rentabilidad y el riesgo de un título depende de varios factores, que se pueden dividir en dos, unos de carácter macroeconómico y otros específicos de cada empresa.

El A.P.T. se puede expresar de la siguiente forma:

$$E(R_{it}) = R_F + \sum_{v=1}^V [E(R_{miv}) - R_F] \beta_v \quad (9)$$

donde $E(R_{miv})$ representa la rentabilidad de una acción o una cartera cuya β con respecto al factor v es uno, y cero con respecto a los demás factores.

Una vez calculadas las betas para el periodo de estimación, se sustituirán en la expresión 9 para determinar la rentabilidad esperada o normal, donde R_{miv} ya son conocidos con certeza.

2.3.- Comparación de modelos

Diversos trabajos realizan simulaciones para comprobar el comportamiento de los distintos modelos de estimación de la rentabilidad esperada o normal. Para ello, calculan las rentabilidades de cada empresa que compone la muestra y, tras tomar aleatoriamente una fecha como de evento (ésta no tiene por qué ser la misma para cada empresa), le suman un determinado porcentaje de rendimiento extraordinario. A continuación, proceden a detectar los errores de tipo I y II, es decir, el rechazar la hipótesis nula (de no existencia de rentabilidades extraordinarias) cuando el rendimiento anormal es cero, y aceptar la hipótesis nula cuando sí se producen rentabilidades extraordinarias, respectivamente.

Brown y Warner (1980), utilizando rentabilidades mensuales, analizan, en primer lugar, los modelos de mercado, de la rentabilidad media ajustada y de la rentabilidad de mercado ajustada, comprobando que todos ellos tienen un comportamiento similar. A continuación, comparan estos modelos con otros que, al igual que el de mercado, consideran explícitamente el riesgo, en concreto el CAPM y las carteras de control, volviendo a obtener resultados análogos.

Posteriormente analizan el caso de que la fecha de evento fuese la misma para toda la muestra. Dado que en esta situación se puede producir correlación de corte transversal entre los

residuos, emplean diversos tests de significación estadística, algunos de los cuales consideran explícitamente este problema⁴. Con independencia del test de significación estadística aplicado, observan que el modelo de la rentabilidad media ajustada tiene un peor comportamiento que los demás.

Los trabajos que estudian el comportamiento de los distintos métodos de estimar la rentabilidad esperada o normal a partir de rentabilidades diarias (Brown y Warner, 1985; y Dyckman, Philbrick y Stephan, 1984) se encuentran con una serie de problemas añadidos sobre los que utilizan rentabilidades mensuales. En concreto: a) las rentabilidades extraordinarias se apartan más de la distribución normal, b) son más probables los problemas de asincronía, lo que provocará autocorrelación de los residuos, y c) la mencionada autocorrelación plantea problemas a la hora de estimar la varianza de los residuos, distorsionando los contrastes de significación estadística⁵.

Brown y Warner (1985) emplearon, para la estimación de la rentabilidad esperada o normal, los modelos de mercado, de la rentabilidad media ajustada y de la rentabilidad de mercado ajustada⁶. Sus conclusiones son similares a las que obtuvieron al utilizar rentabilidades mensuales, es decir, los resultados son análogos con independencia de la metodología empleada, excepto cuando la fecha de anuncio es la misma, situación en la que el modelo de la rentabilidad media ajustada tiene un peor comportamiento.

Por su parte, Dyckman, Philbrick y Stephan (1984) realizan un análisis similar al de Brown y Warner (1985), comparando el modelo de mercado con el de la rentabilidad media ajustada y con el de la rentabilidad de mercado ajustada⁷. Llegan a la conclusión de que el modelo de mercado tiene un mejor comportamiento, aunque las diferencias entre los mismos no son relevantes.

Klein y Rosenfeld (1987) examinan distintas formas de estimar las rentabilidades esperadas o normales cuando el mercado se caracteriza por encontrarse bien en una época alcista bien en una bajista. Los modelos estudiados fueron cuatro: el de las rentabilidades absolutas⁸, el de la rentabilidad media ajustada, el de la rentabilidad de mercado ajustada y el de mercado. Observan que los resultados de los cuatro modelos son similares cuando analizan exclusivamente la fecha de anuncio.

⁴ Los distintos tests de significación estadística que se pueden utilizar y sus características serán estudiados en el epígrafe 4.

⁵ Estos problemas serán analizados en el epígrafe 5.

⁶ También hicieron uso de las metodologías que consideran la contratación poco frecuente. Estos métodos serán analizados posteriormente.

⁷ A diferencia de los trabajos de Brown y Warner (1980; 1985) que utilizan periodos de estimación previos, Dyckman, Philbrick y Stephan (1984) utilizan un periodo de estimación que cubre fechas tanto previas como posteriores a la de anuncio.

⁸ Este método no ha sido explicado con anterioridad y consiste simplemente en el cálculo de la rentabilidad en cada día del periodo de referencia sin ningún tipo de ajuste. Lo normal es que el resultado obtenido se compare con las rentabilidades absolutas en el periodo de estimación a través de un test de diferencia de medias.

Sin embargo, cuando se procede a examinar un intervalo más amplio, dentro del periodo de evento, se detectan rentabilidades extraordinarias significativas positivas (negativas) durante periodos alcistas (bajistas) en aquellos modelos que no ajustan por la tendencia del mercado (modelo de las rentabilidades absolutas y de la rentabilidad media ajustada).

Del estudio de los anteriores trabajos se pueden destacar las siguientes conclusiones:

A) El modelo de mercado y el de la rentabilidad de mercado ajustada proporcionan resultados similares o, en ciertos casos, algo mejores el primero de ellos. Esto no debe sorprendernos ya que el segundo es un caso especial del modelo de mercado en el que α es 0 y β es 1. En los estudios en los que las empresas que conforman la muestra no sean seleccionadas en función de su riesgo, se espera que el coeficiente α promedio de la muestra sea 0 y β sea 1.

B) El modelo de rentabilidad media ajustada resulta peor cuando todas las acciones tienen la misma fecha de evento. En caso contrario, este modelo proporciona resultados análogos al de mercado.

C) En épocas alcistas o bajistas conviene emplear algún método que ajuste por la tendencia del mercado.

Como se puede comprobar, estos estudios se han centrado básicamente en los *modelos estadísticos*, que son, a su vez, los más utilizados. Como señala MacKinlay (1997): “el uso del CAPM estuvo muy extendido en la década de los setenta, sin embargo diversos trabajos han puesto en evidencia desviaciones con respecto a lo que predice el modelo”. En concreto, en el mercado de capitales español, Gallego, Gómez y Marhuenda (1992) comprueban que, tanto en el periodo comprendido entre enero de 1969 y diciembre de 1989 como en los cinco subperiodos que analizan, las rentabilidades obtenidas se han desviado de las previstas por el C.A.P.M. En cuanto al APT, el factor más importante es el índice de mercado y los demás factores suelen tener poco poder explicativo. Por tanto, se obtiene poca ventaja de utilizar el APT en lugar del modelo de mercado.

3.- Análisis de las rentabilidades extraordinarias como errores de predicción

Para el desarrollo de este epígrafe supondremos que las rentabilidades esperadas han sido calculadas a partir del modelo de mercado, estimando los parámetros del mismo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Este método de estimación parte de una serie de supuestos sobre la perturbación aleatoria:

- 1º) Que sigue una distribución normal.
- 2º) Que tiene una esperanza matemática nula, $E(\epsilon_{it})=0$.
- 3º) Que es homocedástica. Es decir, su varianza, s_i^2 , es constante e independiente de t y de

R_{mr} . En caso contrario encontraremos un problema de heteroscedasticidad. s_i^2 se calcularía así:

$$s_i^2 = \frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} \varepsilon_{it}^2}{L_1 - 2} \quad (10)$$

4º) Que no presenta dependencia en serie temporal. Es decir, el resultado que se produce en un momento debe ser independiente del que se obtiene en otro posterior. Dicho con otras palabras, la covarianza entre dos perturbaciones aleatorias en dos momentos del tiempo distintos debe ser nula, $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it+s})=0$ para cualquier t y s (siendo s distinto de 0).

En el caso de cumplirse los anteriores supuestos, los estimadores obtenidos serían eficientes, ya que son insesgados y de mínima varianza entre los estimadores lineales insesgados.

Si consideramos como hipótesis nula, H_0 , que el anuncio no tiene efecto sobre las rentabilidades obtenidas en el periodo de evento, entonces, los rendimientos anormales, al igual que los residuos del periodo de estimación, tendrán una esperanza matemática igual a cero:

$$E(AR_{it})=0 \quad (11)$$

El resultado de la expresión 10 puede representar una primera aproximación de la desviación típica de las rentabilidades anormales bajo la hipótesis nula, H_0 . No obstante, dado que el periodo de evento no forma parte del de estimación, sería más correcto efectuar un pequeño ajuste que permitiera considerar, en el cálculo de la desviación típica, los cambios producidos en la rentabilidad del mercado en el periodo de evento con respecto a los valores empleados en la regresión original. Por tanto, la desviación típica de la rentabilidad extraordinaria de cada día del periodo de evento se calcularía así:

$$S_{it} = s_i \sqrt{1 + \frac{1}{L_1} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}} = s_i C_{it} \quad (12)$$

donde \bar{R}_m es la rentabilidad media del mercado en el periodo de estimación.

Como se puede observar, el cálculo de la expresión 12 requiere información no sólo del periodo de estimación, sino también del de evento. Además, S_{it} tomará distintos valores para cada día de este último periodo.

De este modo, bajo la hipótesis nula, H_0 , las rentabilidades extraordinarias tienen la siguiente distribución:

$$AR_{it} \sim N(0, S_{it}^2) \quad (13)$$

Se puede advertir en la expresión 12 que, según aumente el periodo de estimación, el resultado de la raíz tiende a uno. Por tanto, este ajuste no modificará el valor de la desviación típica cuando se tome un periodo de estimación grande, razón por la que la mayoría de los trabajos asimilan la varianza de los rendimientos anormales del periodo de evento con la de los residuos del periodo de estimación. Por este motivo, y salvo que se especifique lo contrario, consideraremos equivalentes la varianza de los residuos, s_i^2 , y la de las rentabilidades extraordinarias, S_{it}^2 . Así, la distribución de los rendimientos anormales, bajo la hipótesis nula de que el anuncio no produce ningún efecto sobre los mismos, considerando un periodo de estimación suficientemente amplio, sería:

$$AR_{it} \sim N(0, s_i^2) \quad (14)$$

Además del cumplimiento de las anteriores hipótesis, en un estudio de sucesos, en su versión más simple, se asume que las rentabilidades anormales obtenidas en los distintos anuncios que componen la muestra son independientes y están idénticamente distribuidas. Es decir, sus esperanzas y varianzas son iguales y las covarianzas entre ellas nulas. De esta manera, tendríamos una matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos extraordinarios en la que los términos de la diagonal principal son iguales, y los de fuera de la misma cero. Por tanto, si consideramos conjuntamente todas las hipótesis hasta ahora planteadas tendríamos que:

$$E(AR_i) = E(AR_j) = 0 \quad \text{para cualquier } i \text{ y } j \quad (15)$$

$$s_i^2 = s_j^2 \quad \text{para cualquier } i \text{ y } j \quad (16)$$

$$\text{cov}(AR_{it}, AR_{jt}) = 0 \quad \text{para cualquier } i \neq j \quad (17)$$

No obstante, la mayoría de estas hipótesis no se cumplen, razón por la que la metodología se debe adaptar, en cada caso, a las características concretas de los datos. El análisis que se realiza en este epígrafe es de carácter general y, por tanto, sirve como punto de partida para otros posteriores en los que se tiene en cuenta el incumplimiento de los supuestos de partida.

Una vez estimadas las rentabilidades extraordinarias de cada activo financiero en cada momento, AR_{it} , se procede a su agregación. Esta agrupación se debe realizar tanto a nivel temporal como transversal de los distintos anuncios, siendo indiferente el orden concreto seguido.

