

# **Revelación de información y Liquidez: el Caso del Mercado Bursátil Español<sup>1</sup>**

Mónica Espinosa  
Universidad de Alicante

Mikel Tapia  
Universidad Carlos III de Madrid

Marco Trombetta<sup>2</sup>  
Universidad Carlos III de Madrid

---

<sup>1</sup> Mikel Tapia agradece la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología BEC2002-00279, la Unión Europea a través del MICFINMA (HPRN-CT-2002-00232) y La Fundación Ramos Areces. Marco Trombetta y Mónica Espinosa agradece la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología SEC2001-0657. Los autores agradecen los comentarios de Gonzalo Rubio, Christian Leuz, Miles Gietzmann, Araceli Mora, y Juan C. Gomez-Sala así como los comentarios de los participantes del 27<sup>th</sup> Annual Congress of the European Accounting Association (Prague) y seminarios en Cass Business School (London), Universidad Carlos III (Madrid) y Universidad de Alicante. Todos los errores son responsabilidad de los autores

<sup>2</sup> Departamento de Economía de la Empresa, Universidad Carlos III de Madrid. Calle Madrid 126, 28903 Getafe (MADRID). Tel. +34 916249642, Fax. +34 916249607  
E-mail address: mtrombet@emp.uc3m.es

# **Revelación de información y Liquidez: el Caso del Mercado Bursátil Español**

## **Resumen**

El propósito de este trabajo es contrastar empíricamente la relación existente entre la revelación de información financiera y la liquidez de las acciones de una empresa. La transparencia y la calidad de la información proporcionada por las empresas, se han convertido en temas de vital importancia, principalmente tras los recientes escándalos financieros que han tenido lugar tanto en EEUU como en Europa. Al mismo tiempo, la liquidez es una de las variables utilizadas para estimar el grado de información asimétrica al que se enfrentan los inversores. Como consecuencia, parece probable la existencia de una relación entre estas dos variables. La evidencia empírica previa muestra que efectivamente esta relación existe, pero los resultados dependen en gran medida tanto de las variables utilizadas como proxy de la liquidez, como del resto de variables de control incluidas u omitidas.

Es el caso, por ejemplo, de la variable volatilidad. La revelación afecta a la volatilidad y, por otro lado, la volatilidad afecta a la liquidez. Por tanto, cualquier contraste empírico que no tenga en cuenta estas variables, puede sobre o infra estimar el efecto de la divulgación sobre la liquidez.

Este es precisamente nuestro objetivo, analizar si la volatilidad influencia la relación entre revelación y liquidez. Para ello nos basamos en una muestra de empresas españolas cotizadas en el periodo comprendido entre 1994 y 2000. Utilizando diferentes medidas para un amplio grupo de variables de control, los resultados muestran que la calidad de los informes anuales es un determinante de la liquidez de la empresa y que por tanto éstas pueden mejorar este nivel de liquidez a través de su política de divulgación de información.

**Palabras clave:** divulgación de información, liquidez, volatilidad.

## ***1. Introducción***

La transparencia de los informes anuales de las empresas se ha convertido en un importante tema de debate en los últimos años. A ambos lados del Atlántico, empresas con una buena “salud financiera”, anunciaban de manera inesperada que estaban atravesando problemas de solvencia y en pocos meses o semanas habían quebrado. Estas situaciones han puesto en duda la utilidad de los informes anuales de las empresas como fuentes de información para la toma de decisiones de inversión. Pero estas dudas en cuanto a la relevancia de la información contable para valoración de las acciones no es algo nuevo. Lev (1989), ya cuestionaba la utilidad de los beneficios como información relevante en los mercados de capitales. Recientemente sin embargo, el debate ha desviado su centro de atención de la utilidad de la “información contable” a la importancia de la “transparencia” de la información proporcionada por la empresa. La reacción pública ante los últimos escándalos ha cuestionado las actuales normas de contabilidad, fundamentalmente en aquellos aspectos cuantificables y que derivan directamente de las cuentas de la empresa. Pero también se han planteado cuestiones relativas a aspectos no cuantificables, tanto relacionados con el gobierno corporativo (composición del consejo, conexiones con otras empresas...) como con otros aspectos no cuantificables que no proporcionan directamente las cuentas anuales (evaluación del riesgo, pronósticos de mercado...). Ante esta situación, es de vital importancia comprender el efecto que ejerce la transparencia en el funcionamiento de los mercados de capitales.

Este trabajo es el primer intento de estudiar si las diferencias en los niveles de calidad de los informes anuales provocan algún efecto en la liquidez de las acciones de la empresa utilizando una muestra de empresas que cotizan en el Mercado Continuo Español. El trabajo se estructura como sigue. En la segunda sección realizamos una revisión de la literatura previa y planteamos las hipótesis objeto de contraste. En la tercera sección se resume el proceso de selección de la muestra así como las variables incluidas para la realización del estudio. En el apartado cuarto se muestran los resultados obtenidos y se concluye en la última sección.

## ***2. Literatura previa***

Los posibles efectos de la cantidad y calidad de la divulgación en el mercado de capitales han sido estudiados de manera bastante extensa, tanto desde una perspectiva teórica como empírica. Como señala Dye (2001), desde el punto de vista teórico, existen

dos grandes ramas de la literatura sobre divulgación: divulgación obligatoria de información y divulgación voluntaria de información.

Los modelos sobre revelación obligatoria se plantean normalmente como extensiones al modelo de equilibrio general de valoración de activos. Verrechia (2001) llama a estos modelos “*association-based disclosure models*”, y tienen como objetivo encontrar una relación entre divulgación y liquidez desde un punto de vista teórico y derivar relaciones matemáticas entre divulgación y precios y/o volumen.

La literatura teórica sobre revelación voluntaria de información es una extensión de los modelos de asimetría informativa. Si estudiamos una situación donde la información es imperfecta y/o incompleta, entonces cualquier información proporcionada por alguno de los agentes informados a otro(s) menos informado(s) afectaría al nivel de información asimétrica y, por tanto, podría afectar al equilibrio final del modelo. Estos modelos además se ven sustentados por el hecho de que las empresas, de manera habitual, esconden información al mercado. Por este motivo, los modelos de revelación de información voluntaria, han tratado de explicar porqué solo tenemos divulgación “parcial” en equilibrio en lugar de revelación “total”.

La razón por la cual la revelación pública de información puede ser un determinante fundamental de la liquidez es bastante intuitiva. Kyle (1985) muestra como la liquidez está inversamente relacionada con el nivel de selección adversa presente en el mercado. Así, según este modelo, la liquidez es inversamente proporcional a la cantidad de información poseída por el agente con información (“*insider*”) respecto a la demanda de los agentes que acuden al mercado por razones de liquidez. Mayor cantidad de información pública en manos de los agentes que interactúan en el mercado debería implicar una mayor liquidez y por lo tanto una menor selección adversa. Por tanto, parece lógico extender este análisis a través del estudio del efecto que tiene la revelación pública de información sobre la liquidez y el nivel de selección adversa. En este contexto, la divulgación debería reducir la selección adversa y por tanto, reducir la horquilla de precios o *spread* e incrementar la liquidez del mercado.

Todos estos argumentos configuran la primera de nuestras hipótesis:

*H<sub>1</sub>: Conforme aumenta la calidad de los informes anuales de las empresas, mayor será la liquidez asociada a sus acciones.*

Sin embargo, esta no es la única relación prevista por la literatura previa. De nuevo desde un punto de vista teórico, Kim y Verrechia (1994) o Harris y Raviv (1993) proporcionan una posible explicación para la relación contraria. Si los anuncios públicos

se interpretan de forma diferente entre los inversores, entonces es posible que se produzca un incremento de la información asimétrica. Si este fuera el caso, entonces la divulgación reduciría la liquidez del mercado.

Los modelos de revelación voluntaria no estudian directamente el efecto de la revelación sobre la liquidez. Normalmente se centran en los efectos de la divulgación de información sobre la valoración de la empresa, y predicen que una mayor transparencia implica un precio de equilibrio más alto y por lo tanto un menor coste de capital.<sup>3</sup> La justificación a este resultado es similar a la presentada para los modelos de revelación de información obligatoria: proporcionar información de manera pública reduce el nivel de selección adversa del mercado. Por tanto, si pensamos que la liquidez es una función inversa de la selección adversa, entonces la revelación de información voluntaria debería incrementar la liquidez del mercado.

Como puede apreciarse, tanto en el caso de información voluntaria como en el de información obligatoria, el efecto de la divulgación sobre la liquidez no es directo, siempre tiene lugar a través de la selección adversa.

Otro importante aspecto a tener en cuenta es el mecanismo de negociación de los mercados de capitales. Podemos distinguir entre mercados dirigidos por órdenes y mercados dirigidos por precios. La principal diferencia entre ambos es si se permite o no la existencia de creadores mercado que efectúen transacciones por su cuenta. Los mercados dirigidos por órdenes, como el español, pueden ser descritos por el modelo propuesto en Glosten (1994). Este autor presenta un modelo teórico de revisiones de precios debidas a información proporcionada por la negociación a través de un mecanismo basado en el libro de órdenes límite. Este es el contexto en el que se estima la relación entre revelación y liquidez. De acuerdo con el modelo de Glosten, las medidas de liquidez son medidas directas de la selección adversa.

