

## EFFECTO DE LA SUBJETIVIDAD DE LAS CIFRAS CONTABLES SOBRE LA UTILIDAD DE LOS ESTADOS FINANCIEROS PARA EL PRESTAMISTA

**BELÉN GIL DE ALBORNOZ**  
**MANUEL ILLUECA MUÑOZ**

*Profesores Titulares de la Universidad Jaume I de Castellón*

Este trabajo ha obtenido el **Accésit Premio Estudios Financieros 2007** en la Modalidad de **CONTABILIDAD Y ADMINISTRACIÓN DE EMPRESAS**.

El Jurado ha estado compuesto por: don Leandro CAÑIBANO CALVO, don Valentín AZOFRA PALENZUELA, doña Zulima FERNÁNDEZ RODRÍGUEZ, don Jesús LIZCANO ÁLVAREZ, don Ricardo LOZANO ARAGÜÉS y don Carlos MALLO RODRÍGUEZ.

Los trabajos se presentan con seudónimo y la selección se efectúa garantizando el anonimato de los autores.

### **Extracto:**

**E**STE trabajo evalúa el efecto de la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo incorporados al resultado contable (o *accruals*) sobre el uso de la información contenida en los mismos para determinar el tipo de interés de los contratos de deuda. El análisis empírico se lleva a cabo en una amplia muestra de empresas españolas no cotizadas, correspondiente al período 1996-2002. El indicador de verificabilidad *ex-ante* (o subjetividad) de los ajustes por devengo utilizado está basado en la clasificación de los *accruals* propuesta por RICHARDSON *et al.* (2005). Los resultados ponen de manifiesto que la sensibilidad del coste de la deuda ante variaciones en la calidad de los ajustes por devengo disminuye a medida que aumenta el grado de subjetividad inherente a su cálculo, sugiriendo que la probabilidad de que el prestamista utilice los ajustes por devengo en su toma de decisiones disminuye conforme aumenta la subjetividad inherente a su determinación.

**Palabras clave:** coste de la deuda, calidad del resultado, subjetividad de los ajustes por devengo, costes de supervisión y PYMES.

# Sumario

1. Introducción.
2. Diseño metodológico.
  - 2.1. *Background* e hipótesis a contrastar.
  - 2.2. Indicador de la subjetividad de los ajustes por devengo.
  - 2.3. Estimación de la calidad de los ajustes por devengo: el modelo de DECHOW y DICHEV (2002).
  - 2.4. Modelo empírico para contrastar la hipótesis.
  - 2.5. Muestra y estadísticos descriptivos.
3. Validación de las medidas de subjetividad y calidad de los ajustes por devengo.
  - 3.1. Análisis previo de la medida de subjetividad de los ajustes por devengo.
  - 3.2. Análisis previo de la medida de calidad de los *accruals*.
4. Resultados.
  - 4.1. Efecto de la subjetividad de los *accruals* sobre su utilidad para el prestamista.
  - 4.2. Análisis de regresión incorporando variables de control.
5. Análisis de sensibilidad.
  - 5.1. Medidas alternativas de la calidad de los *accruals*.
  - 5.2. Medida alternativa de la subjetividad de los *accruals*.
  - 5.3. Control de los factores determinantes de la calidad de los *accruals*.
  - 5.4. Efecto de los préstamos antiguos.
  - 5.5. Efecto de otros factores determinantes de los costes de supervisión de los *accruals* esperados por el prestamista.
6. Conclusiones e implicaciones para el regulador.

## Bibliografía

## 1. INTRODUCCIÓN

El equilibrio entre la relevancia y la fiabilidad de la información contable ocupa un lugar central en el debate académico en torno a la Teoría de la Contabilidad. Los distintos marcos conceptuales, elaborados por instituciones españolas y extranjeras, han puesto de manifiesto que ambos atributos de la información son imprescindibles en la toma de decisiones de inversión (AECA, 1999; IASC, 1989). Sin embargo, la literatura empírica se ha centrado básicamente en confirmar si los estados financieros son relevantes en los mercados de capitales, relegando a un segundo plano el análisis de los efectos de la fiabilidad.

Por ello, los resultados de la literatura han propiciado el desarrollo de una corriente de opinión favorable a la introducción de cambios en las normas, al objeto de aumentar la relevancia de la información contable aún a costa de incrementar también la subjetividad con que esta se elabora. Pero, como señala WATTS (2003), una disminución de la fiabilidad de las cifras podría poner en peligro su utilidad en la toma de decisiones de inversión. En este sentido, el objetivo de este trabajo consiste precisamente en contrastar si la utilidad de la información contable en la toma de decisiones disminuye conforme aumenta la subjetividad necesaria para elaborarla. Para ello, se analiza el contexto concreto de la concesión de préstamos a empresas.

La literatura sugiere que los ajustes por devengo incorporados al resultado contable aumentan la capacidad del mismo para predecir el *cash flow* futuro de la empresa (DECHOW *et al.*, 1998; BARTH *et al.*, 2001; KIM y KROSS, 2005), de modo que los bancos, y prestamistas en general, tienen incentivos a incorporarlos al conjunto de información que utilizan para determinar la prima de riesgo del prestatario. Sin embargo, para estimar los ajustes por devengo la gerencia se ve obligada a adoptar supuestos y simplificaciones que añaden subjetividad a las cifras contables, las hacen susceptibles de contener errores de estimación y, en definitiva, elevan los costes de supervisión de la información para el prestamista.

Este trabajo contrasta empíricamente si la utilización de los ajustes por devengo disminuye conforme aumenta el grado de subjetividad necesario para determinar los *accruals* del ejercicio. Dado que la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo está positivamente correlacionada con los costes de supervisión percibidos *ex-ante* por el prestamista, se predice que cuanto mayor sea el grado de subjetividad que subyace al cálculo de los *accruals*, mayor será la probabilidad de que el prestamista no incorpore los *accruals* al conjunto de información relevante para determinar la prima de riesgo del prestatario.

La relevancia de los ajustes por devengo en la determinación del tipo de interés de los contratos de deuda se evalúa estimando un modelo de regresión cuya variable dependiente es el coste de la deuda y cuyas variables independientes son la calidad de los ajustes por devengo, entendida como la capacidad demostrada por la gerencia en el pasado para generar ajustes por devengo libres de error (DECHOW y DICHEV, 2002), y una serie de variables de control previamente identificadas en la literatura. Si el prestamista decide incorporar los *accruals* al conjunto de información relevante para evaluar la prima de riesgo del prestatario, debería observarse una relación inversa entre la calidad de los ajustes por devengo y el tipo de interés fijado en el contrato de deuda<sup>1</sup>. El efecto de la subjetividad de los *accruals* sobre la relación anterior, se evalúa incorporando al modelo de regresión la interacción entre la calidad y la subjetividad de los ajustes por devengo como regresor adicional. El grado de subjetividad de los ajustes por devengo se aproxima mediante diversos indicadores construidos a partir de las categorías de *accruals* identificadas por RICHARDSON *et al.* (2005).

Para llevar a cabo el análisis empírico se ha utilizado una amplia muestra de empresas españolas no cotizadas, compuesta mayoritariamente por PYMES y correspondiente al período 1996-2002. La evidencia previa sugiere que, debido a la mayor volatilidad del *cash flow*, la mayor debilidad de los mecanismos externos de supervisión de la información y la menor capacitación de las personas encargadas de la elaboración de las cuentas anuales, los ajustes por devengo de estas compañías suelen incorporar mayores errores de estimación (DECHOW y DICHEV, 2002), obligando al prestamista a realizar un mayor esfuerzo de supervisión. Por ello, los aspectos relacionados con los costes de supervisión de la información contenida en los *accruals* cobran una especial relevancia en una muestra de empresas relativamente pequeñas y no cotizadas. Por otra parte, el análisis del caso español resulta interesante en este contexto porque: a) los préstamos bancarios representan una de las principales fuentes de financiación de las empresas españolas y b) a diferencia de países como Estados Unidos, en España todas las empresas, tanto cotizadas como no cotizadas, están obligadas a depositar sus cuentas anuales en un registro público.

Los resultados del trabajo ponen de manifiesto que cuanto mayor es el grado de subjetividad que incorporan los *accruals*, menor es la sensibilidad del coste de la deuda ante variaciones en su calidad. Esta evidencia sugiere que el grado de *verificabilidad ex-ante* (o subjetividad) de los *accruals* está inversamente correlacionado con la probabilidad de que el prestamista utilice la información contenida en los mismos para determinar la prima de riesgo del prestatario.

El trabajo está relacionado con tres líneas de investigación que discurren en paralelo en la literatura. En primer lugar, los resultados obtenidos aportan evidencia adicional sobre la relación entre el coste de capital y la calidad de los ajustes por devengo (BHARATH *et al.*, 2004; FRANCIS *et al.*, 2005; BECKER *et al.*, 2005a). Los estudios previos han puesto de manifiesto que cuando los *accruals* emitidos por la empresa son de mala calidad, en el sentido de que la gerencia tiende a cometer errores en su estimación, el prestamista encuentra mayores dificultades para evaluar la probabilidad de recu-

<sup>1</sup> Si los *accruals* del prestatario son relevantes para el prestamista y su calidad disminuye (porque aumenta la probabilidad de que contengan errores), el riesgo informativo de la operación aumenta, entendiéndose por riesgo informativo la probabilidad de que información específica sobre la empresa y relevante para la toma de decisiones sea de mala calidad. Dado que el riesgo informativo no es diversificable (EASLEY *et al.*, 2002; EASLEY y O'HARA, 2004; LAMBERT *et al.*, 2006), aumenta la prima de riesgo exigida por el prestamista y, por tanto, el tipo de interés del contrato de deuda.

perar los fondos invertidos y, en consecuencia, aumenta la prima de riesgo exigida en la operación. La evidencia empírica aportada en este trabajo sugiere que la subjetividad interactúa con la calidad de los ajustes por devengo en la determinación del tipo de interés. Si la subjetividad necesaria para calcular los *accruals* es elevada, los costes de supervisión de la información contable aumentan y los prestamistas tienden a descartarla en su toma de decisiones, incluso aunque en el pasado los ajustes por devengo hayan sido correctamente calculados.

En segundo lugar, el trabajo está relacionado con la literatura que analiza el efecto de la fiabilidad de la información contable en los mercados financieros. La mayor parte de los trabajos en esta línea de investigación se ha centrado en la eficacia del auditor para a) restringir la manipulación de las cifras contables (BECKER *et al.*, 1998; FRANCIS *et al.*, 1999; CHUNG *et al.*, 2003; KIM *et al.*, 2003; JEONG y RHO, 2004; PIOT y JANIN, 2005) y b) dotar de mayor credibilidad a las mismas (MCKINLEY *et al.*, 1985; TEOH y WONG, 1993; KRISHNAN, 2003; MANSI *et al.*, 2004; PITMAN y FORTIN, 2004; KIM *et al.*, 2005). Sin embargo, pocos trabajos se han centrado en los efectos de la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo sobre su utilidad en la toma de decisiones. Los trabajos de SLOAN (1996) y RICHARDSON *et al.* (2005) pueden considerarse excepciones en este sentido. La evidencia empírica aportada en ambos estudios sugiere 1) que los ajustes por devengo son menos persistentes que el *cash flow* debido a su mayor subjetividad y 2) que los inversores bursátiles no tienen en cuenta la menor persistencia de los *accruals*. Por ello, concluyen que la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo es responsable de errores de valoración significativos en los mercados de capitales. Los resultados de nuestro trabajo confirman en una muestra de empresas españolas no cotizadas que la persistencia de los ajustes por devengo está inversamente correlacionada con su grado de subjetividad. Sin embargo, a diferencia de SLOAN (1996) y RICHARDSON *et al.* (2005), la evidencia empírica suministrada en este estudio sugiere que el prestamista tiene en cuenta el grado de subjetividad de los ajustes por devengo en la determinación de la prima de riesgo de la empresa.

Por último, este estudio contribuye a la creciente literatura sobre el uso de la información contenida en los estados financieros de las compañías no cotizadas, surgida a partir del proyecto de NIIF sobre pequeña y mediana empresa en el que el International Accounting Standards Board (IASB) comenzó a trabajar en 2001. La investigación llevada a cabo hasta la fecha revela que las entidades financieras son las principales usuarias de la información contable emitida por estas compañías (SIAN y ROBERTS, 2003). Este trabajo pone de manifiesto que los bancos tienden a descartar la información contenida en los *accruals* de estas compañías cuando los costes esperados de su supervisión aumentan como consecuencia de la subjetividad inherente a su cálculo.

