

INFLUENCIA DE LA CALIDAD SOBRE LA RENTABILIDAD Y LA VOLATILIDAD

JUAN LUIS NICOLAU

RICARDO SELLERS

Universidad de Alicante

El objetivo del presente estudio consiste en analizar el impacto que la publicación de la noticia de obtención de un certificado de calidad (ISO 9000) tiene sobre el valor de mercado de la empresa y sobre la volatilidad del precio de cotización de las acciones. Adicionalmente se examinan diversos factores determinantes del impacto de la obtención del certificado sobre la rentabilidad. La muestra utilizada incluye todas las empresas que, habiendo cotizado en el mercado continuo entre los años 1993 y 1999, han obtenido un certificado de calidad. Para medir el impacto de la obtención de un certificado de calidad sobre los resultados se ha analizado los excesos de rentabilidad, mientras que para medir la variación en la volatilidad se han realizado cuatro test, dos paramétricos, uno no paramétrico y una propuesta de test semiparamétrico. Los resultados indican que el mercado reacciona positivamente a la obtención de este certificado, provocando además un incremento en la volatilidad de los precios de cotización.

Palabras clave: calidad, certificado ISO 9000, rentabilidad, volatilidad.

Clasificación JEL: M13, M31.

Desde comienzos de la década de los ochenta hasta nuestros días, académicos e investigadores han prestado un notable interés a los temas relacionados con la calidad. En líneas generales, la calidad se ha abordado en la literatura desde una doble perspectiva, pasando de una visión objetiva de la misma que considera la calidad como la conformidad con las especificaciones, hacia una visión subjetiva que considerara la calidad desde una perspectiva del consumidor, entendiendo la misma como la satisfacción de las necesidades y expectativas del cliente. Según Salís (1999), la transformación de la función de calidad producida en las empresas, ha estado presidida por el incremento del valor añadido para los clientes.

En cualquier caso, la diferenciación basada en la calidad se ha convertido en una de las estrategias más utilizadas en el ámbito empresarial. Las causas que podrían explicar este fenómeno se encuentran en los potenciales beneficios que dicha estrategia comporta. Según Deming (1986), la “revolución de la calidad” ha sido promovida tanto por las empresas manufactureras, como por las empresas de servicios, debido a que los decisores perciben que la retención de los clientes y el aumento de la cuota de mercado dependen, en gran medida, de la calidad de los productos y servicios ofrecidos. Feigenbaum (1982), define la calidad como el

factor más importante del crecimiento de las empresas en los mercados internacionales. En particular, multitud de estudios investigan el impacto de la calidad sobre los resultados [Capon *et al.* (1990), (1996); Szymanski *et al.* (1993)], existiendo un amplio consenso en considerar a la calidad como una estrategia que puede conducir a unos resultados empresariales superiores.

Paralelamente a este interés por la calidad, las actividades de normalización y certificación se han desarrollado enormemente en los últimos años. La razón que puede explicar este interés se encuentra en las asimetrías de información existentes entre empresas y consumidores, es decir, se debe al diferente grado de conocimiento que tienen empresas y consumidores sobre la calidad de los productos que se ofrecen en el mercado. Según Akerlof (1970), cuando estas asimetrías de información hacen referencia a la calidad, podrían coexistir en el mercado productos de alta y de baja calidad, lo que llevaría a los consumidores a tener que valorar ex-ante la calidad de los productos que van a adquirir, convirtiendo la elección en una tarea problemática y costosa [Nayyar (1990)]. Así, mediante la certificación, los consumidores podrán distinguir entre aquellas empresas que cuentan con sus sistemas de calidad debidamente acreditados, de aquellas que no los tienen. La escasa evidencia empírica existente [Hendricks y Singhal (1996); Docking y Downen (1999); Adams *et al.* (1999); Soteriou y Zenios (2000)], defiendo que, en general, la publicación de noticias relacionadas con la calidad afecta a las expectativas de los inversores, y por ende al valor de mercado y a la volatilidad de las acciones de la empresa. Por ello, la noticia de obtención de un certificado de calidad debe afectar de la misma forma a dichas expectativas.

Así, el objetivo del presente estudio es doble. Por un lado se pretende analizar el impacto que la publicación de la noticia de obtención de un certificado de calidad basado en las normas ISO 9000 tiene sobre el valor de mercado de la empresa, así como la influencia de diferentes factores determinantes de dicho impacto; y por otro, examinar el impacto de la publicación de la obtención de dicho certificado sobre la volatilidad del precio de cotización de las acciones.

Para alcanzar estos objetivos, se ha estructurado el trabajo en los siguientes apartados. En primer lugar, se realiza una breve revisión de la literatura que trata de relacionar la calidad con los resultados empresariales y se desarrollan las hipótesis del trabajo. En particular, se revisa la literatura que relaciona los sistemas de gestión de calidad con los resultados, y la que analiza la relación entre determinadas noticias vinculadas con la calidad y el valor de mercado de la empresa. En el apartado tercero se describen la metodología y muestra utilizadas. Posteriormente, se presentan los resultados obtenidos, para finalizar con un último apartado en el que se exponen las principales conclusiones que se pueden extraer de este trabajo.

1. LA INFLUENCIA DE LA CALIDAD SOBRE LOS RESULTADOS EMPRESARIALES. DESARROLLO DE HIPÓTESIS

Uno de los temas que más interés ha despertado entre académicos e investigadores a lo largo del tiempo ha sido tratar de explicar las diferencias en los resultados empresariales. En este sentido, diferentes teorías tratan de identificar los factores determinantes de los resultados, así como la medida en que afectan a los

mismos. En particular, multitud de estudios investigan el impacto de la calidad sobre los resultados [Capon *et al.* (1990), (1996); Szymanski *et al.* (1993)], existiendo cierto consenso en considerar que garantizar una calidad superior en un producto puede conducir a obtener unos resultados superiores.

En líneas generales, podemos clasificar los diferentes estudios que han analizado la relación de la calidad con diferentes medidas de resultados en función del impacto que la calidad tiene sobre los ingresos y sobre los costes.

En cuanto a la influencia de la calidad sobre los ingresos, la literatura existente defiende una relación positiva entre calidad e ingresos. Las causas que podrían explicar esta relación son: a) una mayor lealtad y fidelidad del cliente, debido a que si se percibe los productos de calidad el cliente se sentirá más satisfecho [Deming (1986)], y b) posibilidad de vender los productos a unos precios potencialmente más altos, así como una menor vulnerabilidad a guerras de precios [Buzzell *et al.* (1975); Thompson *et al.* (1985)]. En última instancia, esto provoca un incremento de las ventas y una mayor cuota de mercado, relación apoyada por numerosos trabajos¹.