Así, en primer lugar, se puede llevar a cabo la agregación temporal. Es decir, para cada anuncio, considerado aisladamente, se acumulan las rentabilidades anormales obtenidas en un determinado subperiodo dentro del periodo de evento. Si K y L son dos días cualesquiera del periodo de evento, siempre con referencia al momento de anuncio, $CAR_{i(K,L)}$ (*Cumulative Abnormal Return*) será la rentabilidad extraordinaria acumulada del activo financiero i en dicho intervalo:

$$CAR_{i(K,L)} = \sum_{t=K}^L AR_t \quad (18)$$

Bajo la hipótesis nula, H_0 , de que el anuncio no tiene efecto sobre rentabilidades obtenidas en el periodo de evento, los rendimientos anormales acumulados tendrán una esperanza matemática igual a cero:

$$E(CAR_{i(K,L)}) = 0 \quad (19)$$

mientras que su varianza será (suponiendo un periodo de estimación suficientemente amplio):

$$s_{i(K,L)}^2 = (L - K + 1) s_i^2 \quad (20)$$

Por tanto, la distribución de las rentabilidades extraordinarias acumuladas bajo la hipótesis nula, H_0 , será:

$$CAR_{i(K,L)} \sim N(0, s_{i(K,L)}^2) \quad (21)$$

A continuación, se procede a agregar los resultados transversalmente, es decir que para un mismo intervalo de tiempo, que comprende el periodo entre los días K y L , se agrupan los resultados de los distintos anuncios que componen la muestra, $CAR_{i(K,L)}$, obteniendo de este modo las rentabilidades extraordinarias promedio acumuladas para ese periodo, $ACAR_{(K,L)}$ (*Average Cumulative Abnormal Return*):

$$ACAR_{(K,L)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{i(K,L)} \quad (22)$$

donde N es el número de anuncios que componen la muestra.

Si el anuncio no tiene efecto sobre rentabilidades obtenidas en el periodo de evento, las rentabilidades anormales promedio acumuladas tendrán una esperanza igual a cero:

$$E(ACAR_{(K,L)})=0 \quad (23)$$

mientras que su varianza será:

$$s^2(ACAR_{(K,L)}) = \frac{\sum_{i=1}^N s_{i(K,L)}^2}{N^2} = \frac{(L-K+1) \sum_{i=1}^N s_i^2}{N^2} \quad (24)$$

Por tanto, las rentabilidades extraordinarias promedio acumuladas, $ACAR_{(K,L)}$, seguirían una distribución:

$$ACAR(K,L) \sim N(0, s^2(ACAR_{(K,L)})) \quad (25)$$

Como se ha resaltado con anterioridad, el orden de la agregación puede alterarse y los resultados seguirán siendo los mismos. De este modo, si en lugar de empezar agrupando a nivel temporal lo hacemos a nivel transversal, obtendremos para cada día t , del periodo de evento, la rentabilidad extraordinaria promedio de los distintos anuncios en ese día, AAR_t (*Average Abnormal Return*):

$$AAR_t = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{it}}{N} \quad (26)$$

Bajo la hipótesis nula, H_0 , de que el anuncio no tiene efecto sobre las rentabilidades obtenidas, la esperanza de la rentabilidad anormal promedio de cada día del periodo de evento será igual a cero:

$$E(AAR_t)=0 \quad (27)$$

y su varianza:

$$s^2(AAR_t) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N s_i^2 \quad (28)$$

por lo que su distribución será:

$$AAR_t \sim N(0, s^2(AAR_t)) \quad (29)$$

A continuación, se pueden agregar temporalmente los rendimientos anormales promedio, AAR_t , obteniendo de este modo las rentabilidades extraordinarias promedio acumulados para un determinado periodo de tiempo, $ACAR_{(K,L)}$:

$$ACAR_{(K,L)} = \sum_{t=K}^L AAR_t \quad (30)$$

Éstas tendrán los mismos valores para la esperanza y la varianza que cuando se agrupaba temporalmente en primer lugar, por lo que también tendrán la misma distribución (expresiones 23, 24 y 25, respectivamente).

3.1.- Problemas asociados al desarrollo de un *Event Study*

De cumplirse todas las hipótesis planteadas a lo largo de este epígrafe, las rentabilidades extraordinarias de cada anuncio tendrían la distribución de la expresión 14, y si se consideran todos los anuncios del estudio de sucesos conjuntamente se obtendría una distribución conjunta normal multivariante:

$$AR_t \sim N(0, \omega_t) \quad (31)$$

donde AR_t es un vector ($N \times 1$) de rentabilidades anormales en el periodo t , y ω_t es la matriz ($N \times N$) de varianzas-covarianzas que, bajo las hipótesis de partida, tiene términos no nulos e iguales en la diagonal principal y nulos fuera de la misma.

En el caso de querer reflejar el sesgo producido por la no coincidencia de los periodos de estimación y evento, la distribución de las rentabilidades extraordinarias quedaría descrita por la

expresión 13, mientras que todos los anuncios del estudio de sucesos tendrían una distribución conjunta normal multivariante:

$$AR_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad (32)$$

donde:

$$\Sigma_t = C_t \omega_t C_t \quad (33)$$

siendo C_t una matriz diagonal de tamaño $N \times N$, donde cada elemento de la diagonal es C_{it} .

No obstante, las hipótesis planteadas hasta ahora no suelen cumplirse, por lo que, una vez expuesto el modelo básico de un *Event Study*, se debe estudiar los principales problemas que nos podemos encontrar a la hora de llevarlo a cabo. A continuación, se resaltan estas dificultades, aunque su estudio se realiza en posteriores epígrafes.

1º) Es frecuente que exista autocorrelación entre los residuos. Este problema provoca sesgos en la estimación de los valores de los parámetros del modelo de mercado, afectando al cálculo del error estándar de la regresión y a la estimación de las rentabilidades extraordinarias. En consecuencia, también influye en el contraste de la significación estadística.

El origen de la autocorrelación es doble. En primer lugar, puede deberse a que los activos no tienen la misma frecuencia de contratación (contratación asíncrona). La segunda razón es que, aunque las rentabilidades extraordinarias reales en distintos momentos de una empresa sean independientes entre sí, las estimadas no lo son. Esto se debe a que los rendimientos anormales de cada empresa, AR_{it} , están basados en las mismas estimaciones de los parámetros del modelo de mercado. Si este problema no es tomado en consideración, se estará infravalorando la desviación típica tanto de las rentabilidades anormales acumuladas, CAR , como de las acumuladas promedio, $ACAR$, y, con ello, sobrevalorando la significación estadística de las rentabilidades extraordinarias obtenidas.

2º) Se puede presentar un problema de heteroscedasticidad. No obstante, este inconveniente es más frecuente en los análisis de corte transversal, que en los de serie temporal.

En un intento de solventar este problema, diversos trabajos han empleado modelos autorregresivos condicionales, cuyo principal objetivo es el modelar la varianza las rentabilidades. Estos modelos distinguen entre varianza no condicional, que es constante y estacionaria, y varianza condicional, que variará con la información disponible. A modo de ejemplo, De Jong, Kemna y Kloek (1992) y Corhay y Tourani Rad (1996) han empleado GARCH en el mercado holandés, mientras que Nicolau (2001), en el mercado español, ha empleado diferentes alternativas, en concreto, ARCH, GARCH, EGARCH y TGARCH.

Por su parte, el método generalizado de momentos (MGM) es consistente a la autocorrelación y a la heteroscedasticidad (MacKinlay, 1997). No obstante, en caso de utilizar MGM, en lugar de MCO, para la estimación de la rentabilidad esperada o normal, se obtienen los mismos valores de los parámetros del modelo de mercado, iguales R^2 , R^2 Ajustada, test de Durbin-Watson y error estándar de la regresión, si la variable instrumento utilizada es la misma que la variable independiente. Por contra, diferirá el error estándar asociado a los parámetros y, con ello, el valor que tome el estadístico t. De este modo, las rentabilidades extraordinarias y los contrastes de significación estadística darán los mismos resultados con ambos procedimientos.

3º) Es habitual que las rentabilidades no sigan una distribución normal. Aunque, como se indicó con anterioridad, MacKinlay (1997) señala que el incumplimiento de estos supuestos no suele plantear problemas a la hora de la realización de estudios empíricos, numerosos trabajos toman en consideración este problema. Los estudios que intentan solventar este problema lo suelen hacer a través del uso de tests estadísticos no paramétricos, que serán examinados en el epígrafe cuarto. No obstante, cabe la posibilidad de emplear procedimientos de estimación no paramétricos, que no requieren de ningún tipo de distribución de los rendimientos.

En el caso de emplear procedimientos de estimación no paramétricos junto con tests de significación estadística no paramétricos, nos encontraríamos ante un event study globalmente no paramétrico (Dombrow, Rodriguez y Sirmans, 2000).

4º) Es posible que los valores de los parámetros del modelo de mercado cambien a lo largo del periodo de estudio.

5º) En numerosas ocasiones resulta difícil establecer con certeza la fecha de anuncio.

Además de estos problemas, y dado que en un *Event Study* se agrupan los resultados obtenidos en diversos anuncios, nos encontramos con otros inconvenientes, entre los que se pueden citar los siguientes:

6º) En un estudio de sucesos, más que la rentabilidad extraordinaria de cada anuncio, interesa la promedia de la muestra, que, asumiendo el Teorema Central del Límite, tenderá a una normal conforme aumente el número de anuncios que componen la muestra (Brown y Warner, 1985). En el caso de que el rendimiento extraordinario promedio no siguiera una normal, debería llevarse a cabo algún tipo de contraste no paramétrico.

7º) Heteroscedasticidad de corte transversal. Lo habitual es que las varianzas de las rentabilidades extraordinarias de los distintos títulos no coincidan.

8º) Puede existir correlación de corte transversal entre las rentabilidades anormales de los distintos anuncios. Este problema se suele plantear cuando la fecha de anuncio de toda la muestra coincide y se ve agravado si las distintas empresas pertenecen al mismo sector. En caso de que la fecha de evento no sea la misma para toda la muestra, se suele asumir que este inconveniente no existe.

9º) Es frecuente que se produzca un incremento de la varianza de las rentabilidades extraordinarias en el periodo de evento con respecto a los residuos del periodo de estimación.

Los problemas comprendidos entre el 6 y el 9 están directamente relacionados con la metodología de los estudios de sucesos y son analizados al estudiar los contrastes de significación estadística en el epígrafe 4. Los problemas 1 al 5 se pueden considerar más como de las características de los datos de que se dispone que de la metodología propiamente dicha y, algunos de ellos, serán examinados en el apartado 5.

4.- Tests de significación estadística

En el epígrafe 3 se ha realizado el análisis de las rentabilidades extraordinarias bajo una serie de hipótesis, como era que éstas seguían una distribución normal y que eran independientes y se encontraban idénticamente distribuidas. No obstante, estas hipótesis están muy lejos de cumplirse en la realidad, por lo que, en este apartado, se examina como debe llevarse a cabo el contraste de significación estadística cuando se incumplen algunos de dichos supuestos.

Los tests de significación estadística se van a dividir en dos grupos en función de que las rentabilidades anormales promedio sigan una distribución normal o no lo hagan. Para que las rentabilidades extraordinarias promedio sigan una distribución normal no es necesario que las de cada título que componen la muestra lo hagan, sino que bastaría con que fueran independientes e idénticamente distribuidas, ya que, como consecuencia del Teorema Central del Límite, si se cumplen estas condiciones, la rentabilidad extraordinaria promedio tenderá a una normal según aumente el tamaño de la muestra.

Si los rendimientos anormales promedio siguen una distribución normal, el test de significación estadística que se debe emplear es el de la *t* de student con *N*-1 grados de libertad, siendo *N* el número de títulos que componen la muestra. En caso contrario se pueden utilizar contrastes no paramétricos.