En adelante, el trabajo se estructura del siguiente modo. El apartado siguiente expone el diseño metodológico del análisis empírico, incluyendo la derivación de la hipótesis a contrastar y describiendo las medidas de calidad y subjetividad de los ajustes por devengo, el modelo econométrico propuesto para contrastar la hipótesis nula y la muestra objeto de análisis. El tercer apartado plantea sendos análisis previos al objeto de validar las medidas de calidad y subjetividad de los ajustes por devengo en la muestra objeto de estudio. El cuarto apartado presenta los principales resultados de este estudio. En el quinto apartado se incluyen los resultados de diversos análisis de sensibilidad realizados para reforzar la evidencia empírica previamente obtenida. Finalmente, en el sexto apartado se exponen las conclusiones fundamentales del trabajo, se discuten las implicaciones de las mismas para el regulador y se señalan algunas líneas futuras de investigación.

## 2. DISEÑO METODOLÓGICO

### 2.1. *Background* e hipótesis a contrastar.

En teoría, la prevalencia del análisis de estados financieros frente a otras tecnologías de crédito depende de los costes y beneficios atribuidos *ex-ante* a cada una de ellas. BAAS y SCHROOTEN (2006) plantean un modelo teórico basado en un duopolio de bancos, cuya conducta estratégica se ajusta al modelo de competencia de Bertrand. Uno de ellos utiliza la banca relacional <sup>2</sup> y el otro el análisis de estados financieros. En el equilibrio la cuota de mercado de cada banco depende de los costes marginales relativos, que incluyen los costes de obtener financiación en el mercado interbancario y los costes de supervisión asociados a cada tecnología de crédito.

Los costes de supervisión de la información contenida en los estados financieros del prestatario están asociados con diversos aspectos que subyacen al proceso de estimación de sus ajustes por devengo. En particular, los costes de supervisión *ex-ante* percibidos por el prestamista están negativamente relacionados con la calidad de los mecanismos externos de revisión de los datos emitidos por la empresa (*verificación ex-post*) y positivamente correlacionados con el grado de subjetividad inherente a su determinación (*verificabilidad ex-ante*). Si los mecanismos de supervisión externos son débiles o la subjetividad necesaria para calcular los *accruals* es elevada, los costes de supervisión aumentan y los prestamistas tienden a descartar la información contenida en los ajustes por devengo reportados por la empresa en su proceso de toma de decisiones, independientemente del grado de error con que la gerencia los haya calculado en el pasado. En estas condiciones, el prestamista utiliza otras tecnologías de crédito en las que la información contable juega un papel secundario y, en consecuencia, el coste de la deuda soportado por la empresa podría ser relativamente insensible ante cambios en la calidad de los ajustes por devengo.

Algunos trabajos previos señalan que la probabilidad de que los *accruals* incorporen errores de cálculo está inversamente correlacionada con el tamaño de la empresa (DECHOW y DICHEV, 2002). Por ello, en un contexto caracterizado por la presencia mayoritaria de pequeñas y medianas empresas no cotizadas, los efectos de los dos factores de confianza previamente señalados podrían ser especialmente relevantes. De hecho, BERGER y UDELL (2006) sugieren que al conceder préstamos a las pequeñas y medianas empresas (PYMES) las entidades financieras no aplican tecnologías de crédito basadas en el análisis de los estados financieros, a no ser que el prestatario sea altamente transparente y sus estados financieros estén auditados por una firma multinacional de reconocido prestigio <sup>3</sup>.

Análogamente, el nivel de subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo podría influir en la credibilidad del resultado publicado por la empresa en sus estados financieros y, por tan-

<sup>2</sup> La banca relacional es la tecnología de crédito basada en el establecimiento de una relación exclusiva y duradera entre el banco y sus clientes a partir de la recopilación de información *soft* sobre la empresa y sus propietarios (BERGER y UDELL, 2006).

<sup>3</sup> En un contexto de empresas grandes y cotizadas, KRISHNAN (2003) muestra que los ajustes por devengo de las empresas auditadas por firmas internacionales de auditoría tienen mayor contenido informativo que los de aquellas auditadas por firmas locales.

to, en los costes de supervisión de la información esperados por el prestamista. SLOAN (1996) señala que, debido a su mayor subjetividad, la persistencia de los *accruals* es menor que la del *cash flow* y RICHARDSON *et al.* (2005) muestran que los ajustes por devengo cuyo cálculo exige una mayor subjetividad por parte de la gerencia son menos persistentes que aquellos obtenidos de un modo más objetivo. En definitiva, cabe esperar que cuanto mayor sea el grado de subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo del prestatario menor será la probabilidad de que el prestamista utilice la información contenida en los mismos para determinar la prima de riesgo del contrato. Por ello, la evidencia empírica obtenida en este trabajo debería ser incompatible con la siguiente hipótesis nula:

$H_0$ : La subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo del prestatario no afecta al uso de los mismos en la determinación del tipo de interés de los contratos de deuda.

## 2.2. Indicador de la subjetividad de los ajustes por devengo.

Para contrastar la hipótesis planteada en el apartado anterior es preciso disponer de una medida de la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo. En este trabajo se propone un indicador *ad hoc* construido a partir de las categorías de *accruals* identificadas por RICHARDSON *et al.* (2005) <sup>4</sup>.

Los ajustes por devengo de circulante (*WCA*) pueden expresarse como el cambio en activo circulante (neto de tesorería e inversiones financieras a corto plazo) ( $\Delta CA$ ) menos el cambio en pasivo circulante (excluida la deuda no comercial a corto plazo) ( $\Delta CL$ ). Las partidas más importantes del componente de activo de los *accruals* de circulante son el cambio en cuentas a cobrar a corto plazo ( $\Delta Rec$ ) y el cambio en existencias ( $\Delta Inv$ ). El error de medición que incorporan estas dos partidas es potencialmente elevado. Las cuentas a cobrar incluyen la estimación de futuras insolvencias de tráfico y el inventario puede variar sensiblemente dependiendo del método de valoración de *stocks* utilizado <sup>5</sup>, de la imputación de costes indirectos a las existencias producidas por la empresa y de la estimación que en cada momento se haga de su valor de mercado, que determina su depreciación. Por todo ello, RICHARDSON *et al.* (2005) asignan un grado de fiabilidad bajo al componente de activo de los *working capital accruals*.

Por otro lado, la partida fundamental del componente de pasivo de los *accruals* de circulante es el cambio en acreedores comerciales ( $\Delta Pay$ ). El error de medición potencial que incorpora esta partida es mucho menor que el de los *accruals* de activo circulante. Las deudas con proveedores se valoran por su nominal, sin que esté permitido realizar correcciones valorativas en función de la pro-

<sup>4</sup> RICHARDSON *et al.* (2005) asignan grados de subjetividad –bajo, medio y alto– a los distintos componentes de los ajustes por devengo tanto a corto como a largo plazo. Sin embargo, en este trabajo tan solo se consideran las categorías de *accruals* a corto plazo debido a que la medida de calidad de los ajustes por devengo utilizada (DECHOW y DICHEV, 2002) está referida únicamente a este tipo de *accruals*.

<sup>5</sup> Durante el período analizado en este trabajo, la normativa contable española (Plan General de Contabilidad de 1990) permitía la utilización de cualquier método de valoración de existencias. A este respecto, aunque se establecía una preferencia por el criterio del precio medio ponderado, el criterio a seguir por la empresa en la elección del criterio de valoración de inventarios debía ser «reflejar la imagen fiel de su patrimonio y sus resultados».

babilidad de impago <sup>6</sup>. Por ello, siguiendo a RICHARDSON *et al.* (2005), el grado de fiabilidad asignado a este ajuste por devengo es alto.

Considerando la clasificación anterior se construye una medida inversa de subjetividad de los ajustes por devengo para cada observación año-empresa de la muestra (*Acc\_Subj<sub>it</sub>*). Como muestra la expresión [1], *Acc\_Subj<sub>it</sub>* es el cociente entre el valor absoluto del cambio en acreedores comerciales y la suma de los valores absolutos del cambio en cuentas a cobrar y existencias y el cambio en acreedores comerciales de la empresa *i* entre *t-1* y *t* <sup>7</sup>.

$$Acc\_Sub_{it} = \frac{|\Delta Pay_{it}|}{|\Delta Rec_{it} + \Delta Inv_{it}| + |\Delta Pay_{it}|} \quad [1]$$

### 2.3. Estimación de la calidad de los ajustes por devengo: el modelo de DECHOW y DICHEV (2002).

En este trabajo, los errores cometidos por la empresa al calcular los ajustes por devengo se estiman mediante el modelo de DECHOW y DICHEV (2002) <sup>8</sup>. La aproximación de estos autores se basa en que los ajustes por devengo correctamente calculados tienen un reflejo directo en el *cash flow* generado por la empresa, mientras que aquellos que incorporan errores en su estimación no se materializan en el mismo, debiendo ser anulados en cuanto se perciba el error cometido. Partiendo de esta idea, DECHOW y DICHEV (2002) sugieren medir la calidad de los *accruals* estimando la proporción de los mismos que no se materializa en la serie de *cash flow* de la empresa.

Para simplificar el análisis, estos autores se centran únicamente en los ajustes por devengo de circulante y asumen que la materialización de los mismos en el *cash flow* tiene lugar o bien en *t-1* (por ejemplo por anticipos de ingresos o gastos), o bien en *t* (por ejemplo por ingresos y gastos al contado), o bien en *t+1* (por ejemplo, por operaciones a crédito). De este modo, plantean un modelo en el que los ajustes por devengo a corto plazo son la variable dependiente y el *cash flow* total del ejercicio anterior (*CFO<sub>t-1</sub>*), del ejercicio en curso (*CFO<sub>t</sub>*) y del ejercicio posterior (*CFO<sub>t+1</sub>*) son las variables independientes, como muestra la expresión [2]:

$$\frac{WCA_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \beta_2 \frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde:

*WCA<sub>it</sub>* = ajustes por devengo a corto plazo de la empresa *i* en el año *t*, calculados como el cambio en activo circulante ( $\Delta CA$ ) menos el cambio en tesorería e inversiones financieras tempo-

<sup>6</sup> La normativa española a este respecto es similar a la norteamericana.

<sup>7</sup> El epígrafe 5.2 incorpora los resultados de un análisis de sensibilidad que considera un indicador alternativo de la subjetividad de los *accruals*.

<sup>8</sup> En el apartado 5.1 se incorpora un análisis adicional utilizando otros modelos alternativos propuestos en la literatura.

rales ( $\Delta Cash$ ) menos el cambio en pasivo circulante ( $\Delta CL$ ) más el cambio en la deuda bancaria a corto plazo ( $\Delta Debt$ ). Representando  $\Delta$  el cambio en la variable correspondiente del ejercicio  $t-1$  al ejercicio  $t$ .

$CFO_{it}$ ,  $CFO_{i,t-1}$  y  $CFO_{i,t+1}$  = *cash flow* de las operaciones de la empresa  $i$  en los ejercicios  $t$ ,  $t-1$  y  $t+1$  respectivamente, calculado como la diferencia entre el beneficio de la actividad ordinaria ( $NIBE$ ) y los ajustes por devengo totales ( $TA$ ) del ejercicio correspondiente, siendo estos últimos calculados para cada empresa  $i$  en el año  $t$  como sus ajustes a corto plazo ( $WCA_{it}$ ) menos su dotación a la amortización del período ( $Dep_{it}$ ).

$Avg\_Tot\_Ass_{it}$  = activo total medio de la empresa  $i$  en el año  $t$  calculado como la media aritmética del activo total de la empresa en los años  $t-1$  y  $t$ .

Inicialmente, DECHOW y DICHEV (2002) estiman el modelo en serie temporal y utilizan la desviación estándar del residuo como medida inversa de calidad de los *accruals* de la empresa correspondiente al conjunto del período considerado en la estimación (que cubre al menos ocho años consecutivos). Para obtener una medida de la calidad de los ajustes por devengo relativa a un año concreto, DECHOW y DICHEV (2002) sugieren utilizar el valor absoluto del residuo en ese año.