Respecto a la forma en que la calidad afecta a los costes existen dos teorías contrapuestas. Por una lado, la que supone que alcanzar determinado nivel de calidad requiere de unas inversiones en recursos y formación que sólo pueden derivar en un incremento de costes [Juran y Gryna (1980); Shycon (1992)]. En esta teoría subyace la idea de que la calidad es el resultado de un proceso, que requiere de unas inversiones en recursos humanos y materiales que, a corto plazo, pueden provocar un incremento en los costes y un deterioro en la rentabilidad. Según esta teoría, la mejora de la calidad provoca un incremento de la cuota de mercado, lo que en última instancia mejorará la rentabilidad mediante las economías de escala alcanzables. Por otro lado, encontramos la teoría propuesta inicialmente por Crosby (1979), que defiende que los costes asociados a la calidad son siempre inferiores a los asociados a la no calidad, lo que le lleva a manifestar que la “calidad es gratis”. Esta teoría apoya una relación directa entre calidad y rentabilidad, debido a que la mejora de la calidad provoca un incremento en los ingresos y una reducción de costes [Spitzer (1993)], si bien no considera las inversiones necesarias para la mejora de la calidad. Craig y Douglas (1982) y Gale y Branch (1982) defienden la posibilidad que tienen aquellas empresas que ofrecen productos de calidad de reducir sus costes, evidencia apoyada en parte por Phillips *et al.* (1983), que defienden una relación indirecta y negativa entre calidad y costes a través de la cuota de mercado.

Por otro lado, la relación entre calidad y rentabilidad (medida a través de la rentabilidad sobre inversiones, ROI) es apoyada por diversos trabajos². Adicionalmente, existe evidencia empírica que apoya la mejora de la calidad, como una estrategia que permite a la empresa incrementar su valor de mercado [Thompson *et al.* (1985); Aaker y Jacobson (1994); Easton y Jarrel (1998)].

(1) Entre otros se pueden señalar los de Cowling y Cubbin (1971), Buzzell *et al.* (1975), Buzzell y Wiersema (1981a, 1981b), Craig y Douglas (1982), Phillips *et al.* (1983), Jacobson y Aaker (1987), Jacobson (1988), Szymanski *et al.* (1993) y Kroll *et al.* (1999).

(2) Por ejemplo Buzzell y Wiersema (1981b), Craig y Douglas (1982), Gale y Branch (1982), Phillips *et al.* (1983), Jacobson y Aaker (1987), Jacobson (1988), Szymanski *et al.* (1993) y Caruana y Pitt (1997).

En cualquier caso, a partir de esta situación, conviene señalar que el término calidad no debe ser utilizado como si fuera una variable en sí misma, sino como el resultado de un proceso en el que intervienen un gran número de recursos y actividades [Grönroos (1984)], por lo que el compromiso con la calidad debe enmarcarse dentro de la implantación de programas de mejora de la misma. En este sentido, cabe destacar la falta de consenso existente en la literatura acerca de la relación entre la implantación de sistemas de calidad y los resultados. Así, Haim (1993) analiza los resultados de 20 estudios sobre la relación entre el TQM (*Total Quality Management*) y los resultados. De ellos, sólo 3 analizan cuantitativamente el impacto de dicho sistema de calidad sobre la rentabilidad, obteniendo que, en líneas generales, existe una relación positiva entre ambos. Sin embargo, Easton y Jarrell (1998), señalan que, si bien las empresas que cuentan con sistemas de calidad obtienen unos mejores resultados a partir de la implantación de los mismos, ello no implica que las empresas que no cuenten con dichos sistemas mejoren sus resultados con su implantación. En este sentido, pueden existir determinados factores que hagan que el TQM sea efectivo en determinadas empresas y no en otras. Powell (1995), Spitzer (1993), y Samson y Terziovski (1999) evidencian que sólo algunas prácticas en las que se puede descomponer el TQM tienen un efecto positivo sobre los resultados empresariales. Según Reed *et al.* (1996), esta falta de consenso puede ser explicada por el efecto moderador que la incertidumbre y la orientación de la empresa tienen en la relación entre el TQM y los resultados, en sus dos componentes, esto es, mejora de ingresos y reducción de costes. Así, Myers y Ashkenas (1993) señalan diez factores a considerar para evitar que el TQM se convierta en un capricho caro e improductivo. En esta misma línea, Miles y Snow (1994) [citado en Reed *et al.* (1996)], argumentan que las empresas que no sean capaces de integrar la estrategia con el entorno no podrán beneficiarse de la calidad.

Finalmente, una reciente línea de investigación se centra en analizar el impacto que determinadas noticias relacionadas con la calidad tienen sobre el valor de mercado de la empresa. Si los mercados secundarios de valores se comportan de forma eficiente, el precio de las acciones debería reflejar toda la información relativa a los resultados de la empresa [Aaker y Jacobson (1994)] y en particular la relativa a la calidad. Asumiendo un comportamiento racional de los inversores, el precio de las acciones debería reflejar el valor presente de los flujos futuros de caja, por lo que constituye un buen indicador para medir el impacto que un sistema de calidad tiene en la empresa.

En cualquier caso, los resultados obtenidos de investigaciones previas en este campo no son claros. Así, diversos autores detectan una relación positiva entre la noticia de obtención de un certificado de calidad y la reacción del mercado de valores [Hendricks y Singhal (1996); Docking y Downen (1999); Adams *et al.* (1999); Soteriou y Zenios (2000)], si bien, en la mayoría de los casos, la magnitud del efecto viene moderada por diversos factores como el tamaño de la empresa que obtiene el certificado [Hendricks y Singhal (1996); Docking y Downen (1999)] o el sector al que pertenece [Easton y Jarrell (1998)].

De esta forma, a partir de la relación calidad-ingresos, por la que la calidad supone mayor fidelidad del cliente y permite la fijación de precios mayores, y a la relación calidad-costes, por la que se mejoran los resultados, bien vía ampliación

de la cuota de mercado bien a través de la reducción *per se* de los costes, se plantea la siguiente hipótesis:

Hipótesis 1: La publicación de la noticia de obtención de un certificado de calidad debe tener un impacto positivo y significativo sobre el precio de cotización de las acciones en el momento en que dicha obtención es anunciada.