4.1.- Test de significación estadística cuando la rentabilidad extraordinaria promedio sigue una distribución normal

Como acabamos de señalar, en el caso de que los rendimientos extraordinarios promedio sigan una distribución normal, se debe aplicar el test de la *t* de student. Sin embargo, este contraste se puede llevar a cabo de diversas formas.

En su vertiente más sencilla, se supone que la varianza estimada de las rentabilidades extraordinarias de cada título es idéntica y que la covarianza entre las mismas es nula, con lo que tendríamos una matriz de varianzas-covarianzas de las rentabilidades anormales en la que todos los términos de la diagonal principal son iguales y los de fuera de la diagonal cero. Esto difícilmente se cumple. Cuando las fechas de anuncio son distintas, las técnicas empleadas se centran en estimar las varianzas de los rendimientos extraordinarios, ya que la independencia de corte transversal es una hipótesis universalmente asumida en la literatura (Hachette, 1994, págs. 83-84; y Thompson, 1995, pág. 981). Por tanto, en estos casos, los tests diagonales se encuentran bien especificados.

Cuando la fecha de anuncio es la misma, puede haber correlación transversal entre las rentabilidades extraordinarias. Sin embargo, éste es un inconveniente menor a no ser que las empresas que compongan la muestra pertenezcan a un mismo sector (Chandra, Moriarity y Willinger, 1990, págs. 405-408). De encontrarnos con este problema, es necesaria la aplicación de tests no diagonales.

Otro hecho que debe ser tomado en consideración, es la posibilidad de que se produzca un incremento en la varianza de las rentabilidades extraordinarias del periodo de evento con respecto a la de los residuos del periodo de estimación.

A continuación, se procede a analizar los distintos tests de significación estadística que se pueden emplear cuando el rendimiento anormal promedio sigue una distribución normal. En el cuadro 1 se reflejan los problemas que cada uno de estos métodos considera.

Un ajuste que suele ser necesario en casi todos los estudios de sucesos es el de la heteroscedasticidad de corte transversal de las rentabilidades extraordinarias. En este caso se puede aplicar la metodología de la *serie temporal de acciones* que, además, la evidencia empírica muestra que es un test adecuado en la mayoría de las circunstancias (Armitage, 1995, pág. 36).

Cuadro 1: Tests de significación estadística cuando la rentabilidad extraordinaria sigue una distribución normal.

Método/Problema	Heteroscedasticidad transversal	Correlación transversal	Cambios en la varianza
Método de la serie temporal de acciones	X		
Método de Patell (1976)	X		
Método de la serie temporal de carteras		X	
Método de Jaffe (1974)	X	X	
Método de corte transversal o sección cruzada			X
Método de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991)	X		X
Mínimos cuadrados generalizados (Collins y Dent, 1984)	X	X	X

Este método procede, en primer lugar, a igualar las distribuciones de las rentabilidades extraordinarias de los distintos anuncios. Para ello, calcula el error de predicción estandarizado, SE_{it} , en cada día y para cada título, dividiendo la rentabilidad anormal diaria entre el error estándar de la regresión en el periodo de estimación, s_i .

$$SE_{it} = \frac{AR_{it}}{s_i} \quad (34)$$

Bajo la hipótesis nula, H_0 , los errores estandarizados obtenidos se encuentran idénticamente distribuidos, ya que cada uno tiene una media de cero y una desviación típica de uno.

El paso siguiente es dejar de considerar cada anuncio aisladamente. Para ello, se calcula el error estandarizado promedio en cada momento t , ASE_t :

$$ASE_t = \frac{\sum_{i=1}^N SE_{it}}{N} \quad (35)$$

Teniendo en cuenta el Teorema Central del Límite, cada ASE_t tendrá una desviación típica de $s(SE)/\sqrt{N}$, donde $s(SE)$ es la desviación típica de los errores estandarizados y toma el valor 1. De esta forma, el test de significación estadística quedaría así:

$$\frac{ASE_t - 0}{s(SE)/\sqrt{N}} = \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N SE_{it}}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N SE_{it}}{\sqrt{N}} \quad (36)$$

Para el cálculo de la significación estadística de periodos superiores a un día, y con independencia del tipo de contraste empleado, bastaría con sumar los valores del test obtenido para cada uno de los días y dividir entre \sqrt{n} , donde n es el número de días que se agrega.

Otro test que puede emplearse en estas circunstancias es el de *Patell (1976)* o método del ajuste por errores de predicción. Este método es similar al de la serie temporal de acciones. La única diferencia es que para estandarizar emplea S_{it} en lugar de s_i , con el fin de considerar de una manera explícita que las rentabilidades extraordinarias obtenidas se producen en un momento distinto del periodo de estimación y, por tanto, llevar a cabo el ajuste resaltado en el epígrafe anterior. Así, se

procede, en primer lugar, a calcular el error de predicción estandarizado, SPE_{it} , en cada día y para cada anuncio:

$$SPE_{it} = \frac{AR_{it}}{S_{it}} \quad (37)$$

Bajo la hipótesis nula, H_0 , de que el anuncio no tiene ningún efecto sobre las rentabilidades, los errores de predicción estandarizados tendrán una media de cero y una desviación típica de uno.

A continuación, se calcula el error de predicción estandarizado promedio en cada momento, $ASPE_t$:

$$ASPE_t = \frac{\sum_{i=1}^N SPE_{it}}{N} \quad (38)$$

Asumiendo el Teorema Central del Límite, cada $ASPE_t$ tendrá una desviación típica igual a $s(SPE)/\sqrt{N}$, donde $s(SPE)$ es la desviación típica de los errores de predicción estandarizados y toma el valor 1. De este modo, el test de significación estadística sería:

$$\frac{ASPE_t - 0}{s(SPE)/\sqrt{N}} = \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N SPE_{it}}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N SPE_{it}}{\sqrt{N}} \quad (39)$$

Se puede observar que el método de la serie temporal de acciones es una simplificación de éste en el que lo que se encuentra dentro de la raíz cuadrada de la expresión 12 es uno. De este modo, según aumenta el periodo de estimación, los resultados de ambos tests tienden a acercarse, por lo que los términos que se añaden a s_t no producirán efectos significativos en los resultados.

En el caso de que exista correlación transversal de las rentabilidades extraordinarias, la aplicación de un test que asumiera la independencia transversal de las mismas estaría infravalorando su desviación típica y, por tanto, sobrevalorando su significación estadística. Para intentar solucionar este problema, hay dos posibles líneas de trabajo. La primera se basa en la formación de carteras para una misma fecha y la segunda consiste en un análisis multivariante a partir de un sistema de ecuaciones. Esta segunda vía suele emplearse cuando existe un solapamiento total, es decir, cuando la fecha de evento es la misma para todos los anuncios que componen la muestra. En este subepígrafe nos centraremos en la primera de las líneas y en un apartado posterior estudiaremos la segunda.

El método de la *serie temporal de carteras* se caracteriza por ajustar por la correlación transversal de las rentabilidades anormales, siendo éste el único ajuste que lleva a cabo. Para su cálculo, se procede a estimar, en cada momento t , los rendimientos anormales promedio (si t corresponde al periodo de evento), AAR_t , y los residuos promedio (si t se encuentra en el periodo de estimación), $\bar{\varepsilon}_t$. A continuación se calcula la desviación típica de la serie de residuos promedio

del periodo de estimación, $s(\bar{\varepsilon})$:

$$s(\bar{\varepsilon}) = \sqrt{\frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (\bar{\varepsilon}_t - \mu)^2}{(L_1 - 1)}} \quad (40)$$

donde, μ es la media de los residuos de la cartera durante el periodo de estimación, L_1 :

$$\mu = \frac{\sum_{t=T_0}^{T_1} \bar{\varepsilon}_t}{L_1} \quad (41)$$

Como los rendimientos extraordinarios promedio, AAR_t , son tratados como una observación, más que como una media de la muestra, bastará con dividirlos entre la desviación típica de la serie de los residuos promedio, $s(\bar{\varepsilon})$, para obtener el estadístico:

$$\frac{AAR_t}{s(\bar{\varepsilon})} \quad (42)$$

El *método de Jaffe (1974)* toma en consideración, no sólo la posibilidad de que exista correlación transversal entre las rentabilidades extraordinarias, sino, también, de que pueda haber heteroscedasticidad transversal entre las mismas. Para su aplicación se deben seguir los siguientes pasos:

1º) Formación de carteras. Sean K y L dos números enteros. Se forma una cartera correspondiente al día t , incluyendo en ella las acciones de todas las empresas con sucesos entre los días $t-K$ y $t+L$. Por tanto, habrá una sola cartera correspondiente al día t , a la que denominaremos cartera t . Por ejemplo, si $K=10$, $L=5$, y t es el 15 de marzo de 1996, la cartera correspondiente a ese

día estará compuesta por todos los títulos que hayan tenido su evento entre los diez días hábiles anteriores y los cinco posteriores a esa fecha. Si no existiera ningún evento entre esas dos fechas, la cartera correspondiente a ese día no contendría ningún título.

Así, si el estudio de sucesos se extendiera entre enero de 1996 y diciembre de 1998, que suponemos que incluye 720 días de cotización, tendríamos, siempre y cuando existieran anuncios suficientes, 720 carteras, una para cada día de negociación. Cada título formaría parte de 16 carteras, que serán todas aquéllas que se formaran entre los diez días anteriores a su fecha de anuncio y los cinco posteriores.

2º) Error de predicción de la cartera. Consiste en calcular la rentabilidad extraordinaria promedio, AAR_p , en cada día comercial, t , o, lo que es lo mismo, para cada cartera, p .

$$AAR_p = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{it}}{N} \quad (43)$$

N , al igual que con anterioridad, es el número de anuncios que forman parte de la cartera de ese día. Hay que tener en cuenta que el número de títulos que componen cada cartera será distinto.

3º) Estandarización de los errores de predicción de las carteras. Con el fin de que las rentabilidades anormales de las carteras se encuentren idénticamente distribuidas, se procede a dividir las entre su desviación típica, $s(AAR_p)$, calculándose esta última así:

$$s(AAR_p) = \sqrt{\frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (AAR_p - \mu)^2}{(L_1 - 1)}} \quad (44)$$

donde, al igual que con anterioridad, μ es la media de los residuos de la cartera durante el periodo de estimación, L_1 . Cabe destacar que, en este caso, la desviación típica empleada para estandarizar cada cartera, $s(AAR_p)$, tomará valores diferentes.

De este modo, el error estandarizado de la cartera, SE_p , viene descrito por la expresión:

$$SE_p = \frac{AAR_p}{s(AAR_p)} \quad (45)$$

4º) Cálculo del error de predicción estandarizado promedio. A partir de los errores estandarizados de las distintas carteras se procede al cálculo de su valor promedio:

$$ASE = \frac{\sum_{t=1}^{t=f} SE_p}{p} \quad (46)$$

donde $t=1$ y $t=f$ marcan, respectivamente, el principio y el final del horizonte temporal analizado y p es el número de días del calendario en que se formaron las carteras (en nuestro ejemplo serían 720 si hubiera suficientes anuncios).

5º) Contraste de significación estadística. Siguiendo un procedimiento similar al desarrollado en el método de la serie temporal de acciones y teniendo en cuenta que la desviación típica de los errores estandarizados de las carteras, $s(SE)$, toma el valor 1, el contraste de significación estadística se calcularía a partir de la siguiente expresión:

$$\frac{ASE-0}{s(SE)/\sqrt{p}} = \sqrt{p} \frac{\sum_{t=1}^{t=f} SE_p}{p} = \frac{\sum_{t=1}^{t=f} SE_p}{\sqrt{p}} \quad (47)$$

La hipótesis nula, H_0 , que se está analizando, es que el anuncio no tiene ninguna repercusión sobre el comportamiento de las rentabilidades. Por ello, cualquier efecto tanto sobre la media como sobre la varianza de las rentabilidades extraordinarias supondría una violación de la hipótesis nula. Es normal que, como consecuencia de un determinado anuncio, se incremente la varianza de los rendimientos anormales del periodo de evento con respecto a la de los residuos del periodo de estimación, por lo que, si nos interesa analizar exclusivamente el efecto del anuncio sobre la media, deberemos eliminar el que se produce sobre la varianza.