Desde un punto de vista empírico, es también difícil asumir un modelo económico para estimar la selección adversa, así como determinar una medida apropiada para medir la divulgación de información.<sup>4</sup> En este sentido, de nuevo nos centramos en divulgación voluntaria, obligatoria o una combinación de ambas. Además, podemos diferenciar entre “cantidad” de divulgación (cuánto se divulga) o “calidad” de la misma (hasta qué punto es informativo aquello que se divulga).

---

<sup>3</sup> Sin embargo, Gietzmann y Trombetta (2003) y Espinosa y Trombetta (2005) muestran que esta relación es más complicada si se pueden utilizar varios canales de comunicación.

<sup>4</sup> Madhavan (2000) ofrece una extensa revisión de literatura de microestructura.

La mayoría de los estudios empíricos utilizan índices que miden cantidad, calidad o una combinación de los dos.<sup>5</sup> Encontramos al menos tres trabajos que han utilizado este tipo de medidas para estudiar la relación existente entre divulgación y liquidez. En concreto, todos ellos miden el nivel de divulgación utilizando como medida los ratios anuales publicados por el *Corporate Communication Committee of the Association for Investment Management and Research (AIMR)*. Se trata de los trabajos de Welker (1995) y Healy, Hutton y Palepu (1999), que miden la liquidez con la horquilla relativa, y el de Heflin, Shaw y Wild (2002), que utiliza la horquilla efectiva y la profundidad. Todos ellos encuentran una relación positiva y significativa entre la calidad de la divulgación y la liquidez.

A pesar de que éste es ya un resultado importante, creemos que existen buenas razones para ampliar la investigación relativa a la relación existente entre revelación y liquidez de manera empírica.

Como ya hemos comentado, desde un punto de vista teórico el impacto de la revelación sobre la liquidez no es directo, sino que su efecto se produce a través del mecanismo de transmisión de la selección adversa. Por tanto, un contraste empírico debería tener en cuenta este efecto indirecto explícitamente. Bushee y Noe (2000) proporcionan un buen ejemplo de este tipo de metodología. Para estudiar el efecto de la revelación sobre la volatilidad, llevan a cabo dos regresiones: la primera contrasta el efecto de la divulgación en la composición del accionariado y la segunda contrasta el efecto de la composición del accionariado sobre la volatilidad. A través de esta metodología muestran que el efecto de la divulgación sobre la volatilidad viene mediado por la composición del accionariado. Un contraste más directo hubiera mostrado simplemente, la existencia de un efecto de la revelación sobre la volatilidad, sin proporcionar un entendimiento claro acerca de cómo se ha motivado dicho efecto. En este trabajo vamos a seguir una metodología similar para contrastar si en el efecto que la divulgación tiene sobre la liquidez interviene la volatilidad.

Desde el punto de vista de los estudios que relacionan explícitamente volatilidad y liquidez los resultados empíricos no van en una única dirección. Domowitz *et al.* (2000) muestran que mayores niveles de volatilidad reducen la liquidez, tomando como variable *proxy* de la misma el volumen de negociación. Foster y Viswanathan (1993)

---

<sup>5</sup> Hutton *et al.* (2001) es una excepción, ya que en lugar de usar una puntuación para medir la actividad de divulgación, analiza una base de datos de noticias de prensa que clasifica mediante un “*content analysis*”

obtienen que, los volúmenes de negociación intra-diarios son superiores conforme aumenta la volatilidad de las rentabilidades.

Todo ello, pone de manifiesto que la relación entre volatilidad y liquidez no es concluyente lo cual supone un incentivo adicional para llevar a cabo nuestro análisis.

A la hora de realizar el estudio de la relación existente entre divulgación y liquidez, en este trabajo no vamos a estimar la selección adversa de los activos a analizar. Como muestran Van Ness *et al.* (2001) los resultados obtenidos en cuanto a la magnitud de la misma dependerán en gran medida del modelo que se utilice para estimar la selección adversa. Además estos autores comparan las medidas de selección adversa y spread con diversas medidas de volatilidad. Sus resultados muestran como el spread recoge parte de la selección adversa y está relacionado con la volatilidad.

Por tanto, nuestra segunda hipótesis objeto de contraste se plantea como sigue:

*H<sub>2</sub>: La volatilidad ejerce un papel fundamental en la relación existente entre la calidad de la información divulgada por una empresa y su liquidez.*

De manera adicional, es importante señalar que, para medir el impacto de las decisiones informativas en la liquidez, hay que considerar de manera simultánea tanto los costes de inmediatez (horquillas de precios) como la profundidad del mercado. El primer trabajo que puso de manifiesto este carácter bidimensional de la liquidez fue el de Lee *et al.* (1993). De esta manera, un análisis que tan solo considerara una de las dimensiones de la liquidez se encontraría sesgado, ya que los resultados dependerán en gran medida de la variable utilizada como *proxy* de la misma. Por tanto, y en base a esta peculiaridad de la variable principal de nuestro análisis, establecemos nuestra última hipótesis:

*H<sub>3</sub>: El efecto total de la calidad de la información divulgada por la empresa sobre la liquidez, dependerá de la medida de liquidez que consideremos.*

Por otro lado, y con el objetivo de contrastar la hipótesis H<sub>3</sub>, realizamos de manera simultánea el análisis para cuatro variables *proxy* alternativas de la liquidez. Además, ninguno de los estudios anteriores ha tenido en cuenta la posibilidad de que la liquidez y la revelación se determinen de manera simultánea. Las empresas poco líquidas podrían decidir revelar más información o mejorar la calidad de la que están divulgando. Un problema similar ha sido ya considerado en estudios que se centran en establecer una relación entre divulgación y coste de capital (Hail (2002)), pero no se ha tenido en cuenta para la relación entre revelación y liquidez.

### 3. *Datos y selección de la muestra*

Nuestra muestra inicial se compone de las empresas que cotizan en el Mercado Continuo entre los años 1994 y 2000, para las cuales disponemos de los datos de calidad de sus informes anuales así como medidas *ex – ante* y *ex – post* de liquidez. Dependiendo de las variables que incorporemos a las regresiones, éstas se estiman en base a muestras que oscilan de entre 658 hasta 704 observaciones empresa-año.

Dado que la misma empresa puede aparecer en uno o más años del periodo objeto de análisis podemos experimentar un problema de dependencia temporal. Tratamos de hacer frente a esta situación llevando a cabo regresiones año a año y agregando posteriormente los resultados basándonos en la metodología propuesta por Fama y Macbeth (1973).

#### 3.1 *Medida de calidad de los informes anuales*

Nuestra medida de calidad de la divulgación procede de una revista económica (“*Actualidad Económica*”) que cada año, publica un ranking que clasifica a las empresas que cotizan en el Mercado Continuo, en función del nivel de transparencia de sus informes anuales.

Un grupo de expertos valoran determinados aspectos relativos a la información que contienen los informes anuales, y de esta manera confeccionan una puntuación que mide la calidad de la información que la empresa proporciona. Al contrario de lo que ocurre en el caso del índice AIMR americano, en el caso español, el grupo de expertos que puntúa los informes anuales es el mismo para todas las empresas consideradas.<sup>6</sup> Esto garantiza consistencia entre las distintas industrias.

Entre los parámetros incluidos en el índice, se encuentran: datos históricos, cuenta de resultados analítica, composición del accionariado, acciones en manos del Consejo, orden y claridad del informe, diseño, número de ramas, remuneración de los directivos, rentabilidad de las acciones, evolución del mercado, información *on – line*.<sup>7</sup>

Los expertos asignan a cada uno de los parámetros considerados una puntuación. Posteriormente con estas puntuaciones confeccionamos nuestro índice de revelación como suma de puntos obtenidos entre la puntuación máxima. Por ejemplo, CEPSA en el año 2000 recibe una puntuación total de 54, y la puntuación máxima alcanzable eran 100 puntos. Por tanto el índice de calidad de la revelación para esta empresa es de 0.54.

---

<sup>6</sup> En el índice AIMR, utilizado por diversos trabajos que estudian el mercado norteamericano, el grupo de expertos que analiza la información proporcionada por las empresas difiere para cada industria.

<sup>7</sup> La lista completa de parámetros considerados se proporciona en el apéndice.

### 3.2 Medidas de liquidez

En nuestro estudio consideramos varias medidas de liquidez. La principal razón por la cual estudiamos los efectos de la revelación sobre diferentes medidas de liquidez se debe a un problema bidimensional de la liquidez.<sup>8</sup> Las variables de liquidez consideradas han sido las siguientes:

- i) Horquilla de precios (*Bid-ask spreads*), se obtiene como la media anual de las horquillas diarias relativas. Estas horquillas de precios diarias se calculan como la media de los mejores precios de oferta y de demanda divididas por su punto medio.
- ii) La profundidad, es una medida agregada del número de acciones disponibles en el mejor nivel del libro de órdenes límite. Se calculan anualmente igual que la horquilla de precios relativa.
- iii) El Índice de Calidad del Mercado (ICM) propuesto por Bollen y Whaley (1998).<sup>9</sup> El ICM se define como la media de la profundidad dividida por la horquilla relativa. Utilizamos medidas diarias para ambas variables. La fórmula es la siguiente:

$$ICM = \frac{(\text{Prof. Oferta} + \text{Prof. Demanda})/2}{\text{Horquilla relativa}}$$

- iv) La última medida de liquidez que consideramos es la que propone Amihud (2002). Esta variable mide, de manera sencilla e intuitiva, el impacto en el precio de una transacción de 1 euro. De este modo, ésta es una medida de la elasticidad del libro de órdenes. Utilizamos la alternativa ajustada al mercado como medida de liquidez.