En cuanto a los factores determinantes del impacto de la noticia relacionada con la calidad y la reacción del mercado de capitales se proponen los siguientes:

1. Tamaño: En general, el tamaño empresarial no ofrece una relación concluyente con la reacción del mercado de capitales. Así, mientras que algunos autores no encuentran ninguna relación significativa [Easton y Jarrell (1998)], otros detectan un vínculo negativo [Hendricks y Singhal (1996); Docking y Downen (1999)], en el sentido de que el impacto de la noticia de obtención de un certificado de calidad por parte de una empresa tiene un mayor impacto del precio de cotización en las empresas pequeñas que en las grandes. En particular, esta relación se fundamenta en el hecho de que las empresas grandes se encuentran sometidas a un mayor control por parte de los inversores y tiene una mayor cobertura en los medios de comunicación, por lo que cabe esperar que el mercado ya conozca los esfuerzos de la empresa por mejorar la calidad [Hendricks y Singhal (1996)], de forma que la noticia de obtención de un certificado no constituya una información tan relevante como en el caso de las empresas pequeñas. En este sentido, planteamos la siguiente hipótesis:

Hipótesis 1a: La magnitud del impacto de la obtención de un certificado de calidad debe ser significativamente mayor en las empresas de menor tamaño que en las grandes.

2. Efecto industria: En general, existe cierta evidencia en la literatura a la hora de considerar el efecto moderador que un análisis sectorial de la información puede tener sobre los resultados obtenidos, si bien las conclusiones obtenidas son dispares según la clasificación sectorial efectuada y el sentido de la influencia. Así, Philips *et al.* (1983) y Jacobson y Aaker (1987) encuentran que para ciertos sectores no se evidencia un efecto directo entre calidad y diversas medidas de resultados. En la misma línea, Bharadwaj y Menon (1994) analizan exclusivamente empresas de servicios, llegando a la conclusión de que la calidad no es un factor que determina ni la cuota de mercado ni la rentabilidad. Por su parte, Anderson *et al.* (1997) establecen que en el caso de empresas manufactureras existe una relación positiva entre satisfacción y productividad, mientras que en el caso de empresas de servicios esta relación es negativa, lo que en última instancia debería afectar a la relación entre calidad y resultados. Sin embargo, en sentido opuesto, Easton y Jarrell (1998) detectan que el impacto de la implantación de un sistema de calidad sobre los resultados es mayor en las empresas manufactureras que en las empresas de servicios. Por todo lo anterior establecemos las dos hipótesis siguientes:

Hipótesis 1b: La magnitud del impacto de la obtención de un certificado de calidad debe ser distinta en función de la clasificación industrial de la empresa que obtiene el certificado

Hipótesis 1c: La naturaleza de los productos comercializados (bienes tangibles vs. servicios) es un factor determinante del impacto que la obtención de un certificado de calidad tiene sobre el precio de cotización de las acciones de la empresa.

Por otro lado, tener en cuenta únicamente el valor de mercado de una empresa, sin tener en cuenta simultáneamente el riesgo puede conducir a interpretaciones sesgadas de los resultados. Esta circunstancia plantea la necesidad de tener en cuenta adicionalmente la volatilidad del precio de cotización de las acciones. En este caso, la literatura previa no ofrece resultados concluyentes: mientras que Hendricks y Singhal (1996) evidencian una disminución en el riesgo sistemático a partir de la noticia de obtención de un premio de calidad, Soteriou y Zenios (2000) observan un incremento en el nivel de riesgo.

Para justificar posibles cambios en la volatilidad, se recurre al análisis del riesgo operativo de la empresa. Si bien la calidad genera perspectivas de mayor rentabilidad, su implantación lleva aparejada mayores costes fijos (CF), especialmente en el marco de la TQM. Este cambio en la estructura de costes conduce a variaciones en el punto muerto o umbral de rentabilidad, y, por tanto, en el apalancamiento operativo de la empresa. Dado que el apalancamiento operativo (AO) es la variación relativa de los beneficios (B) ante cambios en los niveles de ventas (V), se trata de una medida del riesgo operativo de la empresa [Bernstein, 1993]. Formalmente,

$$AO = \frac{\partial B}{\partial V} \frac{V}{B} = \frac{\partial [V - cv \cdot V - CF]}{\partial V} \frac{V}{[V - cv \cdot V - CF]} = \frac{1 - cv}{1 - cv - \frac{CF}{V}}$$

donde cv representa el porcentaje de costes variables sobre las ventas. Considerando que en el corto plazo, el incremento en los costes fijos es mayor que las ventas generadas (mientras que la materialización de los costes es inmediata, la adopción de los consumidores de un sistema de calidad como un factor de preferencia puede llevar tiempo), se espera que el apalancamiento operativo se incremente (como se puede observar al reducirse la expresión del denominador) y, por tanto, el riesgo operativo de la empresa aumentará³. En consecuencia, este cambio en el riesgo, conduce a plantear la segunda hipótesis en los siguientes términos:

Hipótesis 2: La publicación de la noticia de obtención de un certificado de calidad debe conducir a un incremento en la volatilidad del precio de las acciones de la empresa que obtiene el certificado.

2. METODOLOGÍA Y MUESTRA

En este apartado se describen la metodología y muestra utilizadas para el contraste de las hipótesis propuestas en el apartado anterior.

2.1. Metodología

Con la finalidad de contrastar la Hipótesis 1 se ha utilizado la metodología del *event study*. Esta metodología nos permite observar el impacto que la obtención de

(3) Intuitivamente, incrementos en los costes fijos elevan el umbral de rentabilidad de la empresa, de forma que si los aumentos en las ventas son menos que proporcionales a los de aquéllos, el nuevo nivel de ventas alcanzado quedará más cerca del nuevo umbral, con la consiguiente elevación del apalancamiento operativo.

un certificado de calidad tiene sobre el valor de mercado de la empresa, utilizando para ello los precios de cotización de las acciones de la empresa. Esto es, si los precios de las acciones reflejan el valor presente de los flujos futuros de caja, y asumiendo que los inversores siguen un comportamiento racional, cabe esperar que los precios de las acciones recojan toda la información que afecta a la empresa. De esta forma, la cuestión primordial radica en ser capaz de aislar los resultados obtenidos que se deriven de la nueva información, a saber, la obtención del certificado, de aquellos considerados “normales”. Por tanto, se trata de comparar la variación en el precio de cotización el “día de la noticia”, que se supone debe incorporar el efecto de la obtención del certificado de calidad, con la variación en el precio que se considera “normal”. En este sentido, se entiende por “día de la noticia” o *event day* aquel en el que el mercado tiene conocimiento de la obtención del certificado.

Para realizar esta comparación, partimos del modelo de mercado, que permite calcular la variación en el precio de la acción para cualquier día. Usando este modelo, podremos estimar los resultados normales que se esperan cuando no existe ninguna otra información, por medio de la expresión:

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

donde R_{it} representa la rentabilidad de la acción de la empresa i en el día t , y R_{mt} es la tasa de rentabilidad de la cartera de mercado en el día t . Los parámetros α_i y β_i representan la constante y el riesgo sistemático de la acción i , respectivamente, y ε_{it} es el término de error.