El método de *corte transversal* o *sección cruzada* no ajusta ni por heteroscedasticidad ni por correlación transversal de las rentabilidades extraordinarias. Sin embargo, sí que tiene en cuenta la posibilidad de que se produzca un cambio en la varianza de las mismas en el periodo de evento con respecto de la de los residuos del periodo de estimación.

Para su cálculo se ignoran las observaciones en momentos distintos de t , por lo que los rendimientos anormales de cada acción en el momento t , AR_{it} , son tratados como una muestra, de la cual AAR_t es su media y $s(AAR_t)$ su desviación típica transversal, de modo que:

$$s(AAR_t) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (AR_{it} - AAR_t)^2}{N-1}} \quad (48)$$

y el test estadístico es:

$$\frac{AAR_t}{s(AAR_t)/\sqrt{N}} \quad (49)$$

El método de corte transversal, pese a solventar el problema de los posibles cambios en la varianza de las rentabilidades extraordinarias, deja sin resolver los demás inconvenientes previamente resaltados. Sin embargo, el *método del ajuste transversal de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991)* combina el de la serie temporal de acciones o la modalidad ajustada por errores de predicción de Patell (1976) con el de corte transversal o sección cruzada, resultando un método sencillo que ajusta tanto por heteroscedasticidad de corte transversal como por los cambios en la varianza de las rentabilidades anormales del periodo de evento con respecto a la de los residuos del periodo de estimación.

Para su cálculo, y suponiendo que se parte del método de Patell (1976)⁹, se divide cada $ASPE_t$ por la desviación típica transversal de los errores de predicción estandarizados, $s(SPE_t)/\sqrt{N}$, donde $s(SPE_t)$ es la desviación típica de SPE en el momento t . Si en el periodo de evento se incrementa la varianza, $s(SPE_t)$ será mayor que uno en esas fechas y a la inversa. De esta forma el test quedaría así:

$$\frac{ASPE_t - 0}{s(SPE_t)/\sqrt{N}} = \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N SPE_{it}}{s(SPE_t)N} = \frac{\sum_{i=1}^N SPE_{it}}{s(SPE_t)\sqrt{N}} \quad (50)$$

En el caso de que se presenten los tres problemas previamente resaltados, es decir, heteroscedasticidad y correlación transversales y cambios en la varianza, se puede emplear el método de los *mínimos cuadrados generalizados*.

⁹ Con el de serie temporal de acciones se haría igual.

Para comprobar el cumplimiento de la hipótesis nula, H_0 , de que el anuncio no tiene ningún efecto sobre las rentabilidades, se plantea el siguiente modelo de sección cruzada en forma matricial:

$$AR_t = AAR_t 1 + \Pi_t \quad (51)$$

donde AR_t es un vector $N \times 1$ de los errores de predicción en el momento t ; AAR_t ya fue definido con anterioridad como la rentabilidad extraordinaria promedio del momento t , y que debe ser estimada; 1 es un vector $N \times 1$ de unos; y Π_t es un vector $N \times 1$ de perturbaciones inobservables que siguen una distribución normal multivariante $N(0, \Sigma_t)$, donde Σ_t es la matriz de varianzas-covarianzas.

La estimación de la matriz de varianzas-covarianzas, Σ_t , se obtendría a través de la expresión 33, aunque en este caso concreto estamos suponiendo que existe heteroscedasticidad y correlación transversales. Para llevar a cabo dicha estimación, se calculan por MCO los residuos del periodo de estimación para cada anuncio y día de la muestra. Con estos datos se estima la matriz de varianzas-covarianzas, ω_t . Igualmente se obtienen los elementos C_{it} de la matriz C_t .

Por mínimos cuadrado generalizados, MCG, se obtiene un estimador consistente y asintóticamente eficiente de AAR_t .

$$AAR_{t(MCG)} = \frac{1' \Sigma_t^{-1} AR_t}{1' \Sigma_t^{-1} 1} \quad (52)$$

Con lo que el estadístico a aplicar es una t con $N-1$ grados de libertad que quedaría así:

$$\frac{1' \Sigma_t^{-1} AR_t}{(1' \Sigma_t^{-1} 1)^{1/2}} \quad (53)$$

Se puede observar que cada error de predicción se pondera por la suma de la inversa de su varianza más $N-1$ covarianzas y se divide la suma de esos errores de predicción ponderados por la suma de sus ponderaciones. Así, cuanto más grande es la varianza de los errores de predicción de una acción y sus covarianzas con las demás, menor es la ponderación que tiene su error de predicción.

Collins y Dent (1984) introducen un factor, f_t^2 , que es un escalar, cuyo valor se desconoce, que permite tomar en consideración la posibilidad de un incremento de la varianza de las rentabilidades extraordinarias en el periodo de evento con respecto a los residuos del periodo de estimación. Al introducir este factor, la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas quedaría:

$$\Sigma_t = C_t \omega_t C_t' f_t^2 \quad (54)$$

Un estimador insesgado de f_i^2 se obtiene como:

$$f_i^2 = \frac{1}{N-1} (AR_i - AAR_i, 1)' \Sigma_i^{-1} (AR_i - AAR_i, 1) \quad (55)$$

y teniendo en cuenta que la varianza de AAR_i es:

$$f_i^2 (1' \Sigma_i^{-1} 1)^{-1} \quad (56)$$

el test estadístico quedaría:

$$\frac{AR_i (1' \Sigma_i^{-1} 1)^{1/2}}{f_i} \quad (57)$$

Sería deseable examinar un modelo que permitiera diferentes cambios en la varianza para los distintos activos financieros. Sin embargo, esto implicaría estimar demasiados parámetros. En su lugar, Collins y Dent (1984) han empleado un único f_i^2 que ajusta todas las varianzas y covarianzas a una tasa constante. Logicamente, si $f_i^2=1$, no se estará produciendo ningún cambio en la varianza.

4.2.- Tests de significación estadística cuando la rentabilidad extraordinaria promedio no sigue una distribución normal

Los tests estadísticos analizados hasta este momento son de naturaleza paramétrica, ya que parten de una serie de supuestos sobre la distribución de las rentabilidades extraordinarias. Por contra, los llamados tests no paramétricos se encuentran exentos de hipótesis sobre la distribución de los rendimientos. Estos últimos son especialmente interesantes cuando el tamaño de la muestra es reducido y, por tanto, hay una alta probabilidad de que la rentabilidad anormal promedio no siga una distribución normal. Igualmente, tienen la ventaja de que se ven poco afectados por el hecho de que unos pocos anuncios sean los causantes de los rendimientos anormales promedio. Los test no paramétricos, que se describen a continuación, no suelen emplearse aisladamente, sino como complemento de los paramétricos (MacKinlay, 1997).

El *test de los signos* se basa en el signo que tomen la rentabilidades extraordinarias. Parte de los supuestos de que los rendimientos tienen una distribución simétrica alrededor de su media y que son independientes transversalmente. De este modo, bajo la hipótesis nula, H_0 , de que el anuncio no

tiene efecto sobre las rentabilidades, la proporción de resultados positivos y negativos será igual y, por tanto, su valor será 0,5. El test estadístico, para cada día, se calcula así:

$$\left[\frac{N^+}{N} - 0,5\right] \frac{\sqrt{N}}{0,5} \sim N(0,1) \quad (58)$$

donde N^+ es el número de rentabilidades anormales positivas y N el tamaño muestral.

El *test de los signos generalizado* es una variante del test de los signos que compara la proporción de rentabilidades extraordinarias positivas que se producen en la fecha que se pretende analizar con la que hay en otro periodo que no se encuentre afectado por el evento. Para ello, se estima, en primer lugar, la proporción de rentabilidades anormales que se producen en un periodo no influido por el acontecimiento, \hat{p} ¹⁰:

$$\hat{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{L_i} \sum_{t=T_0+1}^{T_1} N^+ \quad (59)$$

A continuación, para una determinada fecha, el test estadístico se calcularía así:

$$\frac{N^+ - N\hat{p}}{\sqrt{N\hat{p}(1-\hat{p})}} \sim N(0,1) \quad (60)$$

Corrado y Zivney (1992) presentan otra versión del test de los signos en la que el signo que se asigna a un determinado activo en una fecha es el que resulta de restarle a la rentabilidad extraordinaria su mediana (en lugar de la media, cuyo valor era cero, que era lo que se restaba en el test de los signos). El test estadístico, para cada día, se calcula así:

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \frac{\sum_{i=1}^N (N^+ - N^-)}{S(N)} \sim N(0,1) \quad (61)$$

¹⁰ Como *proxy* se podría considerar el porcentaje de residuos positivos del modelo de mercado que se obtienen en el periodo de estimación.

donde, N^- es el número de signos negativos observados en una determinada fecha y, al igual que con anterioridad, N^+ y N son el número de signos positivos y el tamaño muestral, respectivamente. $S(N)$ es la desviación típica que se obtiene a través del número de signos positivos y negativos de todos los anuncios, tomando en consideración tanto el periodo de estimación como el de evento. La estimación de $S(N)$ se lleva a cabo así:

$$S(N) = \sqrt{\frac{1}{(L_1 + L_2) T_0 + 1} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} \left[\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (N^+ - N^-) \right]^2} \quad (62)$$

Se puede observar, que el test de signos elaborado por Corrado y Zivney (1992) transforma las rentabilidades anormales en signos, de manera que la probabilidad de tener un signo positivo es la misma que la de que sea negativo con independencia de que la distribución original fuera asimétrica.

El test de los rangos de Corrado (1989) tampoco requiere que los rendimientos de los títulos se distribuyan simétricamente respecto de su media. Para su cálculo se procede, en primer lugar, a establecer el rango de las rentabilidades extraordinarias para cada día y título, considerando para ello tanto el periodo de estimación como el de evento.

Si llamamos K_{it} al rango de la rentabilidad anormal del título i en el momento t , el test se calcula así:

$$\frac{AD_t}{s(AD)} \sim N(0,1) \quad (63)$$

donde:

$$AD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{it} - \frac{(L_1 + L_2 + 1)}{2} \right] \quad (64)$$

y:

$$s(AD) = \sqrt{\frac{1}{L_1 + L_2} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} AD_t^2} \quad (65)$$

4.3.- Comparación de metodologías

Diferentes estudios han realizado simulaciones con el fin de analizar el comportamiento de los distintos tests bajo determinadas circunstancias¹¹. Así, Corrado (1989) compara el test elaborado por él, test de los rangos o de Corrado (1989), con dos de carácter paramétrico, en concreto, el de la serie temporal de carteras y el de la serie temporal de acciones. Dado que un incremento del tamaño muestral juega a favor de los tests paramétricos, examina muestras de distintas dimensiones, en concreto de 10, 30 y 50 anuncios. Llega a la conclusión de que el test de Corrado (1989) se encuentra mejor especificado en ausencia de rentabilidades extraordinarias y es resistente a los incrementos en la varianza de los rendimientos anormales del periodo de evento con respecto a los residuos del periodo de estimación. Además, en presencia de rentabilidades extraordinarias, es más potente que los otros dos tests.