Al objeto de relajar los requisitos relativos a la disponibilidad de información histórica sobre la empresa, FRANCIS *et al.* (2005) estiman el modelo con datos sectoriales de corte transversal y sugieren como medida inversa de la calidad de los *accruals* la desviación estándar del residuo asociado a la empresa desde  $t-4$  hasta  $t$ . En este trabajo, se utiliza una estrategia de estimación similar a la de FRANCIS *et al.* (2005). El modelo [2] se estima con datos de corte transversal, a nivel de código NACE de dos dígitos. Pero, para evitar sesgos de selección muestral<sup>9</sup>, utilizamos como medida inversa de calidad de los *accruals* de la empresa  $i$  en el año  $t$  el valor absoluto del residuo correspondiente a la empresa  $i$  al estimar el modelo [2] con datos del año  $t$  ( $Acc\_Qual_{it} = |\epsilon_{it}|$ ).

#### 2.4. Modelo empírico para contrastar la hipótesis.

La tecnología de crédito que emplea el prestamista en la determinación de las condiciones de los contratos de deuda no es directamente observable. En la literatura esta variable se suele aproximar o bien mediante las características del prestatario o bien mediante los términos del contrato (BERGER y UDELL, 2006). Por ello, es imposible contrastar directamente si el prestamista utiliza los ajustes por devengo del prestatario para determinar la prima de riesgo asociada a la operación. Este trabajo evalúa indirectamente esta cuestión, relacionando el tipo de interés soportado por la empresa con la calidad de sus ajustes por devengo. Bajo los supuestos de que a) los ajustes por devengo son relevantes para el prestamista y b) el riesgo informativo no es diversificable (EASLEY *et al.* 2002;

<sup>9</sup> La estrategia de estimación de FRANCIS *et al.* (2005) obliga a utilizar empresas con información disponible a lo largo de siete años consecutivos. Esta circunstancia podría provocar sesgos de supervivencia y, en definitiva, cuestionar la validez de los resultados obtenidos. En cualquier caso, como se pone de manifiesto en el apartado 5.2, utilizando la medida de calidad de los *accruals* planteada por FRANCIS *et al.* (2005) en una submuestra en la que es posible su estimación, los resultados no varían cualitativamente.

EASLEY y O'HARA, 2004; LAMBERT *et al.*, 2006), la relación esperada entre el tipo de interés y la calidad de los *accruals* es negativa (FRANCIS *et al.*, 2005). En cambio, si no se cumple el primero de estos supuestos, esto es, si el prestamista utiliza tecnologías de crédito alternativas al análisis de estados financieros, la calidad de los *accruals* no debería estar correlacionada con el coste de la deuda.

Concretamente, el análisis empírico desarrollado para contrastar la hipótesis planteada en el apartado 2.1, toma como punto de partida el modelo [3], en el que el coste de la deuda (*Cost\_Debt*) es explicado en función de la calidad de los ajustes por devengo (*Acc\_Qual*) y una serie de variables de control previamente relacionadas en la literatura con el coste de la deuda como son el ratio de liquidez (*Current\_Ratio*), el ratio de cobertura de intereses (*Int\_Cov*), el tamaño (*Size*), y la capacidad de la empresa para emitir deuda con colateral (*Col*). El modelo incorpora también  $N-1$  variables dicotómicas representativas de los  $N$  años del período analizado ( $Year_j$ , donde  $j = 1 \dots N$ ). Las variables independientes se incorporan al modelo con un retardo, pues se entiende que los estados financieros del ejercicio  $t$  son los utilizados por el prestamista para evaluar las operaciones del ejercicio  $t+1$ . Siguiendo a FRANCIS *et al.* (2005), el signo esperado de la variable *Acc\_Qual* es positivo, por cuanto que esta es una medida inversa de la calidad de los ajustes por devengo. Por su parte, los resultados de la literatura previa sugieren que el coste de la deuda está inversamente relacionado con el grado de liquidez, el ratio de cobertura de intereses, el tamaño y la capacidad de la empresa para generar deuda con colateral.

$$\begin{aligned}
 Cost\_Debt_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Curret\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} \\
 & \quad \quad \quad (+) \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (-) \quad [3] \\
 & + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it} \\
 & \quad \quad \quad (-)
 \end{aligned}$$

Seguidamente, para contrastar el efecto de la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo sobre la utilidad de los mismos en la determinación del tipo de interés de los contratos de deuda se incorpora al modelo [3] una variable adicional *Acc\_Qual\_Subj* resultante de multiplicar *Acc\_Qual* por la medida inversa de subjetividad *Acc\_Subj* (modelo [4]). De acuerdo con la predicción realizada, el signo esperado de esta variable es positivo, indicando que el efecto de la calidad de los ajustes por devengo sobre el coste financiero de la empresa aumenta al disminuir el grado de subjetividad necesario para estimarlos.

$$\begin{aligned}
 Cost\_Debt_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} \\
 & \quad \quad \quad (+) \quad \quad \quad (+) \quad \quad \quad (-) \quad [4] \\
 & + \alpha_4 Curret\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it} \\
 & \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (-)
 \end{aligned}$$

donde:

$Cost\_Debt_{i,t+1}$  = gasto por intereses de la empresa  $i$  en el ejercicio  $t+1$  sobre la deuda media con coste, calculada como la media aritmética de la deuda con coste al final de los años  $t$  y  $t+1$ .

$Acc\_Qual_{it}$  = medida de calidad de los ajustes por devengo correspondiente a la empresa  $i$  en el año  $t$ , calculada como el valor absoluto del residuo de la estimación *cross-section* del modelo de DECHOW y DICHEV (2002).

$Acc\_Qual\_Subj_{it}$  = producto de la variable  $Acc\_Qual_{it}$  por la variable  $Acc\_Subj_{it}$  que se define como  $Acc\_Subj_{it} = \frac{|\Delta Pay_{it}|}{|\Delta Rec_{it} + \Delta Inv_{it}| + |\Delta Pay_{it}|}$  donde  $\Delta pay_{it}$ ,  $\Delta Rec_{it}$  y  $\Delta Inv_{it}$  son respectivamente el cambio en las deudas con los acreedores comerciales, el cambio de los saldos a cobrar a clientes y la variación de existencias de la empresa  $i$  en el año  $t$ .

$Int\_Cov_{it}$  = cobertura de intereses de la empresa  $i$  en el ejercicio  $t$ , calculado como el ratio beneficio sobre gasto financiero por intereses del período.

$Current\_Ratio_{it}$  = ratio de circulante de la empresa  $i$  en el ejercicio  $t$ , calculado como activo circulante medio sobre pasivo circulante medio.

$Size_{it}$  = tamaño de la empresa  $i$  en el ejercicio  $t$ , medido como logaritmo del activo.

$Col_{it}$  = capacidad potencial de la empresa para emitir deuda con colateral, calculada como inmovilizado material medio sobre activo total medio.

$Year_j$  = variable dicotómica que toma valor 1 para el año  $j$  y 0 para el resto, siendo  $j = 1 \dots N-1$ , donde  $N$  es el número de años incluido en el análisis.

Los modelos [3] y [4] se estiman utilizando dos procedimientos alternativos: (a) estimación para el *pool* de datos en la que se incluyen  $S-1$  variables dicotómicas adicionales representativas de los  $S$  sectores de actividad de la muestra; y (b) estimación con efectos fijos, en cuya especificación se elimina la constante de los modelos [3] y [4] y se incorporan  $E$  variables dicotómicas adicionales representativas de las  $E$  empresas de la muestra.

## 2.5. Muestra y estadísticos descriptivos.

La muestra objeto de estudio en este trabajo se recopiló de la base de datos *SABI*, que contiene información contable y financiera de numerosas compañías españolas. Inicialmente, la muestra obtenida estaba compuesta de 42.370 observaciones año-empresa pertenecientes al período 1996-2002<sup>10</sup>, que cumplían los siguientes criterios:

<sup>10</sup> La versión de la base de datos *SABI* utilizada en este trabajo contiene información de los ejercicios 1995 a 2003, ambos incluidos. Sin embargo, para estimar la medida de calidad de la información contable mediante el modelo de DECHOW y

- No cotizar en bolsa y estar auditadas.
- Tener un activo total superior a 1 millón de euros.
- No pertenecer a los sectores financiero, asegurador e inmobiliario.
- Disponer de al menos 20 observaciones pertenecientes al mismo sector, a nivel de NACE a 2 dígitos, en el mismo año.
- Tener un nivel mínimo de deuda con coste, superior al 5% del activo total.
- Disponer de información necesaria para estimar los modelos [3] y [4].

Adicionalmente, se eliminaron las observaciones extremas del coste de la deuda, por lo que la muestra final quedó reducida a 39.972 observaciones año-empresa. En particular, se eliminaron el 1% de las observaciones de la cola izquierda y el 5% de la cola derecha de la distribución de la variable *Cost\_Debt*, lo que permitió que en la muestra final el coste de la deuda fluctúe entre un mínimo del 1% y un máximo del 23% <sup>11</sup>.

La **tabla 1** presenta la distribución de las observaciones de la muestra por año y sector. La mayoría de las observaciones se concentra en la industria y los servicios, que representan un 45% y un 52% respectivamente del total, seguidas de las empresas agrícolas (2%), y por último las compañías energéticas (1%).

**TABLA 1.** *Composición de la muestra por año y grupo sectorial.*

Grupo Sectorial *	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total	%
<b>Agricultura</b>	106	120	117	131	137	120	86	817	2,04%
<b>Energía</b>	56	62	57	58	63	65	50	411	1,03%
<b>Manufacturas</b>	2.077	2.470	2.441	2.832	2.955	2.912	2.390	18.077	45,22%
<b>Servicios</b>	2.165	2.624	2.765	3.334	3.503	3.443	2.833	20.667	51,71%
<b>Total</b>	4.404	5.276	5.380	6.355	6.658	6.540	5.359	39.972	
<b>%</b>	11,02%	13,20%	13,46%	15,90%	16,66%	16,36%	13,41%		

\* Los códigos NACE de dos dígitos incluidos en cada grupo sectorial son los siguientes: AGRICULTURA: 01, 14; ENERGÍA: 40, 41; MANUFACTURAS: 15, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 31, 32, 34, 35, 36; SERVICIOS: 50, 51, 52, 55, 60, 63, 72, 74, 85, 90, 92.

DICHEV es necesario disponer de datos correspondientes a tres ejercicios consecutivos ( $t-1$ ,  $t$  y  $t+1$ ). Por ello, las observaciones de la muestra final pertenecen al período 96-02.

<sup>11</sup> El coste de la deuda no es directamente observable a través de la información contenida en la base de datos utilizada en este trabajo por lo que, siguiendo trabajos previos, como FRANCIS *et al.* (2005) o PITMAN y FORTIN (2004), se utiliza el ratio intereses pagados sobre deuda media con coste del período. Dado que la deuda media se calcula utilizando únicamente dos observaciones, el denominador del ratio utilizado para aproximar el coste de la deuda se desvía en ocasiones del dato real, generando valores extremos en la variable *Cost\_Debt* que obligan a restringir artificialmente su rango de variación. En cualquier caso, los resultados no varían al considerar otras posibilidades para eliminar observaciones extremas: (1) eliminar el 5% de ambas colas; (2) truncar la muestra en los percentiles 5 y 95 ó 1 y 95 de la variable *Cost\_Debt*; o (3) truncar la muestra en valores mínimo y máximo de la variable *Cost\_Debt* del 3% y 20% respectivamente.

Por otra parte, las estadísticas descriptivas de las características económico-financieras de las observaciones de la muestra, que se presentan en la **tabla 2**, ponen de manifiesto la diversidad de las compañías analizadas, a juzgar por las elevadas desviaciones típicas observadas en todas las variables. La media (mediana) del activo total asciende a 38,63 (8,31) millones de euros. El resultado de la actividad ordinaria es en media de 1,6 millones de euros y la rentabilidad sobre activo media alcanza el 4,94%. El nivel de endeudamiento medio (mediano) a largo y corto plazo se encuentra en torno a 8,5 (0,6) y 5,2 (1,4) millones de euros respectivamente. El ratio de liquidez medio es superior a la unidad (1,3) y, finalmente, el coste medio de la deuda se sitúa en torno al 7,5%.