Así, este modelo se calcula sobre un período de estimación, de forma que los parámetros estimados se utilizarán para medir la rentabilidad esperada el día del evento, o en un intervalo más amplio, considerando una ventana alrededor del día del anuncio.

La estimación del rendimiento anormal en la ventana alrededor del día del evento es estimada de la siguiente forma:

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad [2]$$

donde $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ representan las estimaciones MCO obtenidas a partir de regresar R_{it} sobre R_{mt} para el período de estimación.

Una vez calculadas las AR_{it} se contrasta si estos rendimientos anormales son significativamente distintos de cero para cada día de la ventana considerada. Entre los diferentes test existentes se ha utilizado el test paramétrico propuesto por Jaffe (1974)

$$t_1 = \frac{\sum_{i=1}^N AR_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \sigma_{\varepsilon_i \varepsilon_j}}}$$

donde N es el número de noticias, AR_{i0} es la rentabilidad anormal en el día 0 o del evento, y $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ y $\sigma_{\varepsilon_i \varepsilon_j}$ representan, respectivamente, la varianza y covarianza de los activos i y j obtenidos a partir del período de estimación.

La selección de este test se justifica por la presencia potencial de problemas de correlación contemporánea en la muestra elegida, que pueden derivarse por un lado de la existencia de períodos solapados en alguna de las noticias para diferentes activos y, por otro lado, por el hecho de que algunas de las empresas analizadas pertenecen a la misma industria. Estos problemas pueden provocar una estimación sesgada tal y como han demostrado Collins y Dent (1984) y Bernard (1987).

Adicionalmente, para evitar posibles problemas derivados de falta de normalidad en las rentabilidades, se utilizará también el test no paramétrico de Corrado (1989).

$$t_2 = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{io} - \frac{1}{2}(T+1) \right]}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{it} - \frac{1}{2}(T+1) \right] \right]^2}}$$

donde K_{it} es el rango que ocupa la rentabilidad anormal AR_{it} en la serie de rendimientos anormales estimados para el activo i y T es el número total de días analizados.

Para el contraste de las hipótesis 1a, 1b y 1c se ha realizado un análisis de regresión, examinando los factores determinantes del impacto de la certificación sobre el valor de mercado en términos del tamaño (medido por el logaritmo del activo de la empresa), el sector industrial al que pertenece la empresa (definido por el código SIC y delimitado por variables dummy) y la naturaleza de los productos comercializados (expresado con una variable dummy que toma el valor 1 si se trata de una empresa de servicios y 0 en el caso de productos tangibles).

En cuanto a la hipótesis 2, para analizar la estructura de la volatilidad se han realizado 4 tests, dos paramétricos, uno no paramétrico y una propuesta de test semiparamétrico. Para la aplicación de los tests paramétricos, previamente se construye una cartera equiponderada con los activos analizados (evidentemente, dada la agregación de los activos para formar dicha cartera, los resultados de estos dos tests paramétricos se toman como un primer análisis exploratorio). Así, el primero de aquéllos se basa en el test tradicional de diferencias de varianzas a través de la F de Snedecor, comparando los períodos previo y posterior al anuncio de la concesión del certificado, en el intervalo $(-150,+150)$.

El segundo de los tests paramétricos consta de dos etapas: en una primera se identifica el modelo de varianza condicional que mejor ajusta las rentabilidades de la cartera; así, en una segunda etapa, mediante el uso de variables dummy, se pretende recoger el efecto sobre la volatilidad en los dos períodos considerados. Para el caso concreto de esta aplicación, el criterio de Schwarz indica que el modelo óptimo es el modelo asimétrico de heteroscedasticidad condicional autorregresiva EGARCH(1,1) de Nelson (1990):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

donde

$$\varepsilon_{it} = h_{it}^{1/2} \eta_{it} \text{ y } \varepsilon_{it}/\varepsilon_{it-1}, \varepsilon_{it-2}, \dots \sim N(0, h_{it})$$

siendo

$$\eta_{it} \text{ i.i.d. con } E(\eta_{it}) = 0 \text{ y } E(\eta_{it}^2) = 1$$

de manera que, la varianza condicional viene dada por la expresión

$$h_{it} = \exp \left(c_i + \xi_1 D_{1,t-M} + \xi_2 D_{2,t+M} + \lambda_{ij} \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{it-j}^{1/2}} \right| + \delta_{ij} \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{it-j}^{1/2}} + \gamma_{ik} \ln(h_{it-k}) \right) \quad [3]$$

donde c_i , λ_{ij} , δ_{ij} y γ_{ij} son los parámetros a estimar. La variable binaria $D_{1,t-M}$ toma el valor de 1 durante los M días precedentes al día del evento y cero en caso contrario, y $D_{2,t+M}$ es igual a 1 en los M siguientes, de tal modo que los parámetros ξ_1 y ξ_2 , representan el efecto del período considerado sobre la varianza condicional.

Por otro lado, en relación con los test no paramétrico y semiparamétrico, en este caso se opera sobre cada una de los activos por separado (y no con la cartera). El primero de ellos se basa en la propuesta de Olshon y Penman (1985), por la que se persigue contrastar la probabilidad $P(R_2^2 < R_1^2)$, donde R_1 y R_2 son las rentabilidades antes y después del anuncio, respectivamente. Para la construcción del contraste se comparan día a día las rentabilidades de ambos períodos, con la particularidad de que el emparejamiento se debe realizar controlando por los días de la semana, para evitar los conocidos efectos “día de la semana” acaecidos en las cotizaciones bursátiles. Así, asumiendo independencia entre las observaciones, se construye el estadístico:

$$z = \frac{p - \theta}{\sqrt{\frac{\theta(1-\theta)}{T}}}$$

que sigue una distribución normal de parámetros (0,1). Así, suponiendo que $\theta = 0,5$ se pretende contrastar la hipótesis de que $p = 0,5$.

Finalmente, como contraste alternativo al anterior, se propone el siguiente test semiparamétrico. En esta ocasión el énfasis radica en la comparación de los residuos de los dos períodos. Para ello se procede como sigue: i) Regresar la rentabilidad de cada activo con la cartera de mercado, dividiendo la serie en dos tramos, correspondientes al período anterior y posterior al evento; ii) Obtener los residuos de cada subserie y elevarlos al cuadrado; iii) Ordenar de menor a mayor cada subserie; iv) Comparar uno a uno el valor de cada observación de cada subserie con aquél que ocupa la misma posición en la otra. En esencia, lo que se persigue es observar si uno de los dos tramos domina estocásticamente sobre el otro, en lo que a los residuos al cuadrado se refiere. El estadístico de contraste se construye como en el caso anterior.