El ratio de Amihud (2002) se define como sigue:

$$ILIQ_{jt} = \frac{1}{D_{jt}} \sum_{d=1}^{D_{jt}} \frac{|R_{jdt}|}{V_{jdt}}$$

donde  $R_{jdt}$  y  $V_{jdt}$  son, respectivamente, la rentabilidad y el volumen en euros del día  $d$  en el mes  $t$ , y  $D_{jt}$  es el número de días para los cuales disponemos de observaciones de la acción  $j$  en el mes  $t$ . Cuando una acción específica tiene un alto valor de  $ILIQ_{jt}$ , el volumen de negociación afecta mucho a los

---

<sup>8</sup> Lee *et al.* (1993), Jones y Lipson (2001) o Chordia *et al.* (2001) entre otros, destacan la importancia de considerar ambas dimensiones simultáneamente de cara a medir el impacto de las decisiones políticas y eventos informativos en la liquidez.

<sup>9</sup> Para evitar el problema de la bidimensionalidad, numerosos autores proponen medidas alternativas para considerar simultáneamente tanto a la horquilla de precios como a la profundidad Pascual *et al.* (2004) o Beston *et al.* (2000) son dos ejemplos.

precios y, por tanto, la acción se considera poco líquida. Es importante destacar que Hasbrouck (2002) señala que esta medida parece ser la más apropiada entre las consideradas habitualmente para capturar el lambda de Kyle. Además, Martínez *et al.* (2004) y Acharya y Pedersen (2004), muestran que la medida de liquidez agregada de Amihud es valorada como medida de riesgo de liquidez agregado.

Para obtener la medida de liquidez de la acción ajustada al mercado, en primer lugar calculamos una media entre todas las acciones:

$$ILIQ_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} ILIQ_{jt}$$

donde  $N_t$  es el número de acciones de nuestra muestra disponibles en el mes  $t$ . Finalmente, construimos el ratio ajustado al mercado como sigue:

$$MAILIQ_{jt} = \left[ \frac{ILIQ_{jt}}{ILIQ_t} \right]$$

### 3.3 Variables de control.

#### i) Volatilidad

En nuestro estudio, empleamos dos medidas alternativas para la variable volatilidad. La primera, a la que hemos llamado VOLAT, se define como la desviación estándar de las rentabilidades diarias de cada acción para cada año, dividido por la misma medida para el índice de mercado IBEX-35. Este ratio nos proporciona una medida de volatilidad idiosincrática relativa a la volatilidad de mercado. Valores por encima de 1 indican un grado de volatilidad superior a la volatilidad media del activo independientemente considerado.

La segunda medida de volatilidad que hemos utilizado es un ratio similar, en el que sustituimos la desviación estándar por el cuadrado de las rentabilidades diarias de cada acción para cada año. Esta medida la utilizamos como variable instrumental en análisis posteriores.

#### ii) Tamaño

Como medida del tamaño de la empresa utilizamos el logaritmo de la capitalización de mercado a 30 de Junio de cada año. Las empresas más grandes suelen ser vistas por los inversores como menos arriesgadas, ya que el nivel de información disponible es normalmente superior para este tipo de empresas. López y Marhuenda (2002), ponen de manifiesto, que las compañías de mayor tamaño muestran un mayor seguimiento por

parte de los analistas, que proporcionan a los inversores información depurada y procesada acerca de la empresa. Por todo ello, esperamos que la relación entre nuestro *proxy* de tamaño y la liquidez sea positiva.

### iii) Volumen efectivo

El volumen efectivo lo medimos mediante el logaritmo de la media anual de los volúmenes diarios efectivos (número de acciones por precio de la transacción) para cada año.

## 4. *Análisis*

### 4.1 *Análisis cualitativo*

La tabla 1 proporciona los estadísticos descriptivos de nuestras variables para cada año incluido en el análisis. Podemos observar que la mediana de la calidad de la divulgación experimenta un periodo constante de crecimiento entre 1993 y 1998, pero posteriormente desciende hasta el nivel en el que nos situábamos en 1995. La horquilla relativa, muestra una tendencia decreciente hasta el año 1998, en el que experimenta un ligero ascenso, para mantenerse constante posteriormente. Puede también apreciarse una disminución de la desviación estándar de esta medida de liquidez a lo largo de los años. En los últimos años incluidos en nuestro análisis observamos un descenso de la profundidad. Además, y al contrario de lo que ocurría en el caso de la horquilla relativa, la desviación estándar ha seguido en los últimos años una clara tendencia creciente, a excepción del último año. El ratio ICM crece a lo largo de los años incluidos en nuestra muestra, exceptuando los últimos años. En cuanto a la variable volatilidad, venía manifestando hasta 1997 una tendencia creciente. A partir de este año, comienza un declive que se mantiene hasta el último año incluido en nuestra muestra. Por último, en cuanto al tamaño, experimenta un crecimiento constante hasta 1997, año en el que comienza una tendencia decreciente de la que se recupera parcialmente en el último año. En la tabla 2 se muestran los coeficientes de correlación de Spearman.

[Insertar tabla 2]

A la vista de los coeficientes, observamos que la variable calidad de la divulgación está altamente correlacionada con el resto de variables, exceptuando la profundidad. El elevado coeficiente de correlación que muestra la divulgación con el tamaño y el volumen puede originar un problema de multicolinealidad. Esta es la razón por la cual ortogonalizamos estas variables en el resto del análisis. Las variables calidad de los informes anuales y volatilidad muestran una alta correlación, lo cual confirma de

manera inicial el importante papel que la volatilidad puede desempeñar a la hora de determinar la relación entre la divulgación y la liquidez. Por último, en la tabla 2 se puede apreciar que los coeficientes de correlación entre la variable calidad de la divulgación y las medidas de liquidez (a excepción de la profundidad) son todas significativas y muestran el signo esperado.

#### 4.2 Análisis Multivariante

Con el objetivo de realizar el contraste empírico de nuestra hipótesis, planteamos el siguiente modelo de regresión:

$$LIQ_t = \alpha + \beta_1 DISC_{t-1} + \beta_2 RSIZE_t + \beta_3 VOLAT_t + \beta_4 REFFEC_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde LIQ es una de las 4 medidas de liquidez descritas en la sección anterior (horquilla relativa, profundidad, ICM o Amihud), DISC es el índice de calidad de la divulgación del año anterior, RSIZE son los residuos de la regresión MCO del logaritmo de la capitalización de mercado a 30 de junio del año  $t$  sobre el índice de la calidad de la divulgación del año  $t-1$ , VOLAT es la media anual de la desviación estándar de las rentabilidades diarias de la acción dividido por la media anual de la desviación estándar diaria de las rentabilidades del índice de mercado IBEX 35, calculado para el año  $t$  y REFFEC son los residuos de la regresión MCO del logaritmo de la media anual del volumen efectivo diario (número de acciones por precio de la transacción) sobre el logaritmo de la capitalización de mercado y el índice de calidad de la divulgación. Todas las variables se calculan para el año  $t$ .

En la tabla 3, se muestran los resultados de las regresiones MCO para cada una de las medidas de liquidez que utilizamos en nuestro estudio.

[Insertar tabla 3]

Podemos observar que la calidad de la divulgación tiene un efecto positivo y significativo sobre la liquidez. Además, esta relación se mantiene para cada una de las cuatro medidas de liquidez consideradas, y tanto para las regresiones en *pool* como para los coeficientes obtenidos a través de la metodología de Fama y MacBeth (1973), aunque en este caso el coeficiente de la calidad de la información vinculado a la medida de iliquidez de Amihud no es significativamente distinto de cero. En concreto, la calidad de los informes anuales está negativamente relacionada con la horquilla relativa y el ratio de iliquidez de Amihud (2002) mientras que se encuentra positivamente

vinculada a la profundidad y al ratio ICM de Bollen y Whaley (1998).<sup>10</sup> Por tanto, en base a estos resultados aceptaríamos la hipótesis  $H_1$  ya que parece existir una significativa relación positiva entre la calidad de los informes anuales de las empresas y su liquidez.

El tamaño y el volumen efectivo también ejercen un efecto significativo sobre la liquidez en la dirección esperada, esto es, un coeficiente negativo asociado a la horquilla relativa y a la medida de iliquidez de Amihud (2002) y un coeficiente positivo vinculado al índice ICM y a la profundidad.<sup>11</sup>

Sin embargo, queremos centrar nuestra atención en el efecto de la volatilidad sobre las medidas alternativas de liquidez que hemos seleccionado para nuestro estudio. Los resultados de las regresiones en *pool*, son idénticos a los obtenidos por medio de la metodología de Fama y MacBeth (1973), salvo que en este último caso el coeficiente asociado al índice ICM no es significativo. Podemos observar que, un incremento de la volatilidad implica un crecimiento de la horquilla relativa y de la medida de iliquidez de Amihud (2002), es decir, supone una reducción de la liquidez. En cambio, por otro lado observamos que una mayor volatilidad tiene un efecto positivo sobre la profundidad y sobre el índice ICM de Bollen y Whaley (1998), por lo que implicaría un incremento de la liquidez. Por tanto, el efecto de la volatilidad sobre la liquidez depende claramente de la medida de liquidez utilizada.