**TABLA 2.** Características económico-financieras de las compañías de la muestra.

Variable	Media	Q1	Mediana	Q3	Desv. Típ.
<i>Tot_Ass</i> *	38.633	4.991	8.308	16.969	431.177
<i>Rev</i> *	37.652	7.082	11.609	22.014	250.070
<i>NIBE</i> *	1.600	63	301	882	26.932
<i>CFO</i> *	3.094	-29	506	1.491	73.820
<i>Long_Debt</i> *	8.558	186	675	1.989	162.645
<i>Short_Debt</i> *	5.216	574	1.379	3.042	65.042
<i>ROA</i>	4,94%	0,98%	3,86%	8,47%	8,41%
<i>Current_Ratio</i>	1,293	0,975	1,166	1,470	0,644
<i>Col</i>	0,263	0,115	0,229	0,368	0,191
<i>Cost_Debt</i>	7,55%	4,90%	6,56%	9,15%	3,94%

<sup>1</sup> Miles de euros.

El número de observaciones disponible para todas las variables es 39.972.

*Tot\_Ass* es el activo total; *Rev* es la cifra neta de negocios; *NIBE* es el beneficio de la actividad ordinaria; *CFO* es el *cash flow* operativo, calculado como el beneficio de la actividad ordinaria (*NIBE*) menos los *accruals* totales (*TA*). Siguiendo la literatura previa, los ajustes por devengo totales se computan a partir de los datos de Balance y Cuenta de Resultados como el cambio en activo circulante ( $\Delta CA$ ), menos el cambio en tesorería e inversiones financieras temporales ( $\Delta Cash$ ), menos el cambio en pasivo circulante ( $\Delta CL$ ), más el cambio en deuda bancaria a corto plazo (*Debt*), menos el gasto de amortización del período (*Dep*); *ROA* es la rentabilidad sobre activo, calculada como el beneficio ordinario sobre el activo total medio del período (*Avg\_Tot\_Ass*); *Current\_Ratio* es el cociente entre el activo circulante medio y el pasivo circulante medio del período; *Col* mide la capacidad de la compañía para emitir deuda con colateral y se calcula como el activo material (*PPE*) sobre el activo total medio del período (*Avg\_Tot\_Ass*); *Cost\_Debt* se calcula como el gasto por intereses del período dividido por la deuda media con coste del período. Para un determinado año *t* del período muestral esta última variable se calcula en *t+1* porque se asume que los estados financieros del ejercicio *t* están disponibles para el prestamista en *t+1*.

### 3. VALIDACIÓN DE LAS MEDIDAS DE SUBJETIVIDAD Y CALIDAD DE LOS AJUSTES POR DEVENGO

En este apartado se presentan los resultados de sendos análisis llevados a cabo al objeto de validar en la muestra objeto de estudio las medidas de subjetividad y calidad de los *accruals* empleadas en este trabajo (*Acc\_Subj* y *Acc\_Qual*).

#### 3.1. Análisis previo de la medida de subjetividad de los ajustes por devengo.

En un contexto de empresas norteamericanas grandes y cotizadas, RICHARDSON *et al.* (2005) muestran que (1) el grado de persistencia de los ajustes por devengo es menor que el del *cash flow*<sup>12</sup> y (2) la persistencia de los distintos componentes de los *accruals* está inversamente correlacionada con el grado de subjetividad inherente a su cálculo. Este epígrafe tiene por objeto contrastar si en un contexto de empresas españolas no cotizadas la persistencia de los *accruals* también depende de su grado de subjetividad, estimado a partir de las categorías de ajustes por devengo identificadas por RICHARDSON *et al.* (2005). Esta evidencia previa es necesaria para determinar si en el caso español mayores niveles de subjetividad en el cálculo de los *accruals* implican una menor persistencia del resultado y, por tanto, una menor confianza en el mismo por parte de los usuarios potenciales de los estados financieros y un incremento de los costes de supervisión esperados por el prestamista.

RICHARDSON *et al.* (2005) plantean un marco teórico para analizar la persistencia de las distintas categorías de *accruals* en función de su grado de subjetividad. Esta aproximación se concreta en el siguiente modelo de regresión:

$$ROA_{t+1} = \rho_0 + \rho_1 ROA_t + \sum_j \rho_{1+j} TA_t^j + v_{t+1} \quad [5]$$

donde  $ROA_{t+1}$  y  $ROA_t$  son la rentabilidad del activo en  $t+1$  y  $t$  respectivamente, y  $TA_t^j$  es la  $j$ -ésima categoría de *accruals* deflactada por el activo total del período. La persistencia de las distintas categorías de ajustes por devengo es menor cuanto menor es su coeficiente estimado.

Aunque RICHARDSON *et al.* (2005) utilizan en su análisis los ajustes por devengo totales ( $TA$ ), en este trabajo solo se han considerado los ajustes por devengo a corto plazo, dado que la medida de calidad de los *accruals* utilizada no incorpora los ajustes a largo plazo. Inicialmente, se estima el modelo [5] incorporando los ajustes por devengo de circulante deflactados por el activo total del período ( $WCA$ ) en lugar de los ajustes totales ( $TA$ ). Posteriormente, el modelo se estima sustituyendo  $WCA$  por sus dos componentes, el cambio en deudores y existencias ( $\Delta CA$ ) y el cambio en acreedo-

<sup>12</sup> Este resultado es consistente con la evidencia presentada por SLOAN (1996), que atribuye la menor persistencia de los *accruals* al mayor grado de subjetividad inherente a su determinación.

res comerciales ( $\Delta CL$ ), que se incorporan por separado y conjuntamente. Siguiendo a RICHARDSON *et al.* (2005), los diferentes modelos se estiman tanto en *pool* como utilizando la metodología de FAMA y MCBETH (1973).

La **tabla 3** muestra los resultados de la estimación de las distintas versiones del modelo [5]. De forma consistente con RICHARDSON *et al.* (2005), al considerar la descomposición de los *accruals*, el coeficiente asociado a  $\Delta CA$  (*accruals* más subjetivos) es negativo, mientras que el asociado a  $\Delta CL$  (*accruals* menos subjetivos) es positivo, lo que sugiere que cuanto mayor es el grado de subjetividad necesario para calcular los *accruals* menor es su persistencia. En definitiva, estos resultados ponen de manifiesto que *Acc\_Subj* representa una buena medida del grado de fiabilidad de los *accruals* de circulante reportados por las empresas de la muestra analizada en este trabajo.

**TABLA 3.** *Análisis preliminar de la medida de subjetividad de los accruals:*

Persistencia del beneficio y descomposición de los *accruals* con base en el grado de subjetividad inherente a su cálculo

Panel A: Regresiones por MCO para los ajustes por devengo de circulante totales $ROA_{t+1} = \rho_0 + \rho_1 ROA_t + \rho_2 WCA_t + \nu_{t+1}$									
Pool					FAMA-McBETH				
	Constante	ROA	WCA	R <sup>2</sup> Aj	Constante	ROA	WCA	R <sup>2</sup> Aj	
<b>Coefficiente</b>	0,0008	0,7378	-0,0133	47,75%	0,0080	0,7448	-0,0181	48,86%	
<b>estadístico t</b>	(20,20)	(181,31)	(-4,73)		(2,90)	(56,62)	(-2,26)		
Panel B: Regresiones por MCO para la descomposición de los ajustes por devengo de circulante $ROA_{t+1} = \rho_0 + \rho_1 ROA_t + \rho_2 \Delta CA_t + \rho_3 \Delta CL_t + \nu_{t+1}$									
Pool					FAMA-McBETH				
	Constante	ROA	ACA	R <sup>2</sup> Aj	Constante	ROA	ACA	R <sup>2</sup> Aj	
<b>Coefficiente</b>	0,0078	0,7350	-0,0106	47,75%	0,0078	0,7407	-0,0105	48,81%	
<b>estadístico t</b>	(19,85)	(181,75)	(-4,85)		(2,78)	(63,43)	(-5,53)		
<b>Coefficiente</b>	0,0082	0,7380	-	47,72%	0,0081	0,7433	-	48,86%	
<b>estadístico t</b>	(20,41)	(181,22)	-		(2,97)	(63,77)	-		
<b>Coefficiente</b>	0,0082	0,7382	-0,0165	47,78%	0,0081	0,7442	-0,0170	48,91%	
<b>estadístico t</b>	(20,57)	(181,31)	(-6,56)		(4,52)	(60,06)	(-5,21)		

Los modelos se han estimado utilizando una muestra de 36.348 observaciones año-empresa correspondientes al periodo 1996-2002. *ROA* es la rentabilidad sobre activos; *WCA* son los ajustes por devengo de circulante definidos como  $(\Delta CA - \Delta Cash - \Delta CL + \Delta Debt)$ .

### 3.2. Análisis previo de la medida de calidad de los *accruals*.

La literatura sugiere que cuando los ajustes por devengo incorporan errores de estimación, el analista encuentra mayores dificultades para predecir los flujos futuros de caja del prestatario y, por ello, exige una mayor prima de riesgo en la operación. Al objeto de comprobar la bondad del indicador de calidad de los ajustes por devengo utilizado en este trabajo (*Acc\_Qual*), en este epígrafe se contrasta si la capacidad de los *accruals* para predecir el *cash flow* futuro de las empresas de la muestra depende efectivamente de los valores estimados de dicho indicador.

A tal efecto se dividió la muestra en veinte grupos en función de la variable *Acc\_Qual* y se estimó para cada grupo el modelo [6], que expresa el *cash flow* del período ( $CFO_{it}$ )<sup>13</sup> en función del *cash flow* del ejercicio anterior ( $CFO_{i,t-1}$ ), ambos deflactados por el activo total medio del período ( $Avg\_Tot\_Asset$ ), controlado a su vez por las características específicas de cada compañía mediante la inclusión de efectos fijos. Seguidamente, se estimó para cada grupo el modelo [7], que respecto al [6] incorpora como regresor el resultado ordinario de *t-1*, ( $NIBE_{t-1}$ ), deflactado por el activo total medio del período. De este modo, la diferencia entre el  $R^2$  ajustado de la estimación del modelo [7] y del modelo [6] en cada grupo indica la capacidad adicional del resultado, sobre el *cash flow* y los efectos individuales por empresa, para predecir el *cash flow* futuro de la empresa en dicho grupo. Si *Acc\_Qual* es una buena medida de la calidad de los ajustes por devengo, la diferencia en el  $R^2$  ajustado de los dos modelos debería ser mayor en los grupos en los que esta variable toma valores más pequeños (buena calidad de los *accruals*) y menor en los que toma valores más altos (mala calidad de los *accruals*).

$$\frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \lambda_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + Firm\ fixed\ effects + \vartheta_{it} \quad [6]$$

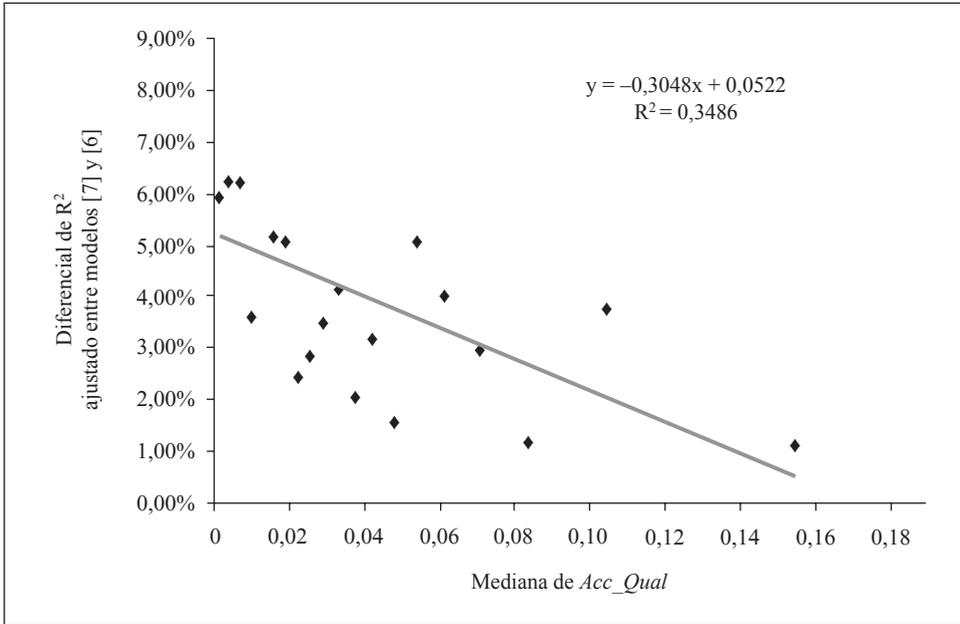
$$\frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \lambda_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \lambda_1 \frac{NIBE_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + Firm\ fixed\ effects + \eta_{it} \quad [7]$$

Los resultados de este análisis se muestran en la **figura 1**. La mediana de *Acc\_Qual* en cada uno de los 20 grupos está representada en abscisas, y en ordenadas se ha representado el diferencial de  $R^2$  ajustado entre la estimación del modelo [7] y el modelo [6] en el grupo correspondiente. La recta que ajusta la nube de puntos tiene pendiente claramente negativa, indicando que conforme empeora la calidad de los ajustes por devengo (aumenta *Acc\_Qual*), disminuye la capacidad predictiva adicional que los ajustes por devengo confieren al resultado. De hecho, el diferencial de  $R^2$  ajustado de la estimación de los modelos [7] y [6] es 5,88% en el grupo en el que *Acc\_Qual* es menor (mejor calidad) y pasa a ser 1,09% en el que toma los valores más altos (peor calidad)<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> Los resultados de este análisis previo son cualitativamente los mismos al considerar como variable dependiente el *cash flow* en  $t+1$  en lugar del *cash flow* en  $t$ .