2.2. Muestra

Para llevar a cabo la aplicación empírica, se han detectado todas las empresas que, habiendo cotizado en el mercado continuo español, han obtenido un certificado

de calidad durante el período que abarca desde 1993, año en que comienza el gran desarrollo de la implantación de certificados de calidad en España, hasta 1999. Específicamente, las normas más extendidas son las basadas en los International Quality Standards, por lo que sólo se han considerado los certificados basados en dichas normas.

Esto ha implicado analizar 187 empresas, seleccionando aquéllas que han obtenido el certificado de calidad. En particular, 40 empresas han obtenido un total de 61 certificados de calidad en dicho período. En este caso, se debía determinar el día exacto en que se anunció públicamente y por primera vez en prensa. Para llevar a cabo esta tarea se ha utilizado la base de datos Baratz. En la búsqueda se detectaron 40 noticias relacionadas con la obtención de certificados de calidad. Sin embargo, algunas de ellas tuvieron que ser eliminadas del análisis debido a que en el momento en que se publicó la noticia dichas empresas no cotizaban en el mercado. Adicionalmente, una vez que se obtiene el día exacto de la publicación, la ventana considerada alrededor del evento fue examinada para detectar otros factores que pudieran afectar a la empresa y que podrían influir a su vez a la rentabilidad de la empresa en dicho período. En este sentido, aquellas noticias en cuya ventana de análisis se produjeron eventos tales como, ampliaciones o reducciones de capital, pago de dividendos, oferta pública de adquisición de acciones, en que la compañía fue adquirida o se realizaron compras de acciones en grandes proporciones (con fines de toma de control), fueron eliminadas para evitar efectos confusos. Tras aplicar estos filtros la muestra definitiva se compone de 27 noticias. Es conveniente señalar que, de acuerdo con el procedimiento seguido para recoger los datos, estas son todas las noticias existentes para el período de tiempo considerado. El cuadro 1 refleja las características de la muestra en términos del primer dígito del código SIC de la industria a la que pertenece la empresa que obtiene el certificado y el año en el que fue concedido.

Para la aplicación del *event study* se consideró un período de estimación de 147 días previos a la ventana de análisis (de $t-150$ a $t-4$, siendo $t = 0$ el día de la noticia). El impacto de las noticias se ha analizado en una ventana de $(-3, + 3)$ días alrededor del día del acontecimiento. Las rentabilidades han sido corregidas por *splits*, derechos de suscripción y dividendos, obteniéndose a partir de la expresión $R_{it} = Ln(P_{it} \cdot FD_{it} + r_{it} + d_{it}) - LnP_{i,t-1}$, donde P_{it} es el precio, FD_{it} el factor de desdoblamiento, r_{it} los derechos de suscripción y d_{it} los dividendos anunciados, todos ellos relativos al día t . Los datos fueron obtenidos del Servicio de Información Bursátil (SIB).

Cuadro 1. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Código SIC de la Industria	Número de Certificaciones							
		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
1	3			1	1		1	
2	2			2				
3	3	1		1	1			
4	7			2	4		1	
6	12		1		1	6	3	1

3. RESULTADOS

3.1. Relación certificado de calidad–rentabilidad

Mediante el análisis propuesto, se ha obtenido que el día del evento presenta la mayor rentabilidad dentro de la ventana considerada, con un nivel de significatividad del 10 por ciento (ver cuadro 2). Ambos test, paramétrico y no paramétrico, alcanzan el mismo nivel, por lo que el potencial efecto de una distribución no normal no se manifiesta en la rentabilidad anormal media⁴. Este resultado confirma la hipótesis de que la obtención de un certificado de calidad tiene un impacto positivo sobre el precio de cotización de las acciones.

Además, el día del evento es el único de la ventana considerada cuyo porcentaje de rendimientos anormales positivos aparece como significativamente mayor que el 45,09 por ciento de residuos positivos encontrados en el período de estimación. Este último análisis se realizó utilizando el test binomial, que resulta significativo a un nivel de 5%.

Cuadro 2: RENDIMIENTO ANORMAL OBTENIDO POR LA OBTENCIÓN DE UN CERTIFICADO DE ASEGURAMIENTO DE LA CALIDAD

Día del Anuncio	Rentabilidades anormales media	Test de Jaffe t_1	Test de Corrado t_2	%Rentabilidades anormales positivas
-3	-0,0007	-0,2223	-0,3666	33,3
-2	0,0041	1,2972	1,5076	55,5
-1	-0,0013	-0,4025	0,5271	55,5
0	0,0054	1,7022 ^c	1,8633 ^c	62,9 ^b
+1	0,0023	0,7295	0,3970	55,5
+2	-0,0001	-0,0159	0,4534	55,5
+3	-0,0005	-0,1614	0,2668	51,8

^c = $p < 0,10$; ^b = $p < 0,05$.

Adicionalmente, y siguiendo las recomendaciones propuestas por McWilliams and Siegel (1997) se trató de aislar el posible impacto de la existencia de valores atípicos. Como resultado se detectaron dos valores atípicos, aunque repitiendo todo el análisis se llegó a las mismas conclusiones.

Este resultado se encuentra en la línea de las conclusiones obtenidas por las investigaciones que han analizado el efecto de la obtención de un certificado de calidad sobre el precio de cotización de las acciones [Hendricks y Singhal (1996),

(4) Aunque los rendimientos anormales del día del evento se distribuyen normalmente según el test de Jarque-Bera, esto no ocurre para tres de los siete días considerados como ventana alrededor del acontecimiento.

(1997) y (2001); Adams *et al.* (1999); Docking y Downen (1999); Soteriou y Zenios (2000)], por lo que cabe esperar que las empresas anuncien los esfuerzos que realizan en aras a mejorar la calidad de los productos que comercializan, puesto que los inversores valoran positivamente este tipo de estrategia.