Esta ambigua relación entre la volatilidad y la liquidez, nos lleva a la siguiente fase de nuestro análisis, que pretende contrastar la hipótesis  $H_2$ . La volatilidad podría presentar un problema de endogeneidad con respecto a alguna de las variables incluidas en nuestras regresiones. En este caso, el efecto de la calidad de la divulgación sobre la liquidez puede deberse al efecto que ejerce la divulgación sobre la volatilidad. En otras palabras, podemos tener un efecto indirecto de la revelación sobre la liquidez, además del efecto directo que ya se ha puesto de manifiesto anteriormente. Además, dado que el efecto de la volatilidad sobre la liquidez depende de la medida de liquidez que estemos considerando, el efecto indirecto de la calidad de la divulgación sobre la liquidez, en caso de existir, también va a depender de la medida de liquidez utilizada.

---

<sup>10</sup> Aunque no se incluye en los resultados, hemos repetido el mismo análisis pero utilizando en lugar de datos anuales, datos de los 4 meses correspondientes al periodo comprendido entre Agosto y Noviembre. Los resultados obtenidos son similares tanto en términos de coeficientes como de significatividad.

<sup>11</sup> Estos resultados son consistentes con la literatura previa (Madhavan (2000)).

Para estudiar la existencia de este efecto indirecto de la divulgación sobre la liquidez, estimamos un sistema de ecuaciones utilizando la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios en 2 etapas (2SLS). En la primera etapa estimamos la siguiente ecuación:

$$VOLAT_t = \alpha + \delta_1 DISC_{t-1} + \delta_2 RSIZE_t + \delta_3 VOLSQ_t + REFEC_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

La nueva variable que incluimos como instrumento (VOLSQ) es la media anual del cuadrado de las rentabilidades diarias. Por medio de esta primera etapa del análisis podremos determinar la relación existente entre la divulgación y la volatilidad que, a su vez, permitirá conocer el efecto que de manera indirecta ejerce la calidad de los informes anuales de las empresas en la liquidez de sus activos.

En la segunda etapa, estimamos la ecuación (1) incluyendo como medida de la volatilidad la predicción obtenida a partir de la ecuación (2).

En la tabla 4 mostramos los resultados obtenidos al estimar este sistema de ecuaciones:

[Insertar tabla 4]

En el Panel A, podemos observar los coeficientes estimados en el primer estadio de la regresión. Todas las variables instrumentales son significativas, a excepción del volumen efectivo. Pero en particular, nos interesa el efecto de la calidad de la divulgación sobre la volatilidad, ya que el signo de este coeficiente determinará el efecto indirecto de la divulgación sobre la liquidez. De acuerdo con los resultados que mostramos en la tabla 4, la calidad de los informes anuales de las empresas tiene un efecto negativo y significativo sobre la volatilidad, es decir, una mayor calidad en la información divulgada por las empresas implicará una menor volatilidad del precio de sus acciones, tal y como esperábamos.<sup>12</sup>

En el panel B se muestran los coeficientes estimados en la segunda etapa, para cada una de las cuatro medidas alternativas de liquidez. El efecto directo de la calidad de la divulgación permanece significativo con el signo esperado para tres de las cuatro medidas de liquidez. La excepción es la medida de iliquidez de Amihud (2002), ya que cuando tenemos en cuenta la endogeneidad de la variable volatilidad, la calidad de los informes anuales no ejerce una influencia directa sobre esta medida de liquidez.

Además, la variable endógena volatilidad, no tiene un efecto significativo en la determinación de la medida de iliquidez de Amihud (2002) y es solo ligeramente significativa y con signo positivo en el caso de la profundidad. Esto implica que para

---

<sup>12</sup> Dado que no distinguimos entre diferentes tipos de accionistas, nuestro resultado es similar al obtenido por Bushee y Noe (2000).

estas dos medidas de la liquidez, el efecto indirecto de la calidad de la divulgación carece de importancia.

Con respecto a la horquilla relativa, tanto el efecto directo como el indirecto de la divulgación siguen una misma dirección. Una mayor calidad en los informes anuales reduce la horquilla relativa de manera directa, y también de una manera indirecta a través de la reducción de la volatilidad. Estos resultados están avalados por un  $R^2$  del 47%.

Sin embargo, cuando nos fijamos en el ratio ICM de Bollen y Whaley (1998), los dos efectos actúan en sentido contrario. La calidad de la divulgación tiene un efecto directo positivo, pero muestra también una influencia indirecta negativa, ya que la calidad de los informes anuales reduce la volatilidad y como consecuencia disminuye el ICM. Una posible explicación para esta relación la encontraríamos en los resultados obtenidos para la variable profundidad. Aunque el p-valor es del 7%, el efecto indirecto de la calidad de la divulgación sobre la profundidad es negativo. Reduciendo la volatilidad, la calidad de los informes anuales reduce la profundidad, aunque al mismo tiempo también minora la horquilla relativa de precios. La combinación de ambos efectos puede ser la explicación a los resultados obtenidos para el índice ICM.

Estos resultados ponen de manifiesto que, efectivamente, el efecto de la calidad de los informes anuales de las empresas sobre la liquidez de sus activos se ve claramente influenciado por la volatilidad de los mismos, y a su vez, la magnitud de este efecto dependerá en gran medida de la medida de liquidez que consideremos. De esta manera, proporcionamos evidencia empírica tanto de la hipótesis H1 como de H2.

#### *4.3 Análisis adicional*

Los resultados obtenidos a partir de los modelos anteriores proporcionan evidencia de la existencia de un efecto de la calidad de los informes anuales sobre la liquidez. Para profundizar en la comprensión acerca de la relación entre ambas variables, llevamos a cabo dos análisis adicionales.

En primer lugar, queremos verificar si el efecto de la calidad de los informes anuales depende del nivel inicial de divulgación. En segundo lugar, tratamos de comprobar cómo afectan los cambios en la calidad de la divulgación a cambios en los niveles de liquidez.

Para contrastar la existencia de posibles diferencias debidas al nivel inicial de calidad de los informes anuales, dividimos nuestra muestra para cada año en tres grupos de

acuerdo con su nivel de divulgación. Cada uno de estos tres grupos esta compuesto por el mismo número de empresas. Y una vez que hemos realizado la clasificación, definimos dos variables dicotómicas: D1, que toma el valor 1 si la empresa pertenece al grupo de menor calidad en la divulgación y 0 en caso contrario; y D2, que toma el valor 1 si la compañía ha sido caracterizada como de calidad media en su divulgación y 0 en caso contrario. Por lo tanto, el grupo que omitimos es el referente a las empresas con mayor calidad en sus informes anuales.

El nivel inicial de calidad de los informes anuales puede tener un efecto fijo sobre la liquidez (coeficiente de la variable dummy) y/o puede ejercer un efecto marginal de la divulgación sobre la liquidez (coeficiente del término de interacción). Para estudiar estos dos posibles efectos de manera simultánea, planteamos el siguiente modelo de regresión:

$$LIQ_t = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 DISC_{t-1} + \beta_4 (D_1 * DISC_{t-1}) + \beta_5 (D_2 * DISC_{t-2}) + \beta_6 RSIZE_t + \beta_7 VOLAT_t + \beta_8 REFEC_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Los resultados se muestran en la tabla 5.

[Insertar tabla 5]

Como puede apreciarse, el efecto del nivel inicial de calidad del informe anual depende sustancialmente de la medida de liquidez que utilizemos. Para el caso de la horquilla relativa, los resultados difieren en función de si consideramos los resultados en *pool* o a partir de la metodología de Fama y MacBeth (1973). Los resultados de la regresión en *pool* muestran que las empresas con mayores niveles de calidad en la información que proporcionan se comportan de manera diferente a las empresas clasificadas como de calidad media o baja, mientras que las compañías incluidas dentro de estos dos últimos grupos muestran un comportamiento similar. Los coeficientes de las variables dicotómicas son ambos positivos, significativos y prácticamente de la misma magnitud. Esto significa que las empresas de informes anuales de calidad baja o media muestran horquillas relativas superiores a las que presentan las empresas de mayor calidad en su divulgación, y este efecto fijo es similar en magnitud para ambos grupos. Los coeficientes de los dos términos de interacción, son ambos negativos, significativos y de nuevo muy similares. Esto implica que el efecto marginal de la calidad de la divulgación sobre la liquidez es mayor para las empresas de niveles de calidad de sus memorias medios y bajos que para las empresas clasificadas en el grupo de alta calidad de divulgación. De nuevo, el R<sup>2</sup> de la regresión es casi del 50%, muy por encima del correspondiente al resto de regresiones. Si nos basamos en los resultados obtenidos a

partir de la metodología de Fama y MacBeth (1973), no es posible hacer esta diferenciación entre grupos de empresas, ya que tanto el coeficiente de las variables dummy como el de los términos de interacción no aparecen como significativos.

Con respecto a las variables de profundidad y al índice ICM de Bollen y Whaley (1998), los resultados obtenidos tanto para las regresiones en *pool* como con Fama y MacBeth son muy similares. Ninguno de los términos relacionados con las variables dicotómicas se muestra significativo, esto es, ni los coeficientes de los términos de interacción ni los coeficientes de las variables dummy. Esto significa que en este caso, la calidad de la divulgación no tiene ni un efecto fijo ni marginal sobre estas dos medidas de liquidez, cuando clasificamos a las empresas en función de la calidad de sus informes anuales.