<sup>14</sup> Aunque no aparecen tabulados por no alargar en exceso el artículo, los signos de  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son consistentes con los observados en trabajos previos (Ej.: DECHOW, 1994), indicando que el *cash flow* de  $t$  está negativa y positivamente correlacionado con el *cash flow* y el resultado de  $t-1$  respectivamente.

**FIGURA 1.** Análisis previo de la medida de calidad de los *accruals*.



Las observaciones de la muestra se clasificaron en veinte grupos en función de la variable *Acc\_Qual*. El gráfico representa la relación entre el valor mediano de *Acc\_Qual* en cada grupo y el diferencial de R<sup>2</sup> ajustado entre la estimación de los modelos [6] y [7] en el grupo correspondiente.

$$\frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \lambda_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \text{Efectos fijos por empresa} + \vartheta_{it} \quad [6]$$

$$\frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \lambda_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \lambda_1 \frac{NIBE_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \text{Efectos fijos por empresa} + \eta_{it} \quad [7]$$

## 4. RESULTADOS

### 4.1. Efecto de la subjetividad de los *accruals* sobre su utilidad para el prestamista.

La **tabla 4** ofrece una primera aproximación del efecto de la subjetividad de los *accruals* sobre el modo en que el prestamista utiliza la información contenida en los mismos para determinar la prima de riesgo del prestatario. En este primer análisis, las observaciones de la muestra se dividen en función de si las variables *Acc\_Qual* y *Acc\_Subj* se encuentran por debajo o por encima de su valor mediano, de modo que en cada celda aparece el coste medio de la deuda soportado por las empresas del grupo correspondiente.

**TABLA 4.** *La subjetividad de los accruals y la relación entre su calidad y el coste de la deuda.*

	Baja subjetividad de los accruals	Alta subjetividad de los accruals	Muestra total
<b>Baja calidad de los accruals</b>	7,61% N = 10.350	7,66% N = 9.636	7,63% N = 19.986
<b>Alta calidad de los accruals</b>	7,58% N = 9.636	7,38% N = 10.350	7,47% N = 19.986
<b>Calidad de los accruals (F)</b>	(0,27)	(24,43)***	(15,71)***

La tabla presenta la media del coste de la deuda (*Cost\_Debt*) para diferentes niveles de calidad y subjetividad de los *accruals* (*Acc\_Qual* y *Acc\_Subj*). Dado que *Acc\_Qual* es una medida inversa de la calidad de los *accruals*, la línea «Baja calidad de los *accruals*» («Alta calidad de los *accruals*») se refiere a las observaciones de la muestra para las que *Acc\_Qual* está por encima (debajo) de la mediana. La columna «Baja subjetividad de los *accruals*» («Alta subjetividad de los *accruals*») se refiere a las observaciones de la muestra para las que *Acc\_Subj* está por debajo (por encima) de la mediana. La línea «Calidad de los *accruals* (F)» incluye los resultados del análisis de la varianza para la variable *Cost\_Debt* clasificada según si *Acc\_Qual* está por encima o por debajo de su valor mediano.

\*\*\*, \*\*, \* indican significatividad estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.

En línea con los resultados de FRANCIS *et al.* (2005) y BHARATH *et al.* (2004), la última columna de la **tabla 4** indica que el coste financiero medio soportado por el grupo de empresas con *accruals* de mejor calidad (7,47%) es menor que el de las compañías que reportan *accruals* de peor calidad (7,63%), siendo la diferencia estadísticamente significativa. Por otro lado, las dos primeras columnas de la tabla ponen de manifiesto que este resultado únicamente se mantiene para el grupo de empresas en las que la determinación de los ajustes por devengo es menos subjetiva (alta fiabilidad de los *accruals*). De hecho, la diferencia en el coste medio de la deuda entre las compañías con *accruals* de mejor y peor calidad solo es estadísticamente significativa en este grupo de empresas. Para las compañías con ajustes por devengo poco fiables, incrementos en la calidad de los *accruals* no conllevan un menor coste de la deuda. Esta evidencia es incompatible con la hipótesis planteada en el apartado 2.1 del trabajo, confirmando la predicción de que la probabilidad de que el prestamista utilice la información contenida en los ajustes por devengo del prestatario para determinar su prima de riesgo disminuye conforme aumenta la subjetividad necesaria en la estimación de los *accruals*.

#### 4.2. Análisis de regresión incorporando variables de control.

En este apartado se describen los resultados de la estimación de los modelos [3] y [4] que, además de la medida de calidad de los *accruals* (*Acc\_Qual*) y su interacción con la medida de subjetividad de los mismos (*Acc\_Qual\_Subj*), incorporan diversas variables de control previamente

identificadas en la literatura como determinantes del coste de la deuda –la cobertura de intereses (*Int\_Cov*), la liquidez (*Current\_Ratio*), el tamaño (*Size*) y la capacidad de la empresa para emitir deuda con colateral (*Col*)–.

Los resultados de la estimación de los dos modelos con el *pool* de datos, que aparecen en las columnas i y ii de la **tabla 5**, son consistentes con los presentados en la **tabla 4**. Cuando no se considera el efecto de la subjetividad de los *accruals* (columna i), se observa una relación inversa entre el coste de la deuda y la calidad de los ajustes por devengo. De hecho, el coeficiente estimado de la variable *Acc\_Qual* es positivo y significativo a niveles estándar. Por otro lado, al incorporar en el modelo el efecto de la fiabilidad de los *accruals* sobre la relación entre la calidad de los mismos y el coste de la deuda (columna ii), la variable que captura la interacción entre *Acc\_Qual* y *Acc\_Subj* (*Acc\_Qual\_Subj*) es positiva y significativa, indicando que la sensibilidad del coste de la deuda ante los cambios en la calidad de los *accruals* aumenta conforme disminuye la subjetividad inherente al cálculo de los mismos.

Los factores determinantes del coste de la deuda que no son directamente observables no pueden incorporarse al análisis, generando un problema de variables omitidas en el modelo econométrico que podría dar lugar a sesgos en la estimación de los parámetros. Para hacer frente a este problema es frecuente incorporar al modelo efectos fijos por empresa, que captan aspectos específicos de cada compañía no observables y estables en el tiempo (NIKOLAEV y VAN LENT, 2005). Las columnas iii y iv de la **tabla 5** muestran los resultados de la estimación de los modelos [1] y [2] tras incorporar efectos fijos por empresa<sup>15</sup>. De nuevo se observa que al aumentar la subjetividad de los ajustes por devengo disminuye la sensibilidad del coste de la deuda ante los cambios registrados en el nivel de calidad de los mismos.

**TABLA 5.** La subjetividad de los *accruals* y su valoración por parte del prestamista. Análisis de regresión incluyendo variables de control.

Variables	Signo esperado	Pool		Efectos fijos	
		i	ii	iii	iv
<i>Constante</i>		0,1014*** (54,80)	0,1016*** (54,97)	–	–
<i>Acc_Qual</i>	+	0,0127*** (2,92)	–0,0248*** (–3,62)	0,0080** (2,13)	–0,0192*** (–3,45)
<i>Acc_Qual_Subj</i>	+	–	0,0815*** (7,08)	–	0,0599*** (6,64)
<i>Int_Cov</i>	–	–0,0002*** (–13,99)	–0,0002*** (–13,90)	–0,00003*** (–2,23)	–0,00003*** (–2,15)
					.../...

<sup>15</sup> El test de Hausmann permite rechazar en todo caso, con un nivel de significatividad del 1%, la hipótesis nula de ortogonalidad entre los efectos individuales y los regresores del modelo, por lo que se optó por estimar un modelo con efectos fijos en lugar de efectos aleatorios.

.../...

<i>Current_Ratio</i>	–	–0,0006** (–2,01)	–0,0005 (–1,50)	–0,0029*** (–6,36)	–0,0027*** (–6,07)
<i>Size</i>	–	–0,0036*** (–19,78)	–0,0036*** (–19,96)	–0,0105*** (–13,47)	–0,0105*** (–13,48)
<i>Col</i>	–	–0,0210*** (–18,23)	–0,0216*** (–18,76)	–0,0124*** (–4,74)	–0,0127*** (–4,84)
<i>Dummies anuales</i>		Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Efectos fijos</i>		No	No	Sí	Sí
<i>Dummies sectoriales</i>		Sí	Sí	No	No
<i>N</i>		39.972	39.972	39.972	39.972
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>		13,13%	13,24%	66,66%	66,71%
<i>Estadístico F</i>		117,14***	116,06***	7,95***	7,96***

La tabla reporta los resultados de la estimación para el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa de los dos modelos siguientes:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Current\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

Finalmente, con respecto a las variables de control cabe destacar que: (1) de acuerdo a lo esperado, el ratio de cobertura de intereses (*Int\_Cov*) tiene signo negativo y es estadísticamente significativo en todo caso; (2) la *proxy* de liquidez (*Current\_Ratio*) está negativa y significativamente relacionada con el coste de la deuda según lo esperado, excepto en la estimación sin efectos fijos del modelo que incorpora como regresor adicional la interacción entre las medidas de fiabilidad y calidad de los *accruals*; (3) el tamaño (*Size*) está negativa y significativamente correlacionado con el coste de la deuda en todo caso; y (4) la variable que mide la capacidad de la empresa para emitir deuda con colateral (*Col*) también tiene en todo caso el signo negativo esperado y es siempre significativa al 1%.

En definitiva, los resultados presentados en este epígrafe ponen de manifiesto que la utilidad de los ajustes por devengo en la determinación de las condiciones de los contratos de deuda disminuye conforme aumenta el grado de subjetividad necesario para estimar las cifras contables. Para niveles de subjetividad altos, el prestamista tiende a descartar la información contenida en los ajustes por devengo debido a los elevados costes de supervisión de la información esperados. Por otra parte, cuando la subjetividad inherente al cálculo de los *accruals* es baja, el prestamista los incorpora a su proceso de toma de decisiones. En este caso, los resultados indican que, tras controlar por diferentes factores que afectan al coste de la deuda, la tendencia de la gerencia a cometer errores en la estimación de los *accruals* está positivamente correlacionada con la prima de riesgo exigida por el prestamista.

## 5. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

En este apartado se muestran los resultados de varias pruebas de robustez llevadas a cabo para reforzar la evidencia empírica suministrada en el epígrafe anterior. En particular, se han abordado los cuatro aspectos siguientes: (1) la sensibilidad de los resultados ante la utilización de medidas alternativas tanto de la calidad como de la subjetividad de los *accruals*; (2) los problemas potenciales inducidos por la incorporación de los préstamos antiguos en el cálculo del coste de la deuda; (3) los problemas derivados de la posible endogeneidad de la medida de calidad de los ajustes por devengo; y (4) el efecto de la incorporación al análisis de otros factores de confianza que, como la subjetividad inherente al cálculo de los *accruals*, contribuyen a generar credibilidad en las cifras contables.

### 5.1. Medidas alternativas de la calidad de los *accruals*.

A pesar de que la medida derivada del modelo de DECHOW y DICHEV (2002) ha sido frecuentemente utilizada en la literatura reciente <sup>16</sup>, algunos trabajos han planteado dudas respecto a su eficacia como medida de la calidad de los ajustes por devengo (MCNICHOLS, 2002; WYSOCKI, 2006). Aunque en el tercer apartado del trabajo se pone de manifiesto que esta medida de calidad de los *accruals* es una buena *proxy* de la capacidad adicional que éstos confieren al resultado para predecir los flujos de caja futuros de la empresa en la muestra analizada, en este epígrafe se incluye un análisis de robustez al objeto de comprobar si los resultados obtenidos son sensibles al uso de otras medidas de la calidad de los *accruals* consideradas en la literatura. En particular, se utilizan tres alternativas para medir la calidad de los ajustes por devengo, las dos primeras se derivan de la propuesta de MCNICHOLS (2002); y la tercera del modelo de BALL y SHIVAKUMAR (2006).