Una vez demostrado que los certificados de calidad están asociados a cambios positivos en el valor de la empresa, se procede a analizar sus factores determinantes. Para ello se regresan las rentabilidades anormales de la fecha del suceso con diversas variables asociadas a las hipótesis planteadas. Como se puede observar en el cuadro 3, el tamaño de la empresa presenta una relación negativa con los resultados de la empresa, lo que coincide con lo evidenciado por Hendricks y Singhal (1996) y Docking y Downen (1999), apoyando así la Hipótesis 1a. Respecto a la naturaleza del producto comercializado, se evidencia una vez más que las empresas que operan con productos tangibles presentan un mayor impacto positivo ante la certificación, lo que está en línea con Anderson, Fornell y Rust (1997) y Easton y Jarrell (1998), verificándose la Hipótesis 1c. En este punto, con el fin de refinar este análisis, resulta interesante examinar el efecto conjunto del tamaño y la naturaleza del producto; para ello se introduce la interacción entre ambos, obteniéndose que la diferencia de resultados derivada de la naturaleza del producto se reduce a medida que las empresas de servicios aumentan su tamaño, lo que puede justificarse por la disminución de la desconfianza inherente en los servicios asociada a su intangibilidad (empresas más grandes proporcionan mayores garantías en relación con su capacidad de estandarizar la prestación, así como la calidad de los productos intangibles como los servicios). Una segunda especificación incluye el efecto industria definido por el código SIC, observándose que no parece existir ningún efecto moderador de la industria a la que pertenece la empresa, por lo que se rechaza la Hipótesis 1b. Cabe destacar que el resto de variables mantienen la misma influencia, lo que es indicativo de la robustez de los resultados.

Cuadro 3: FACTORES EXPLICATIVOS DEL EXCESO DE RENTABILIDAD.
(Desviación típica entre paréntesis)

	Const.	Tamaño	Naturaleza	Tam*Nat	SIC1	SIC2	SIC6
Ec1	0,396 ^a (0,105)	-0,038 ^a (0,010)	-0,376 ^a (0,109)	0,037 ^a (0,010)	-	-	-
Ec2	0,374 ^a (0,121)	-0,036 ^a (0,011)	-0,425 ^c (0,201)	0,040 ^b (0,016)	0,010 (0,035)	-0,007 (0,015)	-0,010 (0,015)
	R ²	R ² Aj.	AIC	F			
Ec1	0,446	0,354	64,788	4,842 ^b			
Ec2	0,478	0,269	62,442	2,294 ^c			

^a = p < 0,01; ^b = p < 0,05; ^c = p < 0,10. Tamaño=logaritmo del activo de la empresa; Naturaleza=1 si es servicio y 0 si es producto tangible; SIC1, SIC2 y SIC6 son variables dummy que recogen el código SIC al que pertenece la empresa (Se toman dos grupos de referencia (3 y 4) en lugar de uno, debido a problemas de singularidad).

En relación a la capacidad explicativa de las regresiones propuestas, los coeficientes de determinación R^2 y R^2 ajustado se sitúan en torno a 44-47% y 35-26% respectivamente; es decir, las variables independientes del modelo explican un porcentaje relativamente aceptable de la variabilidad de los excesos de rentabilidad. Asimismo, la aplicación de los tests de significación conjunta de las variables permite concluir que se obtiene información significativa a un nivel del 5 y 10% para cada una de las dos especificaciones; en este sentido, el criterio de información de Akaike ($AIC = \log(L_{MV}) - k$, donde L_{MV} es la función de verosimilitud y k el número de parámetros estimados), presenta un mejor ajuste para la especificación 1 (Ec1).

3.2. Relación certificado de calidad-volatilidad

En cuanto a la segunda hipótesis, los resultados obtenidos coinciden en todos los tests aplicados, indicando un incremento de la volatilidad en el precio de las acciones a partir de la fecha de anuncio de la obtención del certificado.

Las desviaciones típicas de ambos períodos son, 0,32% para el período de 150 días previos al anuncio y de 0,38% para 150 días posteriores, de manera que $\hat{\sigma}(\bar{R}_2) / \hat{\sigma}(\bar{R}_1) = 1.187$. Esto es, el incremento medio en las desviaciones típicas es de un 18,7%. Así, se obtiene un estadístico $F_{149,149} = 1,44$ (p-valor = 0,025), que indica que la diferencia en las varianzas es significativa el 5%. La modelización a través de los modelos de varianza condicional, permite obtener la siguiente estimación (estadístico z entre paréntesis):

$$h_{it} = \exp \left(\begin{array}{c} -21,6 - 0,914 D_{1,t-150} - 0,47 D_{2,t+3} + 0,163 \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{t-j}^{1/2}} \\ (-45,5) \quad (-1,90) \quad (-1,01) \quad (1,87) \end{array} + 0,028 \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{t-j}^{1/2}} - 0,958 \ln(h_{t-k}) \right) \\ (0,90) \quad (-67,1)$$

De esta forma, se observa que el coeficiente que acompaña a la dummy referida al período anterior es significativa, lo que indica que, la varianza media durante los 150 días previos al evento es menor que los 150 posteriores.

En cuanto al test no paramétrico y semiparamétrico, se obtiene un estadístico igual a $z = -3,874$ (p-valor = 0,000) para el primero, y de $z = -2,658$ (p-valor = 0,003) para el segundo.

En la aplicación se ha encontrado que $P(\bar{R}_2^2 > \bar{R}_1^2) = 0,5332$. En este sentido, asumiendo que

$$\bar{R}_1 \sim N(0, \sigma_1^2) \text{ y } \bar{R}_2 \sim N(0, \sigma_2^2)$$

siendo

$$Cov(\bar{R}_1^2, \bar{R}_2^2) = 0$$

se cumple que

$$S = \frac{\bar{R}_2^2 / \sigma_2^2}{\bar{R}_1^2 / \sigma_1^2} \sim F_{1,1}$$

con lo que el incremento de las desviaciones se puede obtener fácilmente con la expresión $P(\bar{R}_2^2 > \bar{R}_1^2) = P(S > \sigma_1^2 / \sigma_2^2)$, ya que $P(S < \sigma_1^2 / \sigma_2^2) = 1 - 0.5332 = 0.4688$.

Así, el valor de $\sqrt{E(\bar{R}_2^2) / E(\bar{R}_1^2)}$ se puede aproximar al valor encontrado en las tablas para la inversa de σ_1^2 / σ_2^2 , y que en este caso resulta en 1,1103. El hecho de que esta magnitud sea inferior al anterior incremento, puede venir explicado por la desigualdad de Jensen,

$$E\left(\frac{1}{\hat{\sigma}_1^2}\right) > \frac{1}{E(\hat{\sigma}_1^2)}$$

con lo que las estimaciones del incremento porcentual en las desviaciones típicas pueden presentar un sesgo inferior.