Si nos centramos en la última medida, el ratio de iliquidez de Amihud (2002), parece que la divulgación tiene dos tipos de efectos sobre la misma. Tanto el efecto fijo como el marginal son significativos para aquellas empresas incluidas dentro del grupo de “baja calidad”, mientras que ninguno de estos efectos tiene lugar para el caso de las empresas de niveles de calidad medios y altos. En este caso, las empresas que muestran bajos niveles de calidad en sus informes anuales son generalmente menos líquidas, pero dentro de este grupo, el nivel de iliquidez es menor para las empresas con mejores memorias. A estas conclusiones llegamos tanto a partir de los resultados obtenidos con la metodología de Fama y MacBeth como con el *pool*.

A continuación, y con el objetivo de contrastar cómo afectan los cambios en los niveles de calidad de los informes anuales a cambios en la liquidez, planteamos un nuevo modelo:

$$VAR\_LIQ_t = \alpha + \beta_1 VAR\_DISC_{t-1} + \beta_2 VAR\_RSIZE_t + \beta_3 VAR\_VOLAT_t + \beta_4 VAR\_REFEC_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde VAR\_ representa la variación porcentual para cada año, de manera que:

$$VAR\_Y_t = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1$$

donde Y hace referencia a cualquiera de las variables incluidas en nuestro estudio. Estimamos la regresión anterior utilizando la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios en 2 etapas (2SLS), y los resultados se muestran en la tabla 6.

[Insertar tabla 6]

Los resultados difieren ligeramente con respecto a los presentados en el análisis por niveles anterior. Observando el panel B de la tabla podemos apreciar que tan solo para

dos de las medidas de liquidez (horquilla relativa e índice ICM) el efecto directo de las variaciones de la calidad de la divulgación es positivo y significativo, es decir, un incremento (disminución) de la calidad de los informes anuales supone un aumento (descenso) de la liquidez.

Además, si nos fijamos en el panel A (primera etapa) de la tabla 6, podemos apreciar que el efecto de las variaciones de la calidad de la divulgación, sobre los cambios de la volatilidad es también positivo. Y esto es contrario a lo que obteníamos en la regresión por niveles. Bushee y Noe (2000) llegan a un resultado similar cuando llevan a cabo su análisis de variaciones, y lo intentan justificar haciendo referencia al efecto de la divulgación sobre la composición del accionariado de la empresa. Una variación positiva de la divulgación está asociada con una variación positiva en el número de accionistas transitorios. Dado que este tipo de inversores se caracteriza por la utilización de estrategias de negociación a corto plazo, no es sorprendente que un incremento del número de acciones en manos de este tipo de accionistas implique un incremento de la volatilidad del precio de las mismas.

Volviendo de nuevo al panel B de la tabla, podemos apreciar que para las medidas de liquidez a las que estábamos haciendo referencia anteriormente (horquilla relativa e ICM), el efecto de la volatilidad sobre la liquidez es negativo. Por tanto, podemos concluir que para estas medidas el efecto indirecto de la calidad de la divulgación sobre la liquidez es negativo. No obstante, la magnitud de los coeficientes nos hace pensar que el efecto general que ejercen las variaciones de la calidad de los informes anuales de las empresas sobre las variaciones de la liquidez es positivo. Para las otras dos medidas de liquidez (profundidad y ratio de Amihud) ni el efecto directo ni el indirecto de las variaciones de la divulgación es significativamente distinto de cero.

### *5. Conclusiones*

Los recientes escándalos financieros que han tenido lugar a ambos lados del Atlántico, han dado lugar a que la transparencia informativa se convierta en tema central de debate público sobre la regulación del mercado.

En este trabajo investigamos si la calidad de los informes anuales está significativamente relacionada con una variable fundamental relacionada con el funcionamiento del mercado de capitales: la liquidez.

A partir de una muestra de empresas españolas que cotizan en el Mercado Continuo entre los años 1994 y 2000, para las cuales disponemos de la medida de calidad de los

informes anuales, hemos contrastado la hipótesis de que mayor transparencia o calidad en la información que las empresas proporcionan está asociada con mayores niveles de liquidez.

En términos generales, los resultados de nuestras regresiones confirman el resultado previo de que la calidad de la divulgación tiene un efecto positivo sobre la liquidez del mercado ( $H_1$ ). Sin embargo, nuestros resultados también ponen de manifiesto el hecho de que la magnitud y significatividad de este efecto depende de la medida de liquidez que utilicemos ( $H_3$ ). Además, también demostramos que la volatilidad puede ejercer un papel fundamental en esta relación ( $H_2$ ). El efecto indirecto que la divulgación tiene sobre la liquidez a través de la volatilidad puede ir en dirección contraria a la que tendría en el efecto directo. Cuando realizamos el análisis por niveles encontramos que esto es exactamente lo que ocurre para el caso del índice ICM de Bollen y Whaley (1998). Cuando repetimos el análisis para las variaciones de nuestras variables de nuevo observamos que el efecto directo y el indirecto tienen signo contrario para el índice ICM y también para la horquilla relativa.

Finalmente, demostramos que el efecto de la divulgación sobre la liquidez puede depender del nivel inicial de calidad de la divulgación. Sin embargo, de nuevo la elección de la medida de liquidez afecta de una manera significativa a los resultados, siendo en todos los casos más fiables los resultados relativos a la horquilla de precios, ya que muestran mayores  $R^2$  ajustados

La conclusión principal de nuestro análisis es que la relación entre la divulgación y la liquidez no puede ser estudiada sin tener en cuenta dos cuestiones fundamentales: a) la naturaleza multidimensional del concepto liquidez y la consecuente dificultad a la hora de seleccionar la medida apropiada; b) la posibilidad de que existan efectos indirectos significativos que surgen a través del efecto de la divulgación sobre ciertas variables intermedias.

En este trabajo utilizamos cuatro medidas alternativas de liquidez /iliquidez y consideramos la volatilidad como una de las posibles variables intermedias. La utilización de otras medidas de liquidez/iliquidez y/o otras posibles variables intermedias está abierta para investigaciones futuras.

## Referencias bibliográficas

- Acharya, V. V. y Pedersen, L. H. 2005. Asset Pricing with Liquidity Risk. *Journal of Financial Economics*, Vol. 77(2), 375-410.
- Amihud Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-sections and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5:31-56
- Benston, G., Irvine P. y E. Kandel.,2000. "Liquidity beyond the inside spread: Measuring and using information in the limit order book", *Working Paper, Goizueta Business School, Emory University*.
- Bollen, N.P.B. y R.E. Whaley, 1998. Are "teenies" better? *Journal of Portfolio Management*, Fall 1998:10-24
- Bushee, B.J y C.F. Noe, 2000. Corporate disclosure practices, institutional investors and stock return volatility. *Journal of Accounting Research* 38(S):171-202
- De Jong, F., Nijman, T. y A. Röell, 1996. Price effects of trading and components of the bid-ask spread on the Paris Bourse. *Journal of Empirical Finance*, 3, 193-213.
- Domowitz, I., Glen, J. y Madhavan, A. 2001. Liquidity, Volatility and Equity Trading Costs Across Countries and Over Time.*International Finance*, 4, 221- 255
- Dye, R.A., 2001. An evaluation of "essays on disclosure" and the disclosure literature in accounting. *Journal of Accounting Economics* 32:181-235.
- Espinosa, M ans Trombetta, M (2005). Disclosure Interactions and the Cost of Equity Capital. *Journal of Business, Finance and Accounting*. En prensa.
- Foster, D.F. y Viswanathan, S. 1993. Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models. *The Journal of Finance*, 48: 187-211.
- Gietzmann, M.B. and M. Trombetta, 2003. Disclosure Interactions: Accounting Policy Choice and Voluntary Disclosure Effects on the Cost Raising Outside Capital. *Accounting and Business Research*, vol. 33:187-205
- Glosten, L.R., 1994. Is the electronic open limit order book inevitable? *Journal of Finance*, 49, 1127-1161.
- Hasbrouck, J. 2002. Inferring Trading Costs from Daily Data: US Equities from 1962 to 2001, *Working Paper, Stern School of Business, New York University*.
- Hail, L. 2002. "The impact of voluntary corporate disclosures of the ex-ante cost of capital for Swiss firms". *European Accounting Review* 11(4): 741-773.
- Healy, P.M., A.P. Hutton, y K.G. Palepu, 1999. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure, *Contemporary Accounting Research*, 16.3 (Fall), 485--520.
- Heflin, F., K.W. Shaw, y J.J. Wild. 2005. "Disclosure quality and market liquidity: Impact of depth quotes and order sizes" *Contemporary Accounting Research* 22 1-37.

- Jones, C.M. y Lipson, M.L. 2001. Sixteenths: direct evidence on institutional execution costs, *Journal of Financial Economics*, 59, 253–278.
- Chordia, T., Roll, R. y Subrahmanyam, A. 2001. Market liquidity and trading activity, *Journal of Finance*, 56, 501–530.
- Harris, M. y A. Raviv., 1993. Differences of opinion make a horse race. *Review of Financial Studies*, 6, 473-506.
- Kim, O. y Verrecchia, R.E., 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17, 41–67.
- Kyle, A., 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315–1335.
- Lee, C., B. Mucklow, y M. Ready. 1993. Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis. *The Review of Financial Studies*, 6, No. 2: 345-374.
- Lev, B., 1989. On the usefulness of earnings: Lessons and directions from two decades of empirical research. *Journal of Accounting Research* 27 (Supplement), 153-192.
- López, G. y Marhuenda, J. 2002. ¿Determina el diferencial de información la valoración de activos?: Una aproximación al mercado de capitales español. *X Foro de Finanzas*, Sevilla, 2002.
- Madhavan, A., 2000. Market microstructure: A survey. *Journal of Financial Markets*, 3: 205-258.
- Martínez, M. A., B. Nieto, G. Rubio and M. Tapia. 2005. Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: an Empirical Investigation of the Spanish Stock Market. *International Review of Economics & Finance*, 14. 2005, 81–103.
- Milgrom, P., 1981. Good news and bad news: representation theorems and applications. *Bell Journal of Economics* 12, 380–391.
- Pascual, R., Escribano, A. y Tapia, M., 2004. On the Bi-dimensionality of Liquidity. *The European Journal of Finance*.10, 542-566
- Van Ness, B., R. Van Ness, and R. Warr, 2001. How Well do Adverse Selection Components Measure Adverse Selection? *Financial Management*, 30, 77-98
- Verrecchia, R., 2001. Essays on Disclosure. *Journal of Accounting Economics* 32:97-180.
- Welker, M., 1995. Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets, *Contemporary Accounting Research*, 11 (Spring), 801--827.