MCNICHOLS (2002) propone combinar el modelo de DECHOW y DICHEV (2002) con el modelo de ajustes por devengo anormales de JONES (1991) (ecuación [8]).

$$\frac{WCA_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \phi_0 + \phi_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \phi_2 \frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \phi_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \phi_4 \frac{\Delta REV_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \phi_5 \frac{PPE_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + v_{it} \quad [8]$$

donde:

<sup>16</sup> Ejemplos de trabajos que utilizan el modelo de DECHOW y DICHEV (2002) para estimar una medida de calidad del resultado son ABOODY *et al.* (2003), ASBAUGH y LA FOND (2003), MYERS *et al.* (2003), BHARATH *et al.* (2004), THORNTON y WEBSTER (2004), FRANCIS *et al.* (2005), BRADSHAW y MILLER (2005), CHENG *et al.* (2005), ECKER *et al.* (2005a), ECKER *et al.* (2005b), PAE (2005) y PENG (2005).

$\Delta REV_{it}$  = cambio en la cifra de negocios de la empresa  $i$  en el año  $t$ .

$PPE_{it}$  = nivel de inmovilizado bruto de la empresa  $i$  en el año  $t$ .

El resto de las variables se definen igual que en el modelo de DECHOW y DICHEV (2002) (ecuación [2]).

La primera medida alternativa de la calidad de los *accruals*  $A$  ( $Acc\_Qual2$ ) es la propuesta por FRANCIS *et al.* (2005) y se calcula, para la empresa  $i$  en el año  $t$ , como la desviación típica desde  $t-4$  hasta  $t$  del residuo de la estimación del modelo [8] estimado para cada combinación año-sector ( $Acc\_Qual2_{it} = \sigma [v_t]$ ). La segunda medida alternativa de la calidad de los *accruals* ( $Acc\_Qual3$ ) se calcula de forma análoga a la empleada en el análisis inicial a partir del modelo de MCNICHOLS, como el valor absoluto del residuo de la estimación del modelo para cada combinación año-sector ( $Acc\_Qual3_{it} = |v_{it}|$ ). Igual que  $Acc\_Qual$ ,  $Acc\_Qual2$  y  $Acc\_Qual3$  son medidas inversas de la calidad de los ajustes por devengo.

Finalmente, la tercera y última medida alternativa de la calidad de los ajustes por devengo considerada tiene en cuenta la sugerencia de BALL y SHIVAKUMAR (2006) de controlar el efecto del reconocimiento asimétrico de las pérdidas y los beneficios (conservadurismo condicional) sobre los modelos lineales de ajustes por devengo<sup>17</sup>. La propuesta de BALL y SHIVAKUMAR (2006), representada por el modelo [9], supone incorporar tres regresores adicionales al modelo de DECHOW y DICHEV (2002): (1) una *proxy* de la ganancia o pérdida del período<sup>18</sup>; (2) una variable dicotómica ( $D_{it}$ ) que toma valor 1 cuando la *proxy* es positiva y 0 en otro caso; y (3) la interacción entre las dos variables anteriores<sup>19</sup>. La medida (inversa) de calidad de los *accruals* derivada de este modelo ( $Acc\_Qual4$ ) es el valor absoluto del residuo de la estimación del modelo [9] ( $Acc\_Qual4_{it} = |\psi_{it}|$ ) que, por razones de coherencia con el resto de medidas de calidad de los ajustes por devengo utilizadas en el trabajo, se lleva a cabo para cada combinación año-sector<sup>20</sup>.

$$\frac{WCA_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \varphi_0 + \varphi_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \varphi_2 \frac{CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \varphi_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \varphi_4 D + \varphi_5 D \frac{\Delta CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \psi_{it} \quad [9]$$

<sup>17</sup> BALL y SHIVAKUMAR (2006) proporcionan evidencia empírica de que la incorporación de la asimetría en el reconocimiento temporal de las pérdidas y los beneficios ofrece una mejora sustancial en la especificación de estos modelos, permitiendo explicar una mayor proporción de la variación de los *accruals* que los tradicionales modelos lineales de ajustes por devengo anormales.

<sup>18</sup> Siguiendo a BALL y SHIVAKUMAR (2006) se ha utilizado el cambio en el *cash flow*, deflactado por el activo total medio del período ( $\frac{\Delta CFO_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}}$ ) como *proxy* de ganancia o pérdida. Los resultados también son robustos si se utilizan las

otras dos variables propuestas por estos autores como *proxies* de pérdidas y ganancias, el *cash flow* y el *cash flow* corregido por la mediana del sector al que pertenece la empresa, ambas deflactadas por el activo total medio del ejercicio.

<sup>19</sup> Nótese que el modelo [9] no incorpora la *proxy* de ganancia o pérdida (cambio en *cash flow*) por estar ya subsumida en el propio modelo de DECHOW y DICHEV (2002), que incorpora como variables explicativas tanto el *cash flow* corriente como el correspondiente al ejercicio anterior.

<sup>20</sup> BALL y SHIVAKUMAR (2006) plantean una estimación del modelo [9] con el *pool* de datos de cada sector. Los resultados de este trabajo no varían al utilizar este procedimiento de estimación alternativo para obtener cualquiera de las cuatro medidas de calidad de los *accruals* empleadas.

**TABLA 6.** La subjetividad de los *accruals* y su valoración por parte del prestamista. Sensibilidad de los resultados al uso de medidas alternativas de calidad de los *accruals*.

Panel A: Calidad de los *accruals* calculada como la desviación típica desde  $t-4$  hasta  $t$  del residuo del modelo de McNICHOLS (2002)

	<i>Pool</i>	
	i	ii
<i>Acc_Qual2</i>	0,0134 (0,88)	-0,0222 (-0,98)
<i>Acc_Qual2_Subj</i>	-	0,0676** (2,11)
<i>N</i>	9.680	9.680
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	9,89%	9,93%
<b>Estadístico F</b>	22,69***	22,33***

Panel B: Calidad de los *accruals* calculada como el valor absoluto del residuo del modelo de McNICHOLS (2002)

	<i>Pool</i>		Efectos fijos	
	iii	iv	v	vi
<i>Acc_Qual3</i>	0,0181*** (3,93)	-0,0189** (-2,56)	0,0098** (2,47)	-0,0179*** (-3,00)
<i>Acc_Qual3_Subj</i>	-	0,0776*** (6,41)	-	0,0586*** (6,20)
<i>N</i>	39.972	39.972	39.972	39.972
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	13,15%	13,23%	66,66%	66,70%
<b>Estadístico F</b>	117,34***	116,02***	7,95***	7,97***

Panel C: Calidad de los *accruals* calculada como el valor absoluto del residuo del modelo de BALL y SHIVAKUMAR (2006)

	<i>Pool</i>		Efectos fijos	
	vii	viii	ix	x
<i>Acc_Qual4</i>	0,0131*** (2,97)	-0,0240*** (-3,48)	0,0069* (1,81)	-0,0152*** (-2,85)
<i>Acc_Qual4_Subj</i>	-	0,0811*** (6,96)	-	0,0536*** (6,13)
<i>N</i>	39.972	39.972	39.972	39.972
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	13,13%	13,23%	66,66%	66,70%
<b>Estadístico F</b>	117,19***	116,03***	7,95***	7,97***

El panel A reporta los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando *dummies* sectoriales de los siguientes modelos:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual2_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Current\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual2_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual2\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

donde  $Acc\_Qual2_{it}$  es la desviación típica desde  $t-4$  hasta  $t$  del residuo de la estimación *cross section* (para cada combinación año-sector) del modelo de McNICHOLS (2002) para la empresa  $i$ .

El panel B reporta los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa de los siguientes modelos:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual3_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Current\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual3_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual3\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

donde  $Acc\_Qual3_{it}$  es el valor absoluto del residuo de la estimación *cross section* (para cada combinación año-sector) del modelo de McNICHOLS (2002) para la empresa  $i$  y el año  $t$ .

El panel C reporta los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa de los siguientes modelos:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual3_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Current\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual4_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual4\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

donde  $Acc\_Qual4_{it}$  es el valor absoluto del residuo de la estimación *cross section* (para cada combinación año-sector) del modelo de BALL y SHIVAKUMAR (2006) para la empresa  $i$  y el año  $t$ .

Para no alargar en exceso el artículo, únicamente se reportan los coeficientes estimados de  $Acc\_Qual2$ ,  $Acc\_Qual3$ ,  $Acc\_Qual4$  y  $Acc\_Qualj\_Subj$  (para  $j = 2, 3$  y  $4$ ). En todo caso, los coeficientes y nivel de significatividad de las variables de control son similares a los reportados en la **tabla 5**.

Los paneles A, B y C de la **tabla 6** muestran los resultados de la estimación de los modelos [3] y [4] cuando  $Acc\_Qual$  se sustituye respectivamente por  $Acc\_Qual2$ ,  $Acc\_Qual3$  y  $Acc\_Qual4$ . Para no alargar en exceso el artículo, se presentan únicamente los coeficientes de  $Acc\_Qualj$  y  $Acc\_Qualj\_Subj$  (para  $j = 2, 3$  y  $4$ )<sup>21</sup>. La muestra restringida a la posibilidad de calcular  $Acc\_Qual2$  se reduce a 9.680 observaciones año-empresa pertenecientes a los años 2001 y 2002, por lo que las estimaciones de los modelos que incluyen esta medida de calidad no incorporan efectos fijos por empresa. En el caso de las otras dos medidas alternativas de calidad de los ajustes por devengo

<sup>21</sup> Los resultados para las variables de control son en todo caso similares a los reportados en la **tabla 5**.

(*Acc\_Qual3* y *Acc\_Qual4*), los modelos se estiman para el *pool* de datos (39.972 observaciones año-empresa) incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa. Los resultados de la **tabla 6** confirman la hipótesis principal contrastada en este estudio. Independientemente de la *proxy* de calidad utilizada, cuando se considera el efecto de la subjetividad de los ajustes por devengo sobre la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los mismos, el coeficiente de *Acc\_Qualj\_Subj* (para  $j = 2, 3$  y  $4$ ) es en todo caso positivo y significativo a niveles estándar. Esta evidencia indica que la subjetividad inherente al cálculo de los *accruals* afecta a la valoración que el prestamista hace de la información contenida en los mismos para predecir la capacidad de la compañía de hacer frente a las obligaciones de pago futuras asociadas a la deuda.

## 5.2. Medida alternativa de la subjetividad de los *accruals*.

Para reforzar la evidencia empírica presentada en epígrafes anteriores, en este apartado se replica el análisis inicial sustituyendo *Acc\_Subj* por una medida alternativa de subjetividad también basada en la categorización de los *accruals* propuesta por RICHARDSON *et al.* (2005). En concreto, la medida alternativa de fiabilidad de los ajustes por devengo (*Acc\_Subj2*) se define como el  $R^2$  ajustado de la regresión [10] estimada para cada empresa  $i$  utilizando su serie temporal de datos. En este modelo los ajustes por devengo de circulante son la variable dependiente y como variable explicativa se utiliza el cambio en el pasivo circulante neto de deuda bancaria. Para estimar el modelo [10] se exige la existencia de una serie temporal de siete datos por empresa, correspondientes a los siete años del período muestral, lo que limita la posibilidad de calcular *Acc\_Subj2* a aquellas compañías para las que se dispone de un panel completo. Según la categorización de RICHARDSON *et al.* (2005), el cambio en acreedores comerciales es el componente menos subjetivo de los *accruals* de circulante por lo que *Acc\_Subj2* es una medida inversa de la subjetividad de los mismos que, al contrario que *Acc\_Subj* es constante para cada empresa a lo largo del tiempo.

$$\frac{WCA_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} = \pi_0 + \pi_1 \frac{\Delta CL_{it}}{Avg\_Tot\_Ass_{it}} + \tau_{it} \quad [10]$$

**Tabla 7.** La subjetividad de los *accruals* y su valoración por parte del prestamista. Sensibilidad de los resultados al uso de una medida alternativa de la subjetividad de los *accruals*

	Pool		Efectos fijos	
	i	ii	iii	iv
<i>Acc_Qual</i>	0,0007 (0,08)	-0,0078 (-0,81)	-0,0039 (-0,52)	-0,0115 (-1,38)
<i>Acc_Qual_Subj2</i>	-	0,0461** (2,42)	-	0,0455** (2,02)
				.../...