El análisis de la varianza ha permitido detectar un incremento en la volatilidad en el período siguiente a la concesión del certificado, coincidiendo con los resultados obtenidos por Soteriou y Zenios (2000). Como se indicó previamente, dos fuerzas parecen confrontarse en este punto que definen el riesgo via apalancamiento operativo: por una parte, expectativas de mayores ventas derivadas de la mayor calidad alcanzada, y por otra, expectativas de mayores costes consecuencia de la implantación del sistema de calidad, reforzando la teoría propuesta por Juran y Gryna (1980) que sostiene que la calidad es el resultado de un proceso que sólo puede derivar en un incremento de los costes. Además, la concesión de un certificado ISO 9000 suele ser un primer paso dentro de la TQM [Terziovski *et al.* (1997)], por lo que existen perspectivas de mayores costes.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo ha tratado de analizar empíricamente el efecto que la obtención de un certificado de calidad ISO 9000 tiene sobre el precio de cotización de las acciones de una empresa y sobre su volatilidad. Se ha estimado el rendimiento anormal que experimentan los precios de las acciones de la empresa, cuando estas anuncian públicamente la obtención de dicho certificado, así como la volatilidad en el período anterior y posterior a dicho anuncio. Para realizar esta tarea, se han considerado la totalidad de empresas que, habiendo cotizado en el mercado continuo desde 1993 hasta 1999, han obtenido un certificado de calidad y lo han anunciado públicamente. La principal limitación se encuentra en el tamaño muestral obtenido; no obstante, es conveniente señalar que, de acuerdo con el procedimiento seguido para recoger los datos, estas son todas las noticias existentes para el período de tiempo considerado.

Los resultados obtenidos señalan que el mercado reacciona positivamente a la obtención de este certificado, produciéndose un incremento en la volatilidad del precio de las acciones. Este resultado apoya la teoría de que las noticias relacionadas con la calidad tienen un impacto sobre las expectativas de los inversores. Asimismo, se ha obtenido evidencia de que el tamaño y la naturaleza del producto son determinantes del impacto de la calidad.

Las implicaciones derivadas sobre la gestión de las empresas cotizadas en bolsa que se plantean la utilización y difusión de modelos de excelencia empresarial son las siguientes. Si el objetivo de sus directivos es incrementar el valor para sus accionistas, y dado que estas empresas no sólo tienen que ofrecer calidad, sino también demostrarla, la certificación y posterior comunicación de los sistemas de calidad existentes puede ser un buen método para alcanzar tal objetivo.

Finalmente señalar que, aunque mediante el análisis realizado se ha obtenido que el mercado responde positivamente a la obtención de un certificado de calidad, no debemos olvidar que la obtención de este certificado no es más que un paso dentro de la estrategia que las empresas pueden llevar a cabo con la finalidad de mejorar la calidad de los productos y servicios que ofrecen al mercado. Tal y como señalan Hendricks y Singhal (1996), puede ocurrir que el mercado ya conozca la existencia de un plan de mejora de la calidad y puede que haya descontado o realizado una valoración de la rentabilidad que dicha inversión o esfuerzo conlleva. Sin embargo, obtener el certificado lleva, generalmente, a una nueva valoración de esta rentabilidad. Así, futuras líneas de investigación deberían centrarse en realizar un análisis a largo plazo, para medir el impacto de la calidad sobre los resultados. En este sentido, a nuestro juicio se podrían utilizar adicionalmente otras medidas de resultados como el volumen de beneficios o la rentabilidad (ROI), y comparar los resultados obtenidos por empresas que cuentan con sistemas de calidad certificados frente a empresas que, o bien no cuentan con sistemas de calidad, o bien no certifican sus sistemas de calidad.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aaker, D.A. y R. Jacobson (1994): "The Financial Information Content of Perceived Quality", *Journal of Marketing Research*, 31, págs. 191-201.
- Adams, G., G. McQueen y K. Seawright (1999): "Revisiting the stock price impact of quality awards", *Omega*, 27, págs. 595-604.
- Akerlof, G. (1970): "The market for 'Lemons': Quality uncertainty and the market mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, 84 (3), págs. 488-500.
- Anderson, S.W., J. Daly y M.F. Johnson (1999): "Why firms seek ISO 9000 certification. Regulatory compliance or competitive advantage?" *Production and Operations Management*, 8 (1), págs. 28-43.
- Bernard, V. (1987): "Cross-sectional dependence and problems in inference in marked-based accounting research", *Journal of Accounting Research*, 25, págs. 1-48.
- Bernstein, L.A. (1993): *Analysis of Financial Statements*, Homewood: Business ones Irwin.
- Bharadwaj, S.G. y A. Menon (1994): "Determinants of Success in Services Industries", *Journal of Services Marketing*, 7, págs. 19-40.
- Buzzell, R.D., B.T. Gale y R.G.M. Sultan (1975): "Market Share – a Key to Profitability", *Harvard Business Review*, enero-febrero, págs. 97-106.
- Buzzell, R.D. y F.D. Wiersema (1981a): "Modelling Changes in Market Share: A Cross – Sectional Analysis", *Strategic Management Journal*, 2, págs. 27-42.
- Buzzell, R.D. y F.D. Wiersema (1981b): "Successful share – building strategies", *Harvard Business Review*, Enero-febrero, págs. 135-144.