## APÉNDICE

Nuestra principal variable independiente es una medida de la calidad del informe anual de las empresas, confeccionado por una revista de negocios (“Actualidad Económica”). Los parámetros que sirven de base para valorar la transparencia de los informes anuales de las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid y la escala sobre la cual son puntuados se detalla a continuación:

**La carta del Presidente:** Si se firma durante el primer cuarto del año, se le asigna un punto. Al contenido de la carta se le asignará hasta 5 puntos si se incluye una clara definición de la estrategia de la empresa. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Datos históricos:** se asignarán dos puntos si se proporcionan los principales datos del balance y la cuenta de pérdidas y ganancias del año t-2. Cuatro puntos si aparece esta información para el año t-3 y seis puntos si aparece para el año t-4. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Datos básicos:** ocho puntos si aparecen resúmenes de los principales datos contables, y de los ratios financieros y de mercado. Tanto la cantidad como la calidad de los datos son evaluados. (Escala: de 0 a 8 puntos)

**Análisis de los resultados:** análisis completo de las operaciones, activo total medio, análisis de los resultados trimestrales del año t comparados con los del año t-1, se les asignará hasta 6 puntos. Si solo se incluyen datos del año t, se le asignaran 4 puntos. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Informe de gestión:** seis puntos si se incluye toda la información legal requerida: por ejemplo, evolución del negocio y situación actual de la empresa, acontecimientos que han sucedido después del cierre, evolución de la compañía, compra de acciones propias y actividades de I+D. La claridad y la cantidad de la información se valorarán con hasta 12 puntos. (Escala: de 0 a 12 puntos)

**Orden y claridad:** se valora la claridad y la precisión en el lenguaje, así como si la información se proporciona siguiendo un orden lógico. (Escala: de 0 a 3 puntos)

**Diseño:** Calidad del diseño y de sus figuras y gráficos. (Escala: de 0 a 2 puntos)

**Filiales:** se asignan dos puntos si se proporciona información acerca de la actividad, de la matriz, participación, fondos propios y resultados de las diferentes filiales. Se otorgan cuatro puntos si se incluyen los dividendos recibidos por las filiales y sus fondos propios. Seis puntos si se incluyen las cuentas. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Desglose de información:** desglose del negocio por categorías de actividades y mercados geográficos. Se asignarán cuatro puntos si se incluye un análisis completo de la contribución a los resultados generales de cada una de estas áreas. (Escala: de 0 a 4 puntos)

**Informe de auditoría:** cuatro puntos para los informes sin salvedades, dos para los que presentan salvedades y cero si el auditor indica limitaciones o se reserva la opinión. El coste del informe de auditoría se valorará en una escala de cero a dos puntos. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Accionistas:** se asignarán dos puntos si se especifica a los accionistas que poseen más del 10% de las acciones de la empresa. Cuatro puntos si se especifica el porcentaje total del capital y seis si se incluye información adicional. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Acciones del consejo:** se asignan dos puntos si se informa de las acciones en manos del consejo, cuatro si se especifica la participación de alguno de sus miembros y seis si se hace con detalle. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Remuneración de los directivos:** si se proporciona información global de la remuneración total se asignan dos puntos. Cuatro puntos si se informa desglosadamente. Y seis puntos si el desglose de la remuneración de los directivos se hace nominalmente. (Escala: de 0 a 6 puntos)

**Retribución ligada a acciones:** descripción de los planes, beneficiarios, condiciones, coste para la empresa y otras características. Para lograr la máxima puntuación, las opciones garantizadas a ejecutivos y directivos deben de proporcionarse de manera detallada por individuo. (Escala: de 0 a 4 puntos)

**Otra información:** hasta cuatro puntos serán asignados a aquellas empresas que ofrezcan buena información acerca de su situación real. Algunos parámetros que aquí se considera serían: el grado de concentración de las ventas y de los proveedores, la cuota de mercado, análisis de mercado, volumen de los canales de distribución, información sobre calidad o iniciativas medioambientales. (Escala: de 0 a 4 puntos)

**Información on-line:** La inclusión del informe anual de la empresa en su página web se valora en una escala de dos puntos. Si también se incluyen los informes semestrales se añaden dos puntos más. (Escala: de 0 a 4 puntos)

**Normas de buen gobierno:** completa y detallada información sobre la política y normas de buen gobierno. Para lograr la máxima puntuación, la compañía debe explicar hasta qué grado ha llevado a cabo las recomendaciones del Informe Olivencia (Escala: de 0 a 5 puntos)

**Evolución del mercado:** tres puntos si se incluye información sobre la tasa de interés, recruiting volume y días de negociación. Cuatro puntos si se incluyen ratios de mercado. Cinco si la tasa se compara con el índice general de la Bolsa de Madrid o el Ibex-35, y seis si también se incluye el índice del sector. (Escala de 0 a 6)

**TABLA 1**  
**Mediana, Desviación Estándar y Número de Observaciones de las Variables**

|                            | <b>Años</b>      | <b>1993</b> | <b>1994</b> | <b>1995</b> | <b>1996</b> | <b>1997</b> | <b>1998</b> | <b>1999</b> | <b>2000</b> |
|----------------------------|------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <b>Calidad Divulgación</b> | <b>Mediana</b>   | 0.53        | 0.55        | 0.60        | 0.60        | 0.62        | 0.65        | 0.58        | 0.58        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  | 0.13        | 0.15        | 0.16        | 0.16        | 0.16        | 0.16        | 0.16        | 0.15        |
|                            | <b>NºObserv.</b> | 131         | 137         | 133         | 138         | 142         | 125         | 103         | 122         |
| <b>Horquilla Relativa</b>  | <b>Mediana</b>   |             | 1.21        | 1.01        | 0.94        | 0.83        | 0.88        | 0.88        | 0.88        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 1.78        | 1.76        | 1.26        | 1.09        | 1.27        | 0.61        | 0.73        |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 120         | 122         | 130         | 146         | 154         | 132         | 134         |
| <b>Profundidad/1000</b>    | <b>Mediana</b>   |             | 1.85        | 1.91        | 1.98        | 1.85        | 1.56        | 1.14        | 1.17        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 18.90       | 31.56       | 35.71       | 105.98      | 280.13      | 896.84      | 141.32      |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 120         | 122         | 130         | 146         | 154         | 145         | 134         |
| <b>ICM/1000</b>            | <b>Mediana</b>   |             | 1.65        | 2.24        | 2.32        | 2.51        | 2.04        | 1.69        | 1.72        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 54.59       | 105.45      | 89.23       | 90.31       | 156.96      | 392.32      | 163.38      |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 120         | 122         | 130         | 146         | 154         | 132         | 134         |
| <b>Amihud</b>              | <b>Mediana</b>   |             | 0.15        | 0.11        | 0.18        | 0.12        | 0.27        | 0.36        | 0.25        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 3.00        | 3.64        | 2.84        | 4.43        | 1.93        | 1.68        | 1.75        |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 110         | 115         | 119         | 126         | 135         | 124         | 124         |
| <b>Volatilidad</b>         | <b>Mediana</b>   |             | 1.10        | 0.49        | 0.44        | 0.88        | 1.09        | 0.88        | 0.69        |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 3.02        | 1.91        | 1.55        | 0.90        | 1.58        | 1.39        | 2.09        |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 117         | 123         | 122         | 130         | 137         | 142         | 145         |
| <b>Nº Transacciones</b>    | <b>Mediana</b>   |             | 23.72       | 28.88       | 61.88       | 99.51       | 77.48       | 75.71       | 91.04       |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 104.37      | 155.63      | 258.98      | 494.41      | 721.18      | 1040.26     | 1194.51     |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 120         | 122         | 130         | 146         | 154         | 145         | 134         |
| <b>LnTamaño</b>            | <b>Mediana</b>   |             | 10.51       | 10.58       | 10.70       | 11.11       | 11.27       | 11.01       | 11.13       |
|                            | <b>Desv.Est</b>  |             | 1.58        | 1.64        | 1.70        | 1.63        | 1.61        | 1.72        | 1.72        |
|                            | <b>NºObserv.</b> |             | 106         | 108         | 115         | 125         | 119         | 130         | 134         |