...				
<i>N</i>	8.078	8.078	8.078	8.078
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	20,88%	20,93%	62,82%	62,84%
<b>Estadístico F</b>	45,41***	44,63***	12,73***	12,72***

La tabla presenta los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa de los siguientes modelos:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Acc\_Qual_{it} + \beta_2 Int\_Cov_{it} + \beta_3 Current\_Ratio_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} Year_j + \xi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj2_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

Estos modelos se estimaron con la submuestra de 1.154 compañías para las que se dispone de siete años de información y, por tanto, fue posible calcular *Acc\_Subj2*. Para cada empresa *Acc\_Subj2* se define como el R2 ajustado de la regresión de los ajustes por devengo de circulante sobre el cambio en acreedores comerciales (su componente menos subjetivo).

Para no alargar en exceso el trabajo, únicamente se reportan los coeficientes estimados de *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj2*. En todo caso, los coeficientes y nivel de significatividad de las variables de control son similares a los reportados en la **tabla 5**.

La **tabla 7** incluye los resultados obtenidos al estimar los modelos [3] y [4] tras sustituir *Acc\_Qual\_Subj* por *Acc\_Qual\_Subj2*. Al objeto de no alargar en exceso el trabajo, únicamente se reportan los coeficientes de *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj2*, obtenidos al incorporar a los modelos *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa alternativamente <sup>22</sup>. La muestra restringida para la que es posible calcular *Acc\_Subj2* está compuesta por 8.078 observaciones año-empresa correspondientes a 1.154 empresas. Los resultados de la **tabla 7** refuerzan los obtenidos utilizando *Acc\_Subj* como medida de fiabilidad de los *accruals*, confirmando la hipótesis planteada en el apartado 2.1. A pesar de las restricciones impuestas a la muestra utilizada en este análisis de sensibilidad, el coeficiente de *Acc\_Qual\_Subj2* es en todo caso positivo y estadísticamente significativo a niveles estándar, sugiriendo de nuevo que cuanto mayor es el grado de subjetividad inherente al cálculo de los *accruals* del prestatario menor es la sensibilidad del coste de la deuda ante variaciones de su calidad.

### 5.3. Control de los factores determinantes de la calidad de los *accruals*.

Los modelos empíricos estimados en este trabajo para contrastar la hipótesis planteada asumen implícitamente que la calidad de los ajustes por devengo es exógena a la determinación del tipo de interés pactado en los contratos de deuda. No obstante, la literatura previa sugiere que la calidad de la información financiera reportada por la empresa es fruto de una decisión tomada por la gerencia en función de unos factores que podrían estar correlacionados con las variables que afectan al coste

<sup>22</sup> De nuevo, los resultados para las variables de control son similares a los del análisis inicial, que se reportan en la **tabla 5**.

de la deuda (NIKOLAEV y VAN LENT, 2005; COHEN, 2005 y LARCKER y RUSTICUS, 2005). Esta circunstancia podría sesgar la estimación de los parámetros asociados a *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj* en el análisis inicialmente realizado.

Si los determinantes de la calidad de los *accruals* fueran específicos de cada empresa y estables en el tiempo, la estimación con efectos fijos comentada en el epígrafe 4.2 podría eliminar los sesgos potenciales derivados de la endogeneidad de la política contable de la empresa. Sin embargo, no parece razonable suponer que las directrices que marca la gerencia en cuanto a la política contable sean estables en el tiempo<sup>23</sup>. Por ello, siguiendo a NIKOLAEV y VAN LENT (2005), en este epígrafe se identifican las variables que explican los cambios en la calidad de los *accruals* y se incorporan a los modelos [3] y [4] como regresores adicionales<sup>24</sup>.

Como cualquier otro bien producido por la empresa, la cantidad y calidad de la información contable depende de un conjunto de factores de oferta y de demanda.

#### a) Factores de oferta:

*Costes de producción:* NIKOLAEV y VAN LENT (2005) sugieren que la calidad de la información suministrada por la empresa estará directamente correlacionada con el tamaño de la misma, debido a las economías de escala inherentes al proceso de producción de información. Por otra parte, DECHOW y DICHEV (2002) y COHEN (2005) indican que la duración del ciclo de explotación está inversamente correlacionada con la calidad de los *accruals* porque la acumulación de existencias y la concesión de crédito a clientes dificultan la estimación de los mismos, aumentando los costes de producción.

*Variables de performance:* la literatura previa sugiere la existencia de una relación directa entre la calidad de la información y la rentabilidad, ya que la empresa tiende a reportar las buenas noticias y a ocultar las malas (VERRECCHIA, 1983; DYE, 1985; LANG y LUNDHOLM, 1993). No obstante, la relación entre la *performance* y la calidad de la información podría depender de la competencia a la que se enfrenta la empresa. En mercados muy competitivos las compañías tienden a proporcionar menos información para no beneficiar la acción de sus competidores (VERRECCHIA, 1983). De hecho, existe evidencia empírica de que cuando las barreras de entrada a la competencia son altas la calidad de la información emitida por las empresas aumenta (PIOTROSKI, 2003).

<sup>23</sup> De hecho, como se ha comentado en el epígrafe 4.2, aunque la magnitud del coeficiente de la calidad de los *accruals* se reduce prácticamente a la mitad cuando se incorporan efectos fijos al modelo. El hecho de que siga manteniendo significatividad estadística indica que la calidad de los *accruals* tiene un componente variable en el tiempo que afecta al coste de la deuda.

<sup>24</sup> Otra posibilidad para tratar los problemas de endogeneidad de la calidad de los *accruals* consiste en estimar los modelos mediante variables instrumentales, que deben estar correlacionadas con la variable *Acc\_Qual* y al mismo tiempo ser ortogonales al residuo de los modelos. LARCKER y RUSTICUS (2005) revisan los trabajos que incorporan esta solución en el contexto de la relación entre el coste de capital y la calidad de la información emitida por la empresa. Dados los  $R^2$  medios que se obtienen en estos trabajos al regresar la variable endógena sobre los instrumentos utilizados, los autores concluyen que la utilización de variables instrumentales en este tipo de estudios podría producir coeficientes incluso más sesgados que los obtenidos en una simple estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

**b) Factores de demanda:**

*Costes de agencia:* En general, se asume que conforme aumentan los costes de agencia mejora la calidad de la información reportada por la empresa (NIKOLAEV y VAN LENT, 2005). En las grandes compañías cotizadas las asimetrías de información se suelen medir a partir del grado de concentración de la propiedad (COHEN, 2005). Sin embargo, en las empresas pequeñas, normalmente de naturaleza familiar, las asimetrías de información no están ligadas tanto a su estructura de propiedad como a la naturaleza de sus relaciones con los proveedores de financiación. En principio, cuanto mayor sea el endeudamiento de la empresa mayor será la necesidad de los prestamistas de monitorizar su comportamiento.

*Tecnología de crédito aplicada por los proveedores de financiación:* La monitorización afectará a la calidad de la información contable si la tecnología de crédito aplicada por el banco se basa fundamentalmente en el análisis de los estados financieros. El grado de endeudamiento de la empresa podría no afectar a la calidad de su información contable si el banco utiliza para determinar las condiciones financieras de los préstamos información extracontable derivada de relaciones exclusivas y repetidas con el prestatario (banca relacional).

Teniendo en cuenta todo lo señalado anteriormente, al objeto de identificar los determinantes de la calidad de los ajustes por devengo en las empresas de la muestra se ha utilizado el *pool* de datos para estimar el modelo [11], incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos.

$$\begin{aligned}
 Acc\_Qual_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 Size_{it} + \gamma_2 Cycle_{it} + \gamma_3 Mg_{it} + \gamma_4 Growth_{it} + \gamma_5 Barr_{it} \\
 & \quad (-) \quad \quad (+) \quad \quad (-) \quad \quad (-) \quad \quad (-) \\
 & + \gamma_6 Int\_Cov_{it} + \gamma_7 N\_Banks_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \gamma_{7+j} Year_j + \pi_{it} \\
 & \quad (+) \quad \quad (-)
 \end{aligned} \tag{11}$$

donde:

$Acc\_Qual_{it}$  es la medida (inversa) de calidad de los ajustes por devengo correspondiente a la empresa  $i$  en el año  $t$ , calculada como el valor absoluto del residuo de la estimación *cross-section* del modelo de DECHOW y DICHEV (2002).

$Size_{it}$  representa el tamaño de la empresa  $i$  en el año  $t$ , medido como logaritmo del activo total.

$Cycle_{it}$  es la duración del ciclo de la explotación de la empresa  $i$  en el año  $t$ , calculada como  $((Clientes_{it} + Clientes_{i,t+1}) / 2) / (Ventas_{it} \times 1,16 / 365) + ((Existencias_{it} + Existencias_{i,t+1}) / 2) / (Coste de Ventas_{it} / 365)$ .

$Mg_{it}$  es el margen sobre ventas de la empresa  $i$  en el año  $t$ , calculado como  $EBITDA_{it} / Ventas_{it}$ , siendo  $EBITDA$  el beneficio ordinario antes de intereses, impuestos y amortizaciones.

$Growth_{it}$  mide el crecimiento de las ventas de la empresa  $i$  en el año  $t$ , calculado como  $\text{Ln}(Ventas_{it}/Ventas_{i,t-1})$

$Barr_{it}$  representa las barreras de entrada en  $t$  para los competidores potenciales de la empresa  $i$  derivadas de la intensidad de capital necesario para desarrollar su actividad productiva y se calcula como inmovilizado material medio sobre activo total medio del período.

$Int\_Cov_{it}$  es la *proxy* de las asimetrías de información derivadas del grado de endeudamiento de la empresa  $i$  en el año  $t$ , y se calcula como el ratio beneficio neto sobre gastos por intereses del período.

$N\_Banks_{it}$  es el número de bancos con los que opera la empresa  $i$  en el año  $t$ . Cuanto mayor es  $N\_Banks$  menor es la probabilidad de que se den las condiciones de exclusividad entre banco y empresa que requiere la banca relacional (BOOT, 2000). Por ello, esta variable se supone directamente correlacionada con la probabilidad de que el banco utilice los estados financieros para monitorizar la actuación de la empresa.

$Year_j$  = variable dicotómica que toma valor 1 para el año  $j$  y 0 para el resto, siendo  $j = 1 \dots N-1$ , donde  $N$  es el número de años incluido en el análisis.

En el panel A de la **tabla 8** se ofrecen los resultados de la estimación del modelo [11]. Tras eliminar aquellas observaciones para las que no había información disponible sobre todas las variables del modelo, la muestra utilizada se redujo a 33.002 observaciones año-empresa. Los resultados de la estimación que incorpora en el modelo *dummies* sectoriales confirman las predicciones planteadas con respecto a la relación entre la calidad de los ajustes por devengo y los determinantes previamente identificados en la literatura. En cuanto a las variables de oferta: se confirma que el tamaño (*Size*) está directa y significativamente correlacionado con la calidad de los *accruals* (inversamente correlacionado con *Acc\_Qual*); la calidad de los *accruals* aumenta significativamente a medida que aumenta el margen (*Mg*) y mejoran las expectativas de crecimiento (*Growth*); y el nivel de competencia también determina la calidad de los ajustes por devengo, dado que la variable asociada a las barreras de entrada a competidores potenciales (*Barr*) está positiva y significativamente correlacionada con la calidad de los *accruals* (inversamente relacionada con *Acc\_Qual*). Por su parte, los coeficientes asociados a las variables de demanda también tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos a niveles estándar. La cobertura de intereses (*Int\_Cov*), que está inversamente correlacionada con el endeudamiento, muestra una correlación negativa con la calidad de los ajustes por devengo, indicando que la demanda de *accruals* de calidad crece con el nivel de deuda. Finalmente, la demanda también crece conforme aumenta el número de entidades financieras con las que se relaciona la empresa y disminuye la probabilidad de que esta sea cliente de banca relacional. De hecho, *N\_Banks* está negativa y significativamente relacionada con *Acc\_Qual* (positivamente correlacionada con la calidad de los *accruals*). La estimación del modelo [11] incorporando efectos fijos por empresa proporciona cualitativamente los mismos resultados, aunque la variable *N\_Banks* deja de ser significativa.