Corrado y Zivney (1992) también comparan tests paramétricos con no paramétricos. En concreto, analizó el de la serie temporal de acciones, el de los rangos de Corrado (1989) y el de Corrado y Zivney (1992). En su estudio toma en consideración, no sólo la influencia en el comportamiento de los tests del tamaño muestral, 10 y 50 anuncios, sino también de la dimensión del periodo de estimación, 39, 89 y 239 días, siendo en todos los casos el periodo de evento de 11 días. Verifican que, cuando el evento no provoca rentabilidades anormales ni incrementos en su varianza con respecto a la de los residuos del periodo de estimación, el test de la serie temporal de acciones presenta problemas de especificación que no se detectan ni en el de Corrado (1989) ni en el de Corrado y Zivney (1992). También observan problemas de especificación en los tres tests, aunque en mayor medida en el de la serie temporal de acciones, cuando que sí se produce un incremento en la varianza de los rendimientos extraordinarios en el periodo de evento. En el caso de que el fenómeno estudiado cause rentabilidades anormales, el test de los rangos de Corrado (1989) es más potente que los otros. Además advierten que sólo cuando la longitud del periodo de estimación se reduce a 39 días se produce un deterioro en el rendimiento de los tests.

Cowan (1992) procede a examinar el test de los signos generalizados. Para ello, lo compara con el de los rangos de Corrado (1989). Observa que el test de los rangos es más potente a la hora de detectar rentabilidades extraordinarias cuando se centra exclusivamente en la fecha en que éstas se producen. Por contra, cuando se acumulan días dentro del periodo de evento, la potencia del test de Corrado (1989) decrece rápidamente, pasando a ser más potente el test de los signos generalizados. Igualmente, cuando se produce un incremento en la varianza o cuando una sola empresa es la causante de los rendimientos anormales promedio, el test de los signos generalizados sería la elección adecuada.

Bohmer, Musumeci y Poulsen (1991) se centran en el comportamiento de distintos tests de significación estadística cuando se producen incrementos en la varianza de las rentabilidades extraordinarias en el periodo de evento con respecto de los residuos del periodo de estimación. Analiza diversos métodos, entre otros, el de la serie temporal de carteras, el de Patell (1976), el de los signos, el de corte transversal o sección cruzada y el de Bohmer Musumeci y Poulsen (1991). Comprueba que todos estos métodos se encuentran bien especificados cuando no se producen

¹¹ Todos los trabajos revisados en este subepígrafe emplean rentabilidades diarias.

rentabilidades extraordinarias; sin embargo, cuando éstas aparecen el test de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991) es más potente que los demás.

Los títulos con cotización poco frecuente se caracterizan por tener un alto número de ceros en la rentabilidades reales, así como grandes rentabilidades positivas o negativas los días en que cotizan, provocando que su distribución se aleje de la normal. Por este motivo, Cowan y Sergeant (1996) han procedido a analizar el comportamiento de varios tests de significación estadística en estas circunstancias, ya que cabe esperar que el de Patell (1976) no se encuentre bien especificado. En concreto analizan el test de Patell (1976), el de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991), el de los rangos de Corrado (1989) y el de los signos generalizado. Observan que cuando no se produce un incremento en la varianza el más potente es el de Corrado (1989). No obstante, el test de los signos generalizado también se encuentra bien especificado. Los tests paramétricos no son adecuados en esas circunstancias. En el caso de que se incremente en la varianza, el test más adecuado es el de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991). El test de Patell (1976) es el que se encuentra peor especificado en esta circunstancia.

Se puede concluir que la elección del test a emplear dependerá de diversas variables, por ejemplo, el tamaño muestral, que se produzca un incremento en la varianza de las rentabilidades extraordinarias en el periodo de evento con respecto de los residuos del periodo de estimación, etc. No obstante, se pueden extraer algunas conclusiones:

A) Para tamaños muestrales pequeños es adecuado emplear tests no paramétricos.

B) En el caso de que se produzcan incrementos en la varianza de las rentabilidades extraordinarias en el periodo de evento con respecto de los residuos del periodo de estimación, el test de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991) es una buena elección.

C) El test de los rangos de Corrado (1989) tiene un buen comportamiento en la mayoría de las circunstancias.

5.- Problemas asociados a las características de los datos

Como se resaltó en el epígrafe 3.1, el desarrollo de un *Event Study* puede plantear problemas como consecuencia de las características de los datos de la muestra analizada. De los distintos inconvenientes que se pueden encontrar, se procede a analizar, en profundidad, los relacionados con la asincronía en la contratación de los activos y, con una menor extensión, los asociados a la inestabilidad de los valores de los parámetros y a la dificultad de establecer la fecha de anuncio.

5.1.- Problemas asociados a la contratación asíncrona

La asincronía en la contratación de los títulos plantea dificultades a la hora de estimar los valores de los parámetros del modelo de mercado. Por este motivo, en este apartado, se analiza tanto el origen del problema como metodologías alternativas para solucionar este inconveniente.

Como señala Rubio (1986): "Los inversores contratan en el mercado de valores, solamente

cuando la información y los costes de transacción han sido suficientemente compensados. En otras palabras, dadas las comisiones y otros tipos de costes que los inversores tienen que pagar cuando compran o venden en los mercados de valores, puede resultar óptimo acumular información de forma que la evaluación se produzca periódicamente más que continuamente. Esta acumulación de noticias provocará que las nuevas transacciones reflejen, en parte, el impacto de antigua información". Sin embargo, el modelo de mercado asume que los cambios en los precios de los activos financieros están relacionados con las variaciones en el índice y, por tanto, cuando se produce un cambio en el precio de cualquier activo, debería modificarse tanto el índice como el precio de las demás acciones. En otras palabras, el modelo de mercado asume que todas las acciones tienen la misma frecuencia de contratación.

La varianza del índice de mercado es igual a la suma de las varianzas de todos los títulos que lo componen así como de las covarianzas entre ellos (teniendo en cuenta las ponderaciones correspondientes). Dado que la frecuencia de contratación afecta a las varianzas-covarianzas de cada título, también influirá en la varianza del índice. Las varianzas-covarianzas de los activos con contratación poco frecuente son infraestimadas y, como consecuencia de ello, la varianza del índice también lo será, aunque en menor medida. Esto provocará que las betas de las empresas con contratación infrecuente se encuentren infraestimadas, mientras que las de las que contratan con mucha frecuencia estén sobreestimadas (Atchinson, 1986, pág. 343)¹².

Por tanto, el hecho de que los distintos activos financieros no se negocien con la misma frecuencia hace que la utilización de rentabilidades diarias de lugar a la aparición de autocorrelación entre los residuos, introduciendo sesgos e inconsistencias en los valores de los parámetros si éstos son estimados por mínimo cuadrado ordinarios, así como problemas a la hora de estimar la varianza de los mismos¹³.

La falta de negociación de algún título durante algún día o periodo es un caso extremo de la contratación asincrónica. Este hecho provocará que, si se prescinde del precio de ese día, el número de rentabilidades calculadas disminuya, causando sesgos en la estimación de los parámetros del modelo de mercado. Además, si las negociaciones que faltan no están concentradas durante un determinado periodo, sino dispersas, el número de rentabilidades puede ser demasiado pequeño para la estimación de los parámetros y el título debería ser eliminado del análisis (Hachette, 1994, pág. 108).

Dado que la mayoría de los estudios de sucesos parten de un número limitado de anuncios, no parece adecuado eliminar ninguno de ellos del análisis, ni tampoco las rentabilidades que sean superiores a un día. Por este motivo, se procede a estudiar distintas alternativas para hacer frente a este problema.

¹² Se puede encontrar un ejemplo numérico de este problema en Dimson (1979, pág. 209).

¹³ Estos no son los únicos problemas asociados a la frecuencia de contratación. Un análisis econométrico de los diversos problemas que conlleva la contratación poco frecuente lo podemos encontrar en Lo y MacKinlay (1990).

5.1.1.- Metodologías que consideran la “contratación asíncrona”

Existen diversas formas de salvar el problema de la falta de negociación (al margen de los ya citados de eliminar de la muestra las rentabilidades que sean superiores a un día o los títulos de los que falte alguna cotización). Estas son (Maynes y Rumsey, 1993, págs. 147-149; Hachette, 1994, págs. 107-112):

1º) El *método del día siguiente*. En este caso toda la rentabilidad del o de los días que no ha habido cotización es asignada al primer día que lo haya. En los días que el título no ha negociado, la rentabilidad se considera cero.

2º) El *método del día anterior*. Es igual que el caso precedente, a excepción de que la rentabilidad que se produce es asignada al último día que hubo cotización previo a la falta de la misma.

3º) El *método de reparto uniforme*. Consiste en dividir la rentabilidad de ese día o periodo entre los días en que no hubo negociación.

4º) El *método del alisado exponencial*. Esta técnica predice los valores de una serie ponderando combinaciones de los valores pasados de la misma.

5º) El *método de contrato a contrato*.

En el *método de contrato a contrato* no se calculan rentabilidades diarias, sino que los periodos que se utilizan para su cálculo son variables. Este periodo viene definido en función de cotizaciones adyacentes de un determinado título. Así, si el método empleado para la estimación de las rentabilidades esperadas o normales es el modelo de mercado, como rentabilidad del mercado se considera la que se obtenga a través del índice en el mismo intervalo de tiempo. Con los pares de valores obtenidos de esta forma, se estiman los parámetros del modelo de mercado.

De este modo, si un activo no ha negociado durante varios días, la rentabilidad multiperiodo que termina el día t , puede expresarse como la suma de nt rentabilidades diarias no observadas, es decir:

$$R_{i,nt} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-nt}}{P_{i,t-nt}} \quad (66)$$

donde $R_{i,nt}$ es la rentabilidad multiperiodo del título i , desde el día $t-nt$ al día t , $P_{i,t}$ el precio del título i en el día t , $P_{i,t-nt}$ el precio del título i en el día $t-nt$, siendo $P_{i,t-s}$ el precio del título i no observado para el día $t-s$, donde $s=1, \dots, nt-1$, y nt es el número de días que comprende el intervalo que termina el día t .

Así el modelo de mercado se convierte en:

$$R_{i,nt} = \alpha_i nt + \beta_i R_{m,nt} + \varepsilon_{i,nt} \quad (67)$$

donde α_i es el parámetro que recoge la parte del rendimiento del título i no debido a variaciones del mercado, β_i , el riesgo sistemático, no diversificable o de mercado, $R_{m,nt}$ la rentabilidad multiperiodo de la cartera de mercado, calculada de forma que coincida el periodo considerado, nt , con el del título i , y $\varepsilon_{i,nt}$ es el error aleatorio del modelo de regresión, cuya variabilidad representa el riesgo

diversificable o específico, es decir, la fracción de la variabilidad del rendimiento del título que no depende del mercado, sino de factores específicos del título i .

Como señala Marsh (1979, pág. 849), "Si los parámetros del modelo de mercado son estimados por MCO, las rentabilidades que estaremos calculando estarán referidas a periodos de distinta dimensión. Si tenemos en cuenta que la varianza de los residuos es aproximadamente proporcional a la dimensión del periodo, tendremos asociado un problema de heteroscedasticidad". Para solucionarlo, se puede dividir la expresión 67 por la raíz cuadrada del periodo considerado, nt , por lo que quedaría así (Dimson y Marsh, 1983, pág. 756):

$$\frac{R_{i,nt}}{\sqrt{nt}} = \alpha_i \times \sqrt{nt} + \beta_i \frac{R_{m,nt}}{\sqrt{nt}} + \frac{\varepsilon_{i,nt}}{\sqrt{nt}} \quad (68)$$

Hachette y Mai (1991) y Maynes y Rumsey (1993) han llevado a cabo simulaciones con el fin de comprobar cuál de los procedimientos descritos es más idóneo para tratar la falta de contratación. Así, Hachette y Mai (1991) analizan, para el mercado francés, los métodos del día anterior, del día siguiente, del reparto proporcional y del alisado exponencial llegando a la conclusión de que el más adecuado es el del reparto proporcional. Maynes y Rumsey (1993) examinan, para el mercado norteamericano, los métodos del día siguiente, del reparto proporcional y contrato a contrato advirtiendo que este último proporciona mejores estimaciones. De estos dos trabajos parece deducirse que el método de contrato a contrato es el más idóneo, ya que en el estudio de Maynes y Rumsey (1993) bate al de reparto proporcional (que para Hachette y Mai (1991), que no examinó el de contrato a contrato, fue el mejor).