**TABLA 2**  
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE SPEARMAN**

|                    | <b>MAILIQ</b>   | <b>ICM</b>      | <b>LnTamaño</b> | <b>LnEfec</b>   | <b>Prof.</b>    | <b>Volat</b>    | <b>Horq.Relat</b> |
|--------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|
| <b>ICM</b>         | -0.67<br>(0.00) |                 |                 |                 |                 |                 |                   |
| <b>LnTamaño</b>    | -0.73<br>(0.00) | 0.39<br>(0.00)  |                 |                 |                 |                 |                   |
| <b>LnEfec</b>      | -0.80<br>(0.00) | 0.68<br>(0.00)  | 0.74<br>(0.00)  |                 |                 |                 |                   |
| <b>Prof.</b>       | -0.37<br>(0.00) | 0.88<br>(0.00)  | 0.07<br>(0.04)  | 0.40<br>(0.00)  |                 |                 |                   |
| <b>Volat</b>       | 0.16<br>(0.00)  | -0.01<br>(0.87) | -0.33<br>(0.00) | -0.20<br>(0.00) | 0.15<br>(0.00)  |                 |                   |
| <b>Horq.Relat</b>  | 0.85<br>(0.00)  | -0.74<br>(0.00) | -0.71<br>(0.00) | -0.81<br>(0.00) | -0.37<br>(0.00) | 0.24<br>(0.00)  |                   |
| <b>Divulgación</b> | -0.32<br>(0.00) | 0.17<br>(0.00)  | 0.48<br>(0.00)  | 0.33<br>(0.00)  | -0.02<br>(0.56) | -0.32<br>(0.00) | -0.39<br>(0.00)   |

**TABLA 3**  
**REGRESIONES MCO**

$$LIQ_t = \alpha + \beta_1 DISC_{t-1} + \beta_2 RSIZE_t + \beta_3 VOLAT_t + \beta_4 REFFEC_t + \varepsilon_t$$

(estadístico t entre paréntesis)

| Variable Dependiente | n   | Regresiones Pool     |                      |                      |                   |                     |                                   | Fama y MacBeth (1973) |                      |                      |                   |                     |                    |
|----------------------|-----|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|---------------------|-----------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
|                      |     | Constante            | DISC                 | RSIZE                | VOLAT             | REFEC               | Adj.R <sup>2</sup><br>F-statistic | Constante             | DISC                 | RSIZE                | VOLAT             | REFEC               | Adj.R <sup>2</sup> |
| Horquilla Relativa   | 685 | 1.76<br>(11.74)***   | -1.78<br>(-11.54)*** | -0.25<br>(-15.12)*** | 0.24<br>(3.77)*** | -0.35<br>(-8.53)*** | 0.48<br>(0.00)***                 | 1.32<br>(5.83)***     | -1.51<br>(-11.89)*** | -0.23<br>(-11.53)*** | 0.39<br>(4.40)*** | -0.39<br>(-8.17)*** | 0.58               |
| Prof.                | 704 | -13.99<br>(-2.82)*** | 23.33<br>(3.56)***   | 2.76<br>(2.65)***    | 4.25<br>(3.36)*** | 3.05<br>(6.55)***   | 0.07<br>(0.00)***                 | -13.87<br>(-3.53)***  | 23.49<br>(6.01)***   | 3.57<br>(2.33)**     | 4.42<br>(2.90)*** | 3.12<br>(4.85)***   | 0.11               |
| ICM                  | 685 | -28.66<br>(-3.68)*** | 50.38<br>(4.57)***   | 10.48<br>(4.14)***   | 5.14<br>(2.72)*** | 5.10<br>(5.79)***   | 0.11<br>(0.00)***                 | -19.00<br>(-2.26)**   | 47.77<br>(5.95)***   | 12.04<br>(4.92)***   | 1.67<br>(0.47)    | 6.31<br>(4.63)***   | 0.17               |
| MAILIQ               | 681 | 0.77<br>(0.89)       | -2.15<br>(-3.96)***  | -0.24<br>(-2.83)***  | 0.79<br>(1.66)*   | -0.66<br>(-3.06)*** | 0.19<br>(0.00)***                 | 1.29<br>(-0.92)       | -0.88<br>(1.04)      | -0.22<br>(-1.56)     | 1.42<br>(3.46)*** | -0.74<br>(4.76)***  | 0.35               |

NOTAS: LIQ. Es una de las cuatro variables proxy de liquidez/iliquidez (Horquilla relativa, profundidad, ratio ICM o Amihud). La Horquilla relativa se calcula como la media anual de las horquillas de precios diarias. La profundidad es una medida agregada de las acciones disponibles en el libro de órdenes límite. ICM es la profundidad media dividida por la horquilla relativa. Utilizamos observaciones diarias para ambas variables. MAILIQ es una medida que refleja la respuesta asociada a un euro de volumen de negociación. Se define como la media del ratio rentabilidad dividido por el nivel de efectivo. Para cada activo construimos una medida que tiene en cuenta el nivel de liquidez del mercado (MAILIQ). DISC es la variable retardada de calidad de la divulgación para el periodo de 1993 a 1999. RSIZE es nuestro proxy para el tamaño de la empresa, que se obtiene a partir de los residuos de la regresión de la variable tamaño (Lnsiz) sobre la calidad de la divulgación. Incluimos de esta manera una variable ortogonalizada para evitar un problema de multicolinealidad. VOLAT es la desviación estándar de las rentabilidades diarias de cada acción y para cada año, dividida por la misma medida para el índice de mercado del SIBE, IBEX 35, en el periodo 1994-2000. REFECT es la variable proxy del nivel de negociación, y lo obtenemos a partir de los residuos de la regresión del logaritmo de la media de volumen efectivo sobre las variables logaritmo del tamaño y calidad de la divulgación, de manera que de nuevo obtenemos una variable ortogonalizada que evita la multicolinealidad.

\* Estadísticamente significativo al 10%

\*\* Estadísticamente significativo al 5%

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%

**TABLA 4**  
**REGRESIONES 2SLS**

$$LIQ_t = \alpha + \beta_1 DISC_{t-1} + \beta_2 RSIZE_t + \beta_3 VOLAT_t + \beta_4 REFEC_t + \varepsilon_t$$

(p- valor entre paréntesis)

| Panel A: 1ª etapa    |     |                     |                    |                    |                   |                    |                                |
|----------------------|-----|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------------------|
| Variable Dependiente | N   | Constante           | DISC               | RSIZE              | VOLAT (instr.)    | REFEC              | Adj.R <sup>2</sup> F-statistic |
| Volatilidad          | 704 | 1.76<br>(0.00)***   | -0.71<br>(0.00)*** | -0.03<br>(0.02)**  | 0.13<br>(0.00)*** | 0.02<br>(0.13)     | 0.55<br>(0.00)***              |
| Panel B: 2ª etapa    |     |                     |                    |                    |                   |                    |                                |
| Variable Dependiente | N   | Constante           | DISC               | RSIZE              | VOLAT             | REFEC              | Adj.R <sup>2</sup> F-statistic |
| Horquilla Relativa   | 685 | 1.43<br>(0.00)***   | -1.56<br>(0.00)*** | -0.23<br>(0.00)*** | 0.36<br>(0.00)*** | -0.35<br>(0.00)*** | 0.47<br>(0.00)***              |
| Prof.                | 704 | -15.93<br>(0.04)**  | 24.52<br>(0.00)*** | 2.86<br>(0.01)**   | 4.94<br>(0.07)*   | 3.00<br>(0.00)***  | 0.06<br>(0.00)***              |
| ICM                  | 685 | -29.07<br>(0.00)*** | 50.64<br>(0.00)*** | 10.50<br>(0.00)*** | 5.29<br>(0.00)*** | 5.09<br>(0.00)***  | 0.11<br>(0.00)***              |
| MAILIQ               | 681 | -0.01<br>(0.99)     | -1.67<br>(0.12)    | -0.20<br>(0.03)**  | 1.07<br>(0.11)    | -0.68<br>(0.00)*** | 0.18<br>(0.00)***              |

NOTAS: LIQ. Es una de las cuatro variables proxy de liquidez/iliquidez (Horquilla relativa, profundidad, ratio ICM o Amihud). La Horquilla relativa se calcula como la media anual de las horquillas de precios diarias. La profundidad es una medida agregada de las acciones disponibles en el libro de órdenes límite. ICM es la profundidad media dividida por la horquilla relativa. Utilizamos observaciones diarias para ambas variables. MAILIQ es una medida que refleja la respuesta asociada a un euro de volumen de negociación. Se define como la media del ratio rentabilidad dividido por el nivel de efectivo. Para cada activo construimos una medida que tiene en cuenta el nivel de liquidez del mercado (MAILIQ). DISC es la variable retardada de calidad de la divulgación para el periodo de 1993 a 1999. RSIZE es nuestro proxy para el tamaño de la empresa, que se obtiene a partir de los residuos de la regresión de la variable tamaño (Lsize) sobre la calidad de la divulgación. Incluimos de esta manera una variable ortogonalizada para evitar un problema de multicolinealidad. VOLAT es la desviación estándar de las rentabilidades diarias de cada acción y para cada año, dividida por la misma medida para el índice de mercado del SIBE, IBEX 35, en el periodo 1994-2000. REFEC es la variable proxy del nivel de negociación, y lo obtenemos a partir de los residuos de la regresión del logaritmo de la media de volumen efectivo sobre las variables logaritmo del tamaño y calidad de la divulgación, de manera que de nuevo obtenemos una variable ortogonalizada que evita la multicolinealidad.