**TABLA 8.** La subjetividad de los accruals y su valoración por parte del prestamista. Análisis de sensibilidad controlando por los factores determinantes de la calidad de los accruals.

Panel A: Determinantes de la calidad de los <i>accruals</i>			
	Signo esperado	<i>Pool</i> i	Efectos fijos ii
<i>Constante</i>		0,0554*** (24,26)	– –
<i>Size</i>	(–)	–0,0013*** (–5,71)	–0,0164*** (–12,26)
<i>Cycle</i>	(+)	0,000001*** (2,65)	–0,0000 (–1,02)
<i>Mg</i>	(–)	–0,0031*** (–4,81)	–0,0026*** (–3,71)
<i>Growth</i>	(–)	–0,0022** (–2,16)	–0,0030*** (–2,75)
<i>Barr</i>	(–)	–0,0123*** (–8,55)	–0,0097** (–2,20)
<i>Int_Cov</i>	(+)	0,0001*** (7,03)	0,0001*** (3,15)
<i>N_Banks</i>	(–)	–0,0006*** (–5,52)	0,0002 (0,59)
<i>Dummies anuales</i>		Sí	Sí
<i>Dummies sectoriales</i>		Sí	No
<i>Efectos fijos</i>		No	Sí
<i>N</i>		33.002	33.002
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>		2,10%	30,15%
<i>Estadístico F</i>		14,08***	2,47***

Panel B: Sensibilidad de los resultados a la inclusión de los determinantes de la calidad de los <i>accruals</i>				
	<i>Pool</i>		Efectos fijos	
	Sin incluir los determinantes de <i>Acc_Qual</i>	Incluyendo los determinantes de <i>Acc_Qual</i>	Sin incluir los determinantes de <i>Acc_Qual</i>	Incluyendo los determinantes de <i>Acc_Qual</i>
<i>Acc_Qual</i>	–0,0278*** (–3,71)	–0,0277*** (–3,71)	–0,0216*** (–3,52)	–0,0217*** (–3,53)
<i>Acc_Qual_Subj</i>	0,0961*** (7,54)	0,0972*** (7,62)	0,0665*** (6,62)	0,0667*** (6,63)
<i>N</i>	33.002	33.002	33.002	33.002
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	13,86%	13,87%	66,63%	66,62%
<i>Estadístico F</i>	100,22***	94,23***	7,78***	7,77***

Panel A presenta los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa del siguiente modelo:

$$Acc\_Qual_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Size_{it} + \gamma_2 Cycle_{it} + \gamma_3 Mg_{it} + \gamma_4 Growth_{it} + \gamma_5 Barr_{it} + \gamma_6 Int\_Cov_{it} + \gamma_7 N\_Banks_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \gamma_{7+j} Year_j + \pi_{it}$$

El panel B muestra los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa de los siguientes modelos:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \alpha_7 Mg_{it} + \alpha_8 N\_Banks_{it} + \alpha_9 Cycle_{it} + \alpha_{10} Growth_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{10+j} Year_j + \varpi_{it}$$

Estos modelos fueron estimados para la misma muestra de 33.002 observaciones año-empresa del panel A.

Para no alargar en exceso el trabajo, únicamente se reportan los coeficientes estimados de *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj*. En todo caso, los coeficientes y nivel de significatividad de las variables de control son similares a los reportados en la **tabla 5**.

Al objeto de evitar sesgos potenciales en los coeficientes estimados debido a la omisión de variables relevantes, los determinantes de la calidad de los *accruals* han sido incorporados como regresores al modelo [4], dando lugar al modelo [12], que se estima con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa <sup>25</sup>.

$$Cost\_Debt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \alpha_7 N\_Banks_{it} + \alpha_6 Cycle_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{7+j} Year_j + \varpi_{it} \quad [12]$$

Los resultados de la estimación de los modelos [4] y [12] en la muestra restringida a la disponibilidad de información sobre los factores determinantes de la calidad de los *accruals* (33.002 observaciones año-empresa) aparecen en el panel B de la **tabla 8**, aunque únicamente se reporta la estimación de los parámetros asociados a las variables *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj*. Los resultados refuerzan de nuevo la evidencia suministrada en el epígrafe cinco. Tras controlar por los factores determinantes de la calidad de los ajustes por devengo, el coeficiente de la variable *Acc\_Qual\_Subj* es positivo y estadísticamente significativo en todas las estimaciones planteadas.

<sup>25</sup> Respecto al modelo [4], el modelo [12] incorpora todas las variables con coeficiente significativo en la estimación del modelo [11] con *dummies* sectoriales, excepto *Barr* que es equivalente a *Col* y por tanto ya estaba incorporada como regresor en el modelo [4].

#### 5.4. Efecto de los préstamos antiguos.

La medida de coste de la deuda incorporada a los modelos [3] y [4] es un promedio del coste financiero asociado a los préstamos vivos en  $t+1$ , contraídos tanto en el año en curso como en ejercicios anteriores. Cabe pensar por tanto que el coste (promedio) de la deuda en  $t+1$  podría depender no solo de la calidad de los ajustes por devengo en  $t$  sino también de la de años anteriores. En principio, el efecto de la calidad de los *accruals* de años anteriores debería ser escaso dada la estructura temporal de la deuda de las empresas de la muestra, claramente orientada hacia la deuda a corto plazo como sugieren las estadísticas descriptivas que contiene la **tabla 2**. No obstante, en este epígrafe se plantean dos ejercicios adicionales al objeto de controlar el efecto de este desfase temporal entre el plazo de la deuda y la medida de calidad de los *accruals*.

El primer ejercicio consiste en estimar los modelos [3] y [4] en la submuestra restringida a las compañías que no tienen deuda a largo plazo. Los resultados de este análisis se recogen en el panel A de la **tabla 9**, en la que aparecen los coeficientes de *Acc\_Qual* y *Acc\_Qual\_Subj* obtenidos al realizar las estimaciones con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa <sup>26</sup>. La muestra utilizada en este primer análisis de robustez contiene únicamente 2.265 observaciones año-empresa. De nuevo, la variable *Acc\_Qual\_Subj* está positiva y significativamente asociada al coste de la deuda, sugiriendo que también en esta muestra reducida el prestamista tiene en cuenta la subjetividad inherente a la estimación de los *accruals* al determinar la prima de riesgo del prestatario. No obstante, el coeficiente asociado a *Acc\_Qual\_Subj* aumenta sensiblemente respecto al presentado en la **tabla 5** (0,2513 frente a 0,0815 en la estimación con *dummies* sectoriales y 0,1040 frente a 0,0599 en la estimación con efectos fijos). Este resultado sugiere que el efecto de la calidad de los ajustes por devengo sobre el coste de la deuda podría estar inicialmente infraestimado debido al desfase temporal entre el plazo de la deuda incorporada al cálculo de la variable dependiente del modelo y el período de estimación de la calidad de los *accruals* considerado.

La segunda prueba de robustez planteada en este epígrafe consiste en sustituir en los modelos [3] y [4] la medida de calidad de los ajustes por devengo contemporánea (*Acc\_Qual*) por la media de la misma en los años anteriores (*Avg\_Acc\_Qual*). En particular, los paneles B, C y D de la **tabla 9** muestran los coeficientes estimados de *Avg<sup>j</sup>\_Acc\_Qual* y *Avg<sup>j</sup>\_Acc\_Qual\_Subj* (siendo  $j = 2, 3$  y  $4$ ) calculadas respectivamente como la media de *Acc\_Qual* en los  $j$  años anteriores a  $t+1$  y como el producto de esta por la variable *Acc\_Subj* <sup>27</sup>. Debido a la pérdida de observaciones en el cálculo de los promedios de *Acc\_Qual*, la muestra utilizada para llevar a cabo este análisis de sensibilidad contiene 31.679, 24.412 y 17.973 observaciones cuando se utilizan *Avg<sup>2</sup>\_Acc\_Qual*, *Avg<sup>3</sup>\_Acc\_Qual* y *Avg<sup>4</sup>\_Acc\_Qual* respectivamente. Independientemente del período utilizado para calcular el promedio de la calidad de los *accruals*, los resultados son consistentes con los reportados en la **tabla 5**. Al estimar los modelos tanto con *dummies* sectoriales como con efectos fijos por empresa, la variable que capta la interacción entre el promedio de la calidad de los *accruals* y la fiabilidad de los mismos (*Avg<sup>j</sup>\_Acc\_Qual\_Subj* para  $j = 2, 3$  y  $4$ ) está positiva y significativamente correlacionada con el coste de la deuda.

<sup>26</sup> De nuevo, los resultados para las variables de control no varían respecto a los reportados en la **tabla 5**.

<sup>27</sup> Los resultados para las variables de control también son en este caso similares a los de la **tabla 5**.

**TABLA 9.** La subjetividad de los accruals y su valoración por parte del prestamista.  
Análisis de sensibilidad controlando el efecto de los préstamos antiguos.

Panel A: Empresas que no tienen deuda a largo plazo		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	i	ii
<i>Acc_Qual</i>	-0,0621** (-2,29)	-0,0348 (-1,12)
<i>Acc_Qual_Subj</i>	0,2513*** (4,87)	0,1040* (1,87)
<i>N</i>	2.265	2.265
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	10,90%	71,26%
<b>Estadístico F</b>	6,33***	4,88***
Panel B: Calidad de los accruals calculada como la media de <i>Acc_Qual</i> en <i>t-1</i> y <i>t</i>		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	iii	iv
<i>Avg2_Acc_Qual</i>	-0,0288*** (-3,21)	-0,0169** (-2,16)
<i>Avg2_Acc_Qual_Subj</i>	0,0912*** (6,48)	0,0550*** (5,08)
<i>N</i>	31.679	31.679
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	10,52%	67,43%
<b>Estadístico F</b>	72,64***	7,90***
Panel C: Calidad de los accruals calculada como la media de <i>Acc_Qual</i> en <i>t-2</i> , <i>t-1</i> y <i>t</i>		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	v	vi
<i>Avg3_Acc_Qual</i>	-0,0402*** (-3,64)	-0,0192* (-1,75)
<i>Avg3_Acc_Qual_Subj</i>	0,1037*** (6,21)	0,0519*** (4,03)
<i>N</i>	24.412	24.412
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	9,72%	69,28%
<b>Estadístico F</b>	51,54***	7,88***
Panel D: Calidad de los accruals calculada como la media de <i>Acc_Qual</i> en <i>t-3</i> , <i>t-2</i> , <i>t-1</i> y <i>t</i>		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	vii	viii
<i>Avg4_Acc_Qual</i>	-0,0510*** (-3,76)	-0,0276* (-1,68)
<i>Avg4_Acc_Qual_Subj</i>	0,1049*** (5,23)	0,0349** (2,26)

.../...

...		
<i>N</i>	17.973	17.973
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	9,64%	71,65%
<b>Estadístico F</b>	37,88***	7,70***

El panel A muestra los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa del siguiente modelo (estimado para la submuestra de observaciones que únicamente tienen deuda a corto plazo):

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

Los paneles B, C y D presentan los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa del siguiente modelo:

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Avgj\_Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Avgj\_Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Int\_Cov_{it} + \alpha_4 Current\_Ratio_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{6+j} Year_j + \varpi_{it}$$

donde *Avgj\_Acc\_Qual* es la media de *Acc\_Qual* desde *t* hasta *t-j+1*.

Para no alargar en exceso el trabajo, únicamente se reportan los coeficientes estimados de *Avgj\_Acc\_Qual* y *Avgj\_Acc\_Qual\_Subj*. En todo caso, los coeficientes y nivel de significatividad de las variables de control son similares a los reportados en la **tabla 5**.

### 5.5. Efecto de otros factores determinantes de los costes de supervisión de los *accruals* esperados por el prestamista.

Además del grado de subjetividad inherente a su cálculo, existen otros factores que pueden afectar a la credibilidad de los *accruals* del prestatario, y por tanto a los costes de supervisión esperados por el prestamista y a la probabilidad de que éste los utilice para determinar la prima de riesgo del contrato de deuda. En este epígrafe se incluye un último análisis de sensibilidad consistente en incorporar al modelo [13] dos factores que, según la literatura previa, afectan a la credibilidad de las cifras contables: la presencia de un auditor de prestigio, perteneciente a una de las grandes firmas internacionales (auditor *Big*), y el tamaño de la