- Cameron, R.S. y D.A. Whetten (1983): *Organizational effectiveness: A comparison of multiple models*, New York: Academic Press.
- Capon, N., J.U. Farley y S. Hoenig (1990): "Determinants of financial performance: a meta-analysis", *Management Science*, 36 (10), págs. 1143-1159.
- Capon, N., J.U. Farley y S. Hoenig (1996): "What we know (or think we know): about the causes of superior financial performance". En: *Toward an integrative explanation of corporate financial performance*, Kluwer Academic Publishers, págs. 27-82.
- Caruana, A. y L. Pitt (1997): "INTQUAL – an internal measure of service quality and the link between service quality and business performance", *European Journal of Marketing*, 31 (8), págs. 604-616.
- Collins, D. y W. Dent (1984): "A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research", *Journal of Accounting Research*, 22 (1), págs. 48-84.
- Corrado, C. (1989): "A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies", *Journal of Financial Economics*, 23, págs. 385-395.
- Cowling, K. y J. Cubbin (1971): "Price, Quality, and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the United Kingdom Car Market", *Economica*, 38, págs. 378-394.
- Cowling, K. y A.J. Rayner (1970): "Price, Quality, and Market Share", *Journal of Political Economy*, 78 (1), págs. 1292-1309.
- Craig, C.S. y S.P. Douglas (1982): "Strategic Factors Associated with Market and Financial performance", *The Quarterly Review of Economics and Business*, 22 (2), págs. 101-112.
- Crosby, P.B. (1987): *Quality is Free*. McGraw – Hill, New York.
- Deming, E. (1986): *Out of the Crisis*. MIT Center for Advanced Engineering Study. Boston.
- Docking, D.S. y R. Downen (1999): "Market Interpretation of ISO 9000 Registration", *The Journal of Financial Research*, XXII (2), págs. 147-160.
- Easton, G.S. y S.L. Jarrell (1998): "The Effects of Total Quality Management on Corporate Performance: An Empirical Investigation", *Journal of Business*, 71 (2), págs. 253-307.
- Feigenbaum, A.V. (1982): "Quality and business growth today", *Quality Progress*, 15 (11), págs. 22-25.
- Gale, B.T. y B.S. Branch (1982): "Concentration versus market share: which determines performance and why does it matter?", *The Antitrust Bulletin*, 27 (1), págs. 83-105.
- Garvin, D.A. (1988): *Managing quality: The strategic and competitive edge*, New York: Free Press.
- Grönroos (1984): "A service quality model and its marketing implications", *European Journal of Marketing*, 18 (4), págs. 36-44.
- Haim, A. (1993): "Does quality work? A review of relevant studies", *The Conference Board Inc.*, Informe 1043, Nueva York.
- Hendricks, K.B. y V.R. Singhal (1996): "Quality Awards and the Market Value of the Firm: An Empirical Investigation", *Management Science*, 42 (3), págs. 415-436.
- Hendricks, K.B. y V.R. Singhal (1997): "Does implementing an effective TQM program actually improve operating performance? Empirical evidence from firms that have won quality awards", *Management Science*, 43 (9), págs. 1258-1273.
- Hendricks, K.B. y V.R. Singhal (2001): "The long-run stocks price performance of firms with effective TQM programs", *Management Science*, 47 (3), págs. 359-368.
- Holmstrom, B. (1985): "The provision of services in a market economy". En: R.P. Inman (Ed.): *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*. Cambridge University Press. Cambridge. U.K.
- Ittner, C.D. y Larcker, D.F. (1997): "Quality strategy, strategic control systems and organizational performance", *Accounting, Organizations and Society*, 22 (3/4), págs. 293-314.

- Jacobson, R. (1988): "Distinguishing Among Competing Theories of the Market Share Effect", *Journal of Marketing*, 52, págs. 68-80.
- Jacobson, R. y D.A. Aaker (1987): "The Strategic Role of Product Quality", *Journal of Marketing*, 51, págs. 31-44.
- Jaffe, J.F. (1974): "Special Information and Insider Trading", *Journal of Finance*, 47, págs. 410-428.
- Juran, J.M. y F.M. Gryna (1980): *Quality Planning and analysis*, New York: McGraw – Hill.
- Juran, J.M., F.M. Gryna y R.S. Bingham (1990): *Manual de control de calidad*, Barcelona: Editorial Reverté.
- Klein, B. y K.B. Leffler (1981): "The role of market forces in assuring contractual performance", *Journal of Political Economy*, 84 (4), págs. 615-641.
- Kroll, M., P. Wright y R.A. Heiens (1999): "The Contribution of Product Quality to Competitive Advantage: Impacts on Systematic Variance and Unexplained Variance in Returns", *Strategic Management Journal*, 20, págs. 375-384.
- McWilliams, A. y D. Siegel (1997): "Event studies in management research: theoretical and empirical issues", *Academy of Management Journal*, 40 (3), págs. 626-57.
- Myers y Ashkenas (1993): "Results-driven quality... now!", *Management Review*, 82 (3), págs. 40-44.
- Nayyar, P.R. (1990): "Information asymmetries: a source of competitive advantage for diversified service firms", *Strategic Management Journal*, 11, págs. 513-519.
- Nelson, D.B. (1990): Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach, *Econometrica*, 41, 867-887.
- Ohlson, J.A. y S.H. Penman (1985): "Volatility increases subsequent to stock splits: An empirical aberration", *Journal of Financial Economics*, 14, págs. 251-266.
- Phillips, L.W., D.R. Chang y R.D. Buzell (1983): "Product Quality, Cost Position and Business Performance: A Test of Some Key Hypotheses", *Journal of Marketing*, 47, págs. 26-43.
- Powell, T.C. (1995): "Total Quality Management as Competitive Advantage: A Review and Empirical Study", *Strategic Management Journal*, 16, págs. 15-37.
- Reed, R., D.J. Lemak y J.C. Montgomery (1996): "Beyond process: TQM content and firm performance", *Academy of Management Review*, 21 (1), págs. 173-202.
- Reeves, C.A. y D.A. Bednar (1994): "Defining quality: Alternatives and implications", *Academy of Management Review*, 19 (3), págs. 419-445.
- Salís, J. (1999): "Evolución de la calidad: de la conformidad con las certificaciones a la satisfacción del cliente", *Economía Industrial*, 330, págs. 55-60.
- Samson, D. y M. Terziovski (1999): "The relationship between total quality management practices and operational performance", *Journal of Operations Management*, 17, págs. 393-409.
- Shapiro, C. (1983): "Premiums for high quality as returns to reputations", *Quarterly Journal of Economics*, 98 (4), págs. 659-680.
- Shycon, H.N. (1992): "Improved customer service: Measuring the Payoff", *The Journal of Business Strategy*, ene/feb, págs. 13-17.
- Soteriou, A.C. y S.A. Zenios (2000): "Searching for the Value of Quality". *Working Paper. The Wharton Financial Institutions Center*. University of Pennsylvania. Philadelphia.
- Spitzer, R.D. (1993): "Valuing TQM Through Rigorous Financial Analysis", *Quality Progress*, julio, págs. 49-54.
- Szymanski, D.M., S.G. Bharadwaj y P.R. Varadajan (1993): "An Analysis of the Market Share-Profitability Relationship", *Journal of Marketing*, 57, págs. 1-18.

Terziovski, M., D. Samson y D. Dow (1997): "The business value of quality management systems certification. Evidence from Australia and New Zealand", *Journal of Operations Management*, 15 (1), págs. 1-18.

Thompson, P., G. DeSouza y B.T. Gale (1985): "The Strategic Management of Service Quality", *Quality Progress*, junio, págs. 20-25.

Fecha de recepción del original: noviembre, 2001

Versión final: noviembre, 2002

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the impact of quality certification (ISO 9000) on firms' market value as well as its influence on volatility. Additionally, several factors are examined in order to find those which determine the results. The sample used contains all the firms that, while trading on the Spanish stock market, have ever obtained a quality certification based on ISO 9000 norms between 1993 and 1999. To estimate the stock market reaction we have estimated the mean "abnormal" change in the stock prices of the firms obtaining this certification. In estimating the variation in volatility we have used four tests, two parametric, one non-parametric and a proposal of a semi-parametric one. The results arrived at are significant since there seems to be a positive reaction to quality certification as well as an increase in volatility.

Key words: quality, ISO 9000 certification, returns, volatility.

JEL classification: M13, M31.