Una vez expuestas las distintas alternativas que se pueden emplear ante la falta de contratación, se procede a exponer diferentes metodologías que tienen como objetivo solucionar los problemas que la contratación asincrónica plantea a la hora de estimar los parámetros del modelo de mercado¹⁴. Cabe resaltar, en cualquier caso, que el método de contrato a contrato puede utilizarse para periodos inferiores a un día, por lo que también tiene cabida en este punto.

La aplicación del método de *Scholes-Williams* (1977) requiere un registro de si se efectuó una transacción pero no cuando dado un periodo de tiempo. La rentabilidad de una empresa un determinado día se calcula solamente si se produjo una transacción en días consecutivos. En caso contrario, no se calcularía la rentabilidad ni para el día que no hubo negociación ni para el siguiente, incrementándose con ello la pérdida de información.

El estimador de β es calculado como una combinación de estimaciones por MCO. En concreto, la suma de los coeficientes β obtenidos de la regresión de la rentabilidad del título contra el mercado en los días previo, contemporáneo y posterior es dividida por uno más dos veces el coeficiente de autocorrelación de orden uno del índice del mercado. De este modo los valores de los parámetros del modelo de mercado se calcularían así:

¹⁴ No obstante, se puede encontrar un resumen de esta problemática en Rubio (1986) y Peña (1992).

$$\hat{\beta}_i = \frac{\beta_{-1} + \beta_0 + \beta_{+1}}{1 + 2\rho_1} \quad (69)$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{L_1 - 2} \left(\sum_{t=2}^{T-1} R_{it}^0 - \hat{\beta}_i \sum_{t=2}^{T-1} R_{Mt}^0 \right) \quad (70)$$

donde R_{it}^0 es el rendimiento observado del activo i en el momento t ; β_{-1} , β_0 y β_{+1} son los coeficientes obtenidos en las regresiones de la rentabilidad observada en la cartera de mercado con un retraso de un día (R_{Mt-1}^0), de forma contemporánea (R_{Mt}^0) y con un adelanto de un día (R_{Mt+1}^0), respectivamente y, por último, ρ_1 es la estimación del coeficiente de autocorrelación de primer orden del mercado. Por tanto, la técnica de Scholes-Williams (1977) requiere la realización de tres regresiones por MCO.

De trabajar con datos mensuales, y suponiendo que el verdadero valor de β no se encuentre cercano a cero, sólo β_0 sería significativamente distinto de cero, mientras que β_{-1} , β_{+1} y ρ_1 tendrían valores próximos a ese valor (Scholes y Williams, 1977). Sin embargo, con rentabilidades diarias, y sobre todo cuando los títulos tienen una contratación infrecuente, los valores que toman β_{-1} , β_{+1} y ρ_1 tenderán a alejarse de cero.

Una extensión de este método fue elaborada por Fowler y Rorke (1980). En ésta, el coeficiente β se estimaría del siguiente modo:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\beta_{-2} + \beta_{-1} + \beta_0 + \beta_{+1} + \beta_{+2}}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \quad (71)$$

donde β_{-2} y β_{+2} son los coeficientes obtenidos en las regresiones de la rentabilidad observada en la cartera de mercado con un retraso de dos días (R_{Mt-2}^0) y con dos días de adelanto (R_{Mt+2}^0) y ρ_2 es la estimación del coeficiente de autocorrelación de segundo orden del mercado.

La solución que plantean Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz y Whitcomb (1983) no es más que una prolongación del modelo de Scholes-Williams (1977), que pretende generalizar la ya realizada por Fowler y Rorke (1980) para el caso en el que los retardos en los ajustes sean superiores a dos días. La estimación del coeficiente β se realizaría así:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\beta_{-n} + \dots + \beta_0 + \dots + \beta_{+n}}{1 + 2\rho_1 + \dots + 2\rho_n} \quad (72)$$

donde n es el número de días de retardo que se toma en consideración.

Dimson (1979) propone un método, que se suele denominar de los *coeficientes agregados*, que está orientado a la posibilidad de que los activos no se contraten durante el periodo en el que las rentabilidades son calculadas. Para el cálculo de éstas, se utilizan los precios del título aunque en ese día no se hayan producido transacciones¹⁵. Sugiere que todos los coeficientes, contemporáneos, con retraso y con adelanto se estimen simultáneamente en una regresión múltiple:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \sum_{t=-N}^N \beta_{i,t} R_{m,t} \quad (73)$$

a partir del cual se obtiene el coeficiente β , que según *Dimson (1979)* sería:

$$\beta_i = \sum_{t=-N}^N \beta_{i,t} \quad (74)$$

Un problema que se plantea con este método es la determinación del número de términos, ya que hay un conflicto entre sesgo y eficiencia. Al aumentar el número de términos disminuye el sesgo, pero también lo hace la eficiencia (*Peña, 1992*).

Fowler y Rorke (1983) demuestran que los estimadores que se obtienen con el método de *Dimson (1979)* plantean problemas de inconsistencia, proponiendo una alternativa que corrige este inconveniente. En ésta, el coeficiente β se calcularía así:

$$\beta = A\beta_{t-2} + B\beta_{t-1} + \beta_t + B\beta_{t+1} + A\beta_{t+2} \quad (75)$$

siendo:

$$A = \frac{1 + \rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \quad (76)$$

y:

¹⁵ Es decir que la falta de contratación se soluciona mediante el procedimiento del día siguiente.

$$B = \frac{1 + 2\rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \quad (77)$$

5.1.2.- Comparación de metodologías

Al igual que diversos trabajos han efectuado simulaciones con el fin de comprobar el comportamiento de distintos métodos de estimación de las rentabilidades esperadas o normales y de diferentes tests de significación estadística, otros han tenido como fin constatar si, cuando se opta por el modelo de mercado como patrón para determinar los rendimientos de los activos, la utilización de técnicas que consideran la asincronía mejoran las estimaciones que se obtienen mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). A continuación, se exponen, de modo resumido, los principales estudios que examinan este último problema y las conclusiones que extraen.

- Fowler, Rorke y Jog (1980) observan que, para el TSE (Toronto Stock Exchange), los MCO proporcionan mejores estimaciones que las obtenidas con Scholes-Williams (1977), Dimson (1979) y Fowler y Rorke (1983).

- Brown y Warner (1985) obtienen resultados similares con Scholes-Williams (1977) y Dimson (1979) a los alcanzados con MCO para los mercados NYSE (New York Stock Exchange) y AMEX (American Stock Exchange). No obstante, estos mercados no se caracterizan por la contratación asincrónica y, por tanto, no cabría esperar grandes desviaciones de las distintas técnicas.

- Atchison (1986) realiza una simulación que se caracteriza porque la frecuencia de contratación es un input. De este modo, las pruebas se realizan conociendo ese dato. Comprueba que, para los mercados NYSE (New York Stock Exchange) y AMEX (American Stock Exchange), Scholes-Williams (1977) no mejora las estimaciones realizadas por MCO.

- Bartholdy y Riding (1994) consideran, para el mercado neozelandés, que los MCO proporcionan estimaciones con menos sesgo y más eficientes y consistentes que las que se obtienen con los métodos de Dimson (1979) y Scholes-Williams (1977).

- Para el mercado español no hay trabajos similares. No obstante, Fernández Blanco y García Martín (1995) realizan un *Event Study* para examinar el efecto de las OPA's en la rentabilidad del accionista, utilizando tanto MCO como Scholes-Williams (1977), no observando grandes diferencias en los resultados.

Por tanto, se puede concluir que, con carácter general, la utilización de metodologías que consideran explícitamente el problema de la contratación asincrónica no mejoran sustancialmente las estimaciones que se obtienen con mínimos cuadrados ordinarios.

5.2.- El problema de la inestabilidad en los valores de los parámetros

En la mayoría de los estudios de sucesos se asume que los verdaderos valores de los parámetros del modelo de mercado de una empresa son constantes durante el periodo de estimación, pero cambian estocásticamente en periodos sucesivos no solapados (Dimson y Marsh, 1983). No obstante, como se señaló en el epígrafe 2.1, estos valores no tienen por qué permanecer estables a lo largo del tiempo, especialmente cuando la empresa sea objeto de algún evento. Por este motivo, algunos trabajos realizan un mismo análisis empleando periodos de estimación de distintas dimensiones, que en unas ocasiones son previos al evento, en otras posteriores y en otras se encuentran a ambos lados.

Existen diversas formas de examinar la estabilidad de las betas en periodos sucesivos. Entre otras están¹⁶:

A) Analizar la evolución promedio del parámetro β de las empresas implicadas en dichas operaciones. Para ello, se considera un intervalo de tiempo que comprende los t días anteriores y posteriores a la divulgación de la información y se realizan las estimaciones de $\beta_{i,t}$ a $\beta_{i,t+1}$. Cada coeficiente β es estimado empleando una ventana móvil que cubre los z días alrededor del momento en que nos encontremos. Esto es:

$$R_{iz} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{Mz} + \varepsilon_{iz} \quad (78)$$

Una vez estimado el coeficiente β para cada empresa y momento del tiempo, los mismos son promediados entre todas las empresas para cada momento t alrededor de la fecha de evento. Los valores obtenidos permiten comprobar cuál ha sido la evolución promedio del coeficiente β en torno a esa fecha¹⁷.

B) Se estiman separadamente los coeficientes α y β para cada empresa en dos periodos distintos, uno previo al evento y otro posterior. A continuación, se calcula el número de anuncios que han experimentado un aumento en el coeficiente β y en cuántos ha disminuido. Igualmente se determina el número de cambios que se pueden considerar estadísticamente significativos.

En el caso de que los valores de los parámetros del modelo de mercado cambien en los periodos de estimación previo y posterior, se emplearán ambos para el cálculo de las rentabilidades extraordinarias. Por un lado, los parámetros del modelo de mercado obtenidos en el periodo de estimación previo al evento servirán para calcular las rentabilidades esperadas de los primeros días del periodo de evento, hasta el día de anuncio, mientras que los que se obtengan en el periodo de estimación posterior se emplearán para el cálculo de las rentabilidades esperadas de los días que, incluidos en el periodo de evento, sean posteriores a la fecha de anuncio.

¹⁶ Ejemplos referidos a fusiones y adquisiciones de empresas pueden encontrarse en García Martín (1994).

¹⁷ Además, se puede calcular el coeficiente de correlación entre sucesivas estimaciones.

5.3.- Dificultad de establecer la fecha de anuncio

Dado que es difícil establecer con exactitud la fecha en la que una noticia llega al mercado y, por tanto, en la que éste la descuenta, se suele estimar la rentabilidad extraordinaria promedio acumulada, *ACAR*, y su significación estadística para distintos intervalos de tiempo dentro del periodo de evento. No obstante, esta actuación presenta, al menos, dos problemas. Por un lado, si el número de días acumulado es amplio, es posible que, pese a existir rendimientos anormales significativos el día del anuncio, éstos queden difuminados en un periodo más amplio. Por otro, esta metodología provocará autocorrelación entre las rentabilidades extraordinarias y, con ello, errores en el contraste de significación estadística.

Ball y Torous (1988) proponen emplear el método de máxima verosimilitud para resolver el problema que se encuentra cuando se sabe que un evento ha ocurrido en un determinado periodo, pero se desconoce con certeza la fecha exacta. Señalan que, en general, esta estimación es más eficiente y potente que el método tradicional de acumular varios días. No obstante, a partir de una simulación, comprueban que cuando se consideran sólo dos días, la estimación por máxima verosimilitud no aporta una mejora sustancial y, en este caso, la metodología tradicional es robusta.