\*Estadísticamente significativo al 10%

\*\* Estadísticamente significativo al 5%

\*\*\* estadísticamente significativo al 1%

**TABLA 5**  
**MODELOS DE INTERACCIÓN**  
(estadístico *t* entre paréntesis)

| Variable Dependiente  | Regresiones <i>Pool</i> |                   |                    |                     | Fama y MacBeth (1973) |                   |                    |                     |
|-----------------------|-------------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-----------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
|                       | Horquilla Relativa      | Prof              | ICM                | Amihud              | Horquilla Relativa    | Prof              | ICM                | Amihud              |
| N                     | 685                     | 704               | 685                | 681                 | 685                   | 704               | 685                | 681                 |
| Constante             | 1.03<br>(4.13)***       | 7.72<br>(0.42)    | 26.53<br>(0.78)    | -0.67<br>(-0.70)    | 0.74<br>(3.77)***     | -9.36<br>(-0.32)  | 33.45<br>(0.73)    | -1.66<br>(-1.41)    |
| D1                    | 1.02<br>(2.85)***       | -14.72<br>(-0.81) | -36.58<br>(-0.99)  | 3.83<br>(2.39)**    | 0.75<br>(1.51)        | 1.26<br>(0.04)    | -34.20<br>(-0.69)  | 3.21<br>(1.75)*     |
| D2                    | 1.23<br>(2.63)***       | -22.09<br>(-1.04) | -46.98<br>(-1.19)  | -0.77<br>(-0.57)    | 0.60<br>(0.49)        | -23.96<br>(-0.71) | -78.93<br>(-1.40)  | 0.84<br>(0.40)      |
| DISC                  | -0.82<br>(-2.64)***     | -3.42<br>(-0.14)  | -16.46<br>(-0.37)  | -0.08<br>(-0.12)    | -0.76<br>(-2.75)***   | 15.87<br>(0.41)   | -20.75<br>(-0.34)  | -0.14<br>(-0.19)    |
| DDISC1                | -1.69<br>(-2.49)**      | 9.86<br>(0.40)    | 23.86<br>(0.50)    | -7.45<br>(-2.19)**  | -1.12<br>(-1.03)      | -12.16<br>(-0.29) | 20.46<br>(0.34)    | -7.02<br>(-1.70)*   |
| DDISC2                | 1.69<br>(-2.27)**       | 24.81<br>(0.82)   | 45.21<br>(0.87)    | 1.64<br>(0.76)      | -0.40<br>(-0.18)      | 33.18<br>(0.70)   | 100.57<br>(1.33)   | -0.89<br>(-0.25)    |
| VOLAT                 | 0.23<br>(3.67)***       | 4.26<br>(3.36)*** | 5.03<br>(2.56)**   | 0.75<br>(1.63)      | 0.37<br>(4.12)***     | 3.99<br>(2.75)*** | 0.83<br>(0.23)     | 1.33<br>(3.77)***   |
| RSIZE                 | -0.25<br>(14.57)***     | 2.71<br>(2.71)*** | 10.36<br>(4.22)*** | -0.23<br>(-2.49)**  | -0.23<br>(-12.51)***  | 3.45<br>(2.55)*** | 11.62<br>(5.17)*** | -0.23<br>(-1.69)*   |
| REFEC                 | -0.35<br>(-8.39)***     | 3.09<br>(6.50)*** | 5.11<br>(5.71)***  | -0.68<br>(-3.08)*** | -0.25<br>(-1.99)**    | 2.85<br>(4.31)*** | 6.12<br>(4.29)***  | -0.74<br>(-4.91)*** |
| R <sup>2</sup> Ajust. | 0.49<br>(0.00)          | 0.08<br>(0.00)    | 0.12<br>(0.00)     | 0.20<br>(0.00)      | 0.58                  | 0.12              | 0.17               | 0.35                |

NOTAS: LIQ. Es una de las cuatro variables proxy de liquidez/iliquidez (Horquilla relativa, profundidad, ratio ICM o Amihud). La Horquilla relativa se calcula como la media anual de las horquillas de precios diarias. La profundidad es una medida agregada de las acciones disponibles en el libro de órdenes límite. ICM es la profundidad media dividida por la horquilla relativa. Utilizamos observaciones diarias para ambas variables. MAILIQ es una medida que refleja la respuesta asociada a un euro de volumen de negociación. Se define como la media del ratio rentabilidad dividido por el nivel de efectivo. Para cada activo construimos una medida que tiene en cuenta el nivel de liquidez del mercado (MAILIQ). DISC es la variable retardada de calidad de la divulgación para el periodo de 1993 a 1999. RSIZE es nuestro proxy para el tamaño de la empresa, que se obtiene a partir de los residuos de la regresión de la variable tamaño (Lnsiz) sobre la calidad de la divulgación. Incluimos de esta manera una variable ortogonalizada para evitar un problema de multicolinealidad. VOLAT es la desviación estándar de las rentabilidades diarias de cada acción y para cada año, dividida por la misma medida para el índice de mercado del SIBE, IBEX 35, en el periodo 1994-2000. REFECT es la variable proxy del nivel de negociación, y lo obtenemos a partir de los residuos de la regresión del logaritmo de la media de volumen efectivo sobre las variables logaritmo del tamaño y calidad de la divulgación, de manera que de nuevo obtenemos una variable ortogonalizada que evita la multicolinealidad. D1 es una variable dicotómica cuyo valor es 1 si la empresa pertenece al grupo de menor calidad en la divulgación y 0 en caso contrario; D2 es una variable dicotómica cuyo valor es 1 si la compañía pertenece al grupo de calidad media en su divulgación y 0 en caso contrario. DDISC1 es el término de interacción D1\*DISC. DDISC2 es el término de interacción D2\*DISC.

\*Estadísticamente significativo al 10%

\*\* Estadísticamente significativo al 5%

\*\*\* estadísticamente significativo al 1%

**TABLA 6**  
**REGRESIONES 2SLS CON VARIACIONES**  
(p- valor entre paréntesis)

$$VAR\_Liq = \alpha + \beta_1 VAR\_DISC + \beta_2 VAR\_SIZE + \beta_3 VAR\_VOLAT + \beta_4 VAR\_REFEC + \varepsilon$$

| Panel A: 1ª etapa      |     |                   |                    |                   |                    |                    |                                |
|------------------------|-----|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------------------|
| Variable Dependiente   | N   | Constante         | VAR_DISC           | VAR_RSIZE         | VAR_VOLAT (instr.) | VAR_REFEC          | Adj.R <sup>2</sup> F-statistic |
| Var_Volatilidad        | 505 | 0.04<br>(0.00)*** | 0.20<br>(0.04)**   | 0.01<br>(0.42)    | 0.18<br>(0.00)***  | -0.01<br>(0.19)    | 0.57<br>(0.00)***              |
| Panel B: 2ª etapa      |     |                   |                    |                   |                    |                    |                                |
| Variable Dependient    | N   | Constante         | VAR_DISC           | VAR_RSIZE         | VAR_VOLAT          | VAR_REFFEC         | Adj.R <sup>2</sup> F-statistic |
| Var_Horquilla Relativa | 489 | 0.02<br>(0.31)    | -0.43<br>(0.00)*** | -0.01<br>(0.04)** | 0.14<br>(0.08)*    | -0.01<br>(0.00)*** | 0.08<br>(0.00)***              |
| Var_Prof               | 505 | 0.20<br>(0.08)*   | 0.21<br>(0.48)     | -0.01<br>(0.83)   | -0.10<br>(0.19)    | 0.01<br>(0.33)     | -0.01<br>(0.98)                |
| Var_ICM                | 489 | 0.21<br>(0.00)*** | 0.78<br>(0.00)***  | -0.01<br>(0.58)   | -0.17<br>(0.00)*** | 0.01<br>(0.03)**   | 0.01<br>(0.29)                 |
| Var_Amihud             | 491 | 0.91<br>(0.00)*** | -6.84<br>(0.19)    | -0.01<br>(0.49)   | 4.47<br>(0.23)     | -0.01<br>(0.46)    | 0.04<br>(0.00)***              |

NOTAS: LIQ. Es una de las cuatro variables proxy de liquidez/iliquidez (Horquilla relativa, profundidad, ratio ICM o Amihud). La Horquilla relativa se calcula como la media anual de las horquillas de precios diarias. La profundidad es una medida agregada de las acciones disponibles en el libro de órdenes límite. ICM es la profundidad media dividida por la horquilla relativa. Utilizamos observaciones diarias para ambas variables. MAILIQ es una medida que refleja la respuesta asociada a un euro de volumen de negociación. Se define como la media del ratio rentabilidad dividido por el nivel de efectivo. Para cada activo construimos una medida que tiene en cuenta el nivel de liquidez del mercado (MAILIQ). DISC es la variable retardada de calidad de la divulgación para el periodo de 1993 a 1999. RSIZE es nuestro proxy para el tamaño de la empresa, que se obtiene a partir de los residuos de la regresión de la variable tamaño (Lnsize) sobre la calidad de la divulgación. Incluimos de esta manera una variable ortogonalizada para evitar un problema de multicolinealidad. VOLAT es la desviación estándar de las rentabilidades diarias de cada acción y para cada año, dividida por la misma medida para el índice de mercado del SIBE, IBEX 35, en el periodo 1994-2000. REFECT es la variable proxy del nivel de negociación, y lo obtenemos a partir de los residuos de la regresión del logaritmo de la media de volumen efectivo sobre las variables logaritmo del tamaño y calidad de la divulgación, de manera que de nuevo obtenemos una variable ortogonalizada que evita la multicolinealidad.

\*Estadísticamente significativo al 10%

\*\* Estadísticamente significativo al 5%

\*\*\* estadísticamente significativo al 1%