Por lo que respecta al segundo de los problemas, en el apartado 3 se estudió que las rentabilidades extraordinarias acumuladas, *CAR*, y las promedio acumuladas, *ACAR*, se estiman sumando los rendimientos anormales, *AR*, y los rendimientos extraordinarios promedio, *AAR*, del periodo de evento, respectivamente. De igual modo, las varianzas de los *CAR* y *ACAR* se obtienen sumando las de los *AR* y *AAR* de ese periodo, respectivamente. Cuando se procede de esta manera, se está asumiendo que el mercado es eficiente en su forma débil, lo que implica que las rentabilidades extraordinarias se encuentran temporalmente incorreladas. Sin embargo, Salinger (1992) señala que incluso en el caso de que no haya autocorrelación entre las verdaderas rentabilidades extraordinarias, sí que existe entre las estimadas, ya que los valores que toman los parámetros del modelo de mercado empleados para su cálculo son los mismos al tener idéntico periodo de estimación. Tomando en consideración este problema, así como la no coincidencia de los periodos de estimación y evento, Salinger (1992) propone que la desviación típica de las rentabilidades extraordinarias acumuladas se calcule así:

$$L_2 S_i \sqrt{1 + \frac{L_2}{L_1} + \frac{L_2 \left(\frac{R_{mt}}{L_2} - \bar{R}_m \right)^2}{T_1 \sum_{t=T_0} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}} \quad (79)$$

Si en lugar de la expresión 79 se empleara la 12 se estaría obteniendo una estimación sesgada. La magnitud del sesgo depende de la importancia relativa del periodo de evento, L_2 con respecto al de estimación, L_1 , disminuyendo al reducirse el cociente (L_2/L_1) . Este sesgo es de aproximadamente el 20% para periodos de evento cuya dimensión sea la mitad del de estimación, y

del 40% cuando la longitud de ambos sea la misma. Como se puede comprobar, el papel que juega la dimensión del periodo de estimación es más importante del que en un principio se le había asignado.

6.- Análisis de las rentabilidades extraordinarias como coeficientes de regresión

Como se resaltó en el epígrafe 1, las rentabilidades extraordinarias pueden calcularse en dos pasos, a través de los errores de predicción, o en uno sólo, mediante coeficientes de regresión. En esta segunda modalidad, el periodo de estimación se amplía de forma que contenga al de evento. Así, si se considera un único día de evento, se llama D_t a una variable que toma el valor 1 ese día y 0 los demás y γ_t a la rentabilidad extraordinaria de ese activo en el día del acontecimiento, esta última puede obtenerse a partir de una única regresión:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_t R_{mt} + \gamma_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (80)$$

De este modo, y como se observa en la expresión 80, este procedimiento permite estimar directamente la rentabilidad extraordinaria en la regresión, tomando como base el modelo de mercado¹⁸.

Además, en numerosas ocasiones, es difícil determinar en qué fecha descuenta el mercado un determinado evento, ya que se producen varios anuncios relacionados con el mismo. Así, si suponemos A anuncios diferentes para un mismo evento, la ecuación que habría que resolver sería:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_t R_{mt} + \sum_{a=1}^A \gamma_{ia} D_{at} + \varepsilon_{it} \quad (81)$$

donde D_{at} toma el valor 1 cada día en que se produce uno de los A anuncios y 0 en caso contrario, y γ_{ia} es la rentabilidad extraordinaria del título i el día de anuncio a . De modo alternativo, se puede emplear una única variable dummy que tome el valor 1 cada día de un determinado periodo de evento. En este caso, el coeficiente de la variable dummy sería la rentabilidad extraordinaria promedio del activo i a lo largo del periodo considerado (Binder, 1985, pág. 371).

Como se resaltó en el epígrafe 4, cuando la fecha de anuncio es la misma para toda la muestra suele haber correlación transversal de las rentabilidades extraordinarias. En este caso concreto, que se suele presentar cuando se examina el efecto en la rentabilidad del accionista de cambios legislativos, son de especial utilidad dos variantes de los coeficientes de regresión. La primera efectúa una sola regresión en la que la variable dependiente es la rentabilidad de la cartera a analizar. En este caso tendríamos la ecuación:

¹⁸ Conviene resaltar que se pueden emplear variables dummy para el cálculo de rentabilidades extraordinarias partiendo de modelos distintos al de mercado.

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + \sum_{a=1}^A \gamma_{pa} D_{at} + \varepsilon_{pt} \quad (82)$$

donde los subíndices p hacen referencia a que se trata de una cartera.

En el caso de que la variable dependiente, R_{pt} , sea la rentabilidad equiponderada de las acciones que componen la muestra, γ_{pa} será el valor del rendimiento extraordinario promedio en ese día. Para contrastar la significación estadística de las rentabilidades extraordinarias promedio de un día cualquiera se debe aplicar el test de la t , mientras que para las rentabilidades extraordinarias promedio acumuladas se empleará el de la F (Binder, 1998).

Es de resaltar que las rentabilidades extraordinarias obtenidas mediante coeficientes de regresión, para cada activo, i , o cartera, p , en cada momento, t , a partir de las expresiones 80, 81 y 82, son iguales a las que se alcanzan mediante errores de predicción, cuando se emplea el modelo de mercado para estimar las rentabilidades esperadas o normales (Karafiath, 1988).

La segunda variante de la metodología de los coeficientes de regresión consiste en plantear un sistema de ecuaciones en el que cada evento de la muestra se encuentra representado por una ecuación:

$$R_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 R_{mt} + \sum_{a=1}^A \gamma_{1a} D_{at} + \varepsilon_{1t}$$

$$R_{2t} = \alpha_2 + \beta_2 R_{mt} + \sum_{a=1}^A \gamma_{2a} D_{at} + \varepsilon_{2t} \quad (83)$$

.

.

.

$$R_{Nt} = \alpha_N + \beta_N R_{mt} + \sum_{a=1}^A \gamma_{Na} D_{at} + \varepsilon_{Nt}$$

Un sistema de ecuaciones como el planteado en 83, puede expresarse en forma matricial como:

$$\begin{pmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ R_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{X} & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & \bar{X} & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & \bar{X} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_N \end{pmatrix} \quad (84)$$

donde R_i es un vector de $T \times 1$ de rentabilidades ($T=L_1+L_2$), \bar{X} es una matriz $T \times K$ de variables independientes, que contiene una primera columna de unos, una segunda de rentabilidades del mercado y el resto de columnas estarían compuestas de las variables D_{at} , β_i es un vector $K \times 1$ de coeficientes y ε_i es un vector $T \times 1$ de residuos.

De forma abreviada, el sistema se puede expresar como:

$$R = X'\beta + \varepsilon \quad (85)$$

La estimación del sistema de ecuaciones se lleva a cabo simultáneamente a partir de mínimos cuadrados generalizados, pero tanto los valores de los coeficientes como su error estándar son idénticos a los que se obtienen de cada regresión por separado empleando mínimos cuadrados ordinarios, por lo que en este sentido esta metodología no supone ninguna ventaja (Binder, 1985, pág. 373).

Sin embargo, la utilización de este método solventa una serie de problemas a la hora del contraste de significación estadística, ya que toma en consideración la heteroscedasticidad y la correlación transversales o contemporáneas así como que los periodos de estimación y evento no son coincidentes. También, tiene en cuenta el hecho de que los estimadores de las rentabilidades extraordinarias no son independientes cuando se examinan periodos de evento superiores a un día, ya que el test incorpora las covarianzas de los estimadores.

Aunque este procedimiento solventa de una manera directa una serie de problemas estadísticos, éstos también pueden ser solucionados en la metodología tradicional de los errores de predicción. De este modo, la verdadera ventaja de este procedimiento estriba en que permite tomar en consideración el posible comportamiento diferenciado de las distintas empresas y realizar contrastes sobre hipótesis conjuntas (Binder, 1998). Entre las hipótesis que pueden ser contrastadas con esta metodología destacan las siguientes:

1ª) Que la rentabilidad extraordinaria promedio del periodo de evento es cero.

$$H_0: \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \gamma_{it} = 0 \quad (86)$$

Esta hipótesis es la que se ha venido estudiando hasta este momento, bien con una sola regresión a partir de los datos de la cartera, bien a través de la metodología tradicional de errores de predicción.

2ª) Que todas las rentabilidades extraordinarias son cero.

$$H_1: \gamma_{it} = 0 \quad \forall i, a \quad (87)$$

3ª) Que los excesos de rendimiento para cada i son cero en la fecha de anuncio a .

$$H_2: \gamma_{it} = 0 \quad \forall i \quad (88)$$

Aunque existen diversos estadísticos para contrastar hipótesis conjuntas, la distribución de muchos de ellos sólo es conocida asintóticamente. No obstante, algunos estadísticos no dependen de razonamientos asintóticos, por lo que el tamaño de la muestra no se convierte en un aspecto relevante en esta metodología. En concreto, el estadístico de Rao (1973) bajo supuestos poco exigentes tiene una distribución F exacta en muestras pequeñas (Basarrate y Rubio, 1995, pág. 139).

Dado que esta metodología toma en consideración la correlación transversal de las rentabilidades extraordinarias, cabría la posibilidad de que resultara interesante su aplicación aún en el caso de que la fecha de evento no fuera la misma para toda la muestra. Malatesta (1986) lleva a cabo una simulación con el fin de comprobar este particular. Los resultados que obtiene no proporcionan evidencia de que este método sea superior al tradicional de los coeficientes de regresión.

El desarrollo de un estudio de sucesos mediante un sistema de ecuaciones, como el aquí descrito, ya se ha efectuado en el mercado español. Así, Basarrate y Rubio (1995) lo han empleado para examinar la reacción del mercado ante cambios en la legislación fiscal sobre ganancias de capital. Por tanto, en este caso la fecha de anuncio es la misma para toda la muestra analizada. Por otro lado,

Fernández y Baixauli (2001) la han empleado para el estudio de adquisiciones parciales en la bolsa española. En este otro caso, las fechas de anuncio difieren para las distintas empresas de la muestra.

7.- Factores determinantes de las rentabilidades extraordinarias

Una vez finalizado el análisis de serie temporal, se suele efectuar un estudio de corte transversal en el que se examina la relación entre las rentabilidades extraordinarias obtenidas y características concretas del evento estudiado. La regresión a realizar es¹⁹:

$$ACAR_{i,(K,L)} = G_0 + G_1 f_{1i} + \dots + G_M f_{Mi} + \eta_i \quad (89)$$

$$E(\eta_i) = 0$$

donde f_{mi} , con $m=1, \dots, M$, son los valores que toman las distintas variables para la empresa i , y η_i es la perturbación aleatoria.

Esta regresión se puede realizar por mínimos cuadrados ordinarios si suponemos homocedasticidad entre las perturbaciones aleatorias, así como que las mismas se encuentran incorreladas transversalmente. Alternativamente, dado que en los análisis de corte transversal es normal que aparezca heteroscedasticidad, se puede emplear la corrección de White (1980).

8.- Modelo único

Como se señaló en el epígrafe primero, la elaboración de un estudio de sucesos requiere de varias fases que, de un modo simplificado pasarían, por calcular las rentabilidades extraordinarias, agregarlas temporal y transversalmente y determinar los factores explicativos de las mismas. Sin embargo, el número de etapas se podría reducir. Así, al emplear la metodología de los coeficientes de regresión se calculan las rentabilidades esperadas y las extraordinarias en un solo paso, mientras que con el procedimiento estándar de los errores de predicción se requerían dos. Si, además, se plantea un sistema de ecuaciones, se estará, al mismo tiempo, agregando transversalmente los rendimientos anormales, por lo que sólo quedaría establecer los factores determinantes de los mismos. Alternativamente a estas metodologías, Thompson (1995) propone un modelo al que vamos a denominar *modelo único*, en el que en una única fase se llega al establecimiento de las variables explicativas.

Partiendo de la expresión 85, se puede incorporar al modelo las variables explicativas, de forma que éste quedaría así:

¹⁹ Si las rentabilidades extraordinarias hubieran sido estimadas mediante coeficientes de regresión, habría que sustituir η_i por $ACAR$ en la ecuación 2.89.

$$R = X'\beta + FG + \varepsilon \quad (90)$$

donde F es una matriz de características de la empresa y del anuncio estudiado con N filas y M elementos en cada una de ellas y G mide la influencia de F en el evento estudiado.

Para ayudar a su visualización, FG se puede presentar de forma matricial, quedando así:

$$\begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \gamma_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f_{1,1} & f_{1,2} & \cdot & \cdot & f_{1,M} \\ f_{2,1} & f_{2,2} & \cdot & \cdot & f_{2,M} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ f_{N,1} & f_{N,2} & \cdot & \cdot & f_{N,M} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ g_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_N \end{pmatrix} \quad (91)$$

Conclusiones

La metodología de los estudios de sucesos ha sido ampliamente utilizada en diversas disciplinas económicas, especialmente en finanzas corporativas. En mercados medianamente desarrollados, como el español, se ha observado que el precio de las acciones reacciona ante determinados anuncios de decisiones empresariales. Así, con independencia de que se pueda discutir el grado de eficiencia que presentan estos mercados, esta metodología permite examinar cómo interpreta el mercado las decisiones directivas.

Son muy diversos los modelos que permiten determinar las rentabilidades esperadas y con ello los rendimientos anormales de un determinado título en un determinado momento. No obstante, el más empleado de todos, el modelo de mercado, suele tener un buen comportamiento en la mayoría de los casos, no observándose que las metodologías que consideran de manera específica la contratación asíncrona aporten mejoras sustanciales.

En cuanto a los test estadísticos a emplear en el análisis de los rendimientos anormales, conviene hacer uso de tests no paramétricos cuando el tamaño muestral es pequeño, siendo el de Corrado (1989) el que se ha comprobado más potente. Si la muestra es grande se pueden utilizar tests paramétricos. En este caso hay tres problemas que se puede intentar solventar: heteroscedasticidad transversal, correlación transversal e incremento de la varianza de las rentabilidades extraordinarias con respecto de la de los residuos del periodo de estimación. De éstos problemas, el primero conviene tenerlo en consideración siempre, y el tercero puede ser interesante tenerlo en cuenta en muchas ocasiones. Sin embargo, los problemas de correlación transversal pueden ser obviados, a no ser que todos los anuncios de la muestra tengan la misma fecha de anuncio. Así, los tests de la Serie Temporal de Acciones o el de Bohemer, Musumeci y Poulsen (1991) tienen un buen comportamiento en la mayoría de los casos.

Las rentabilidades extraordinarias también pueden ser estimadas en una sola fase, mediante *coeficientes de regresión*. No obstante, la única ventaja, con respecto del procedimiento tradicional de los *errores de predicción*, se obtiene cuando se plantea un sistema de ecuaciones, ya que permite considerar el posible comportamiento diferenciado de las distintas empresas y realizar contrastes de hipótesis conjuntas.

Bibliografía

- Armitage, S. (1995): "Event Studies Methods and Evidence on Their Performance", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 8, Nº 4, Págs. 25-52.
- Atchison, M. D. (1986): "Non-Representative Trading Frequencies and the Detection of Abnormal Performance", *Journal of Financial Research*, Vol. 9, Nº 4, Invierno, Págs. 343-348.
- Ball, C. A. y Torous, W. N. (1988): "Investigating Security-Price Performance in the Presence of Event Date Uncertainty", *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, Nº 1, Octubre, Págs. 123-153.
- Bartholdy, J. y Riding, A. (1994): "Thin Trading and the Estimation of Betas: The efficacy of Alternative Techniques", *The Journal of Financial Research*, Vol. 17, Nº 2, Verano, Págs. 241-254.
- Basarrate, B. y Rubio, G. (1995): "Anuncios de cambios en la legislación fiscal sobre plusvalías y precios de los activos financieros", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 3, Nº 7, Primavera, Págs. 123-158.
- Binder, J. J. (1985): "On the Use of the Multivariate Regression Model in Event Studies", *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, Nº 1, Primavera, Págs. 370-383.
- Binder, J. J. (1998): "The Event Study Methodology since 1969", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 11, Nº 2, Septiembre, Págs. 111-137.
- Boehmer, E.; Musumeci, J. y Poulsen, A. B. (1991): "Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 30, Nº 2, Diciembre, Págs. 253-272.
- Brown, S. J. y Warner, J. B. (1980): "Measuring Security Price Performance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, Nº 3, Septiembre, Págs. 205-258.
- Brown, S. J. y Warner, J. B. (1985): "Using Daily Stocks Returns: The case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, Nº 1, Marzo, Págs. 3-31.
- Chandra, R.; Moriarity, S. y Willinger, G. L. (1990): "A Reexamination of the Power of Alternative Return-Generating Models and the Effect of Accounting for Cross-Sectional Dependencies in Event Studies", *Journal of Accounting Research*, Vol. 28, Nº 2, Otoño, Págs. 398-408.
- Cohen, K. J.; Hawawini, G. A.; Maier, S. F.; Schwartz, R. A. y Whitcomb, D. K. (1983): "Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Nº 2, Agosto, Págs. 263-278.
- Collins, D. W. y Dent, W. T. (1984): "A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Market Research", *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, Nº 1, Primavera, Págs. 48-84.
- Corhay, A. y Tourani Rad, A. (1996): "Conditional Heteroskedasticity Adjusted Market Model and an Event Study", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, Nº 4, Invierno, Págs. 529-538.

- Corrado, C. J. (1989): "A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, Nº 2, Agosto, Págs. 385-395.
- Corrado, C. J. y Zivney, T. L. (1992): "The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, Nº 3, Septiembre, Págs. 465-478.
- Cowan, A. R. (1992): "Nonparametric Event Study Tests", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 2, Diciembre, Págs. 343-358.
- Cowan, A. R. y Sergeant, A. M. A. (1996): "Trading Frequency and Event Study Test Specification", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, Nº 10, Diciembre, Págs. 1731-57.
- De Jong, F.; Kemna, A. y Kloek, T. (1992): "A Contribution to Event Study Methodology with an Application to the Dutch Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, Nº 1, Febrero, Págs. 11-36.
- Dimson, E. (1979): "Risk Measurement When Shares Are Subject to Thin Trading", *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, Nº 2, Junio, Págs. 197-226.
- Dimson, E. y Marsh, P. R. (1983): "The Stability of U.K. Risk Measures and the Problem of Thin Trading", *Journal of Finance*, Vol. 38, Nº 3, Junio, Págs. 753-783.
- Dombrow, J.; Rodríguez, M. y Simans, C. F. (2000): "A Complete Nonparametric Event Study Approach", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 14, Págs. 361-380.
- Dyckman, T.; Philbrick, D. y Stephan, J. (1984): "A Comparison of Event Study Methodologies Using Daily Stock Returns: A Simulation Approach", *Journal of Accounting Research*, Vol. 22 (Suplemento), Págs. 1-33.
- Fernández Blanco, M. y Baixauli Soler, J. S. (2001): "Un estudio empírico sobre las motivaciones de las adquisiciones parciales en la bolsa española", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2001-08.
- Fernández Blanco, M. y García Martín, C. J. (1995): "El efecto de la publicación de una OPA sobre la rentabilidad de las acciones", *Revista Española de Economía*, Vol. 12, Nº 2, Págs. 219-240.
- Fowler, D. J. y Rorke, C. H. (1983): "Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Nº 2, Agosto, Págs. 279-283.
- Fowler, D. J.; Rorke, C. H. y Jog, V. (1980): "Thin Trading and Beta Estimation on the Toronto Stock Exchange", *Journal of Business Administration*, Vol. 12, Págs. 77-90.
- Gallego Merino, A.; Gómez Sala, J. C. y Marhuenda Fructuoso, J. (1992): "Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 1992-13.
- García Martín, C. J. (1994): *Fusiones y adquisiciones de empresas: Efectos sobre la rentabilidad del accionista*, Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Valencia.
- Hachette, I. (1994): *Opérations financières et transfert de richesse*, PUF, Paris.
- Hachette, I. y Mai, H. M. (1991): "Le traitement des données manquantes pour la recherche en finance: le cas de la base de données AFFI-SBF", *Cahiers du CEREG*, Université Paris-Dauphine.
- Jaffe, J. F. (1974): "Special Information and Insider Trading", *Journal of Business*, Vol. 47, Nº 3, Julio, Págs. 410-428.
- Jarrow, R. A.; Maksimovic, V. y Ziemba, W. T. (1995): *Finance (Handbooks in Operations Research and Management Science)*, Vol. 9, Elsevier, Amsterdam.
- Karafiath, I. (1988): "Using Dummy Variables in the Event Methodology", *The Financial Review*, Vol. 23, Nº 3, Agosto, Págs. 351-357.
- Klein, A. y Rosenfeld, J. (1987): "The Influence of Market Conditions on Event-Study Residuals",

- Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, N°3, Septiembre, Págs. 345-351.
- Lo, A. W. y MacKinlay, A. C. (1990): "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading", *Journal of Econometrics*, Vol. 45, N° 1/2, Julio-Agosto, Págs. 181-211.
- MacKinlay, A. C. (1997): "Event Studies in Economics and Finance", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, N° 1, Marzo, Págs. 13-39.
- Malatesta, P. H. (1986): "Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, N° 1, Marzo, Págs. 27-38.
- Marsh, P. (1979): "Equity Rights issues and the Efficiency of the U.K. Stock Market", *Journal of Finance*, Vol. 34, N° 4, Septiembre, Págs. 839-862.
- Martínez Costa, M. y Martínez Lorente, A. R. (2001): "Influencia de las normas ISO 9000 en el funcionamiento de la empresa: Una percepción del mercado", *XI Congreso Nacional de ACEDE*, Zaragoza.
- Maynes, E. y Rumsey, J. (1993): "Conducting Event Studies with Thinly Traded Stocks", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, N° 1, Febrero, Págs. 145-157.
- Nicolau, J. L. (2001): "Parametric & Nonparametric Approaches to Event Studies: An Application to a Hotel's Market Value", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-AD 2001-08.
- Patell, J. M. (1976): "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior", *Journal of Accounting Research*, Vol. 14, N° 2, Otoño, Págs. 246-275.
- Peña, J. I. (1992): "Contratación asincrónica, riesgo sistemático y contrastes de eficiencia", *Cuadernos Económicos I.C.E.*, N° 50, Págs. 81-89.
- Peterson, P. P. (1989): "Event Studies: A Review of Issues and Methodology", *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 28, N° 3, Verano, Págs. 36-65.
- Rao, C. (1973): *Linear statistical Inference and Its Applications*, 2ª Edición, John Wiley and Sons, New York.
- Rubio Irigoyen, G. (1986): "Los efectos de la contratación poco frecuente: Tamaño y valoración", *Boletín de Estudios Económicos*, Vol. 41, N° 128, Agosto, Págs. 369-383.
- Salinger (1992): "Standard Errors in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, N° 2, Marzo, Págs. 39-53.
- Scholes, M. y Williams, J. (1977): "Estimating Betas From Non-Synchronous data", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, N° 3, Diciembre, Págs. 309-328.
- Sellers, R. y Nicolau, J. L. (2001): "La calidad y su impacto sobre la rentabilidad y la volatilidad", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2001-18.
- Thompson, R. (1995): "Empirical Methods of Event Studies in Corporate Finance", Este artículo se encuentra en el libro Jarrow, R. A., Maksimovic, V. y Ziemba, W. T. (1995): *Handbooks in Operations Research and Management Science*, Elsevier, Amsterdam, Págs. 963-992.
- White, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, N° 4, Mayo, Págs. 817-838.

La Revista Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa recibió este artículo el 18 de febrero de 2002 y fue aceptado para su publicación el 12 de septiembre de 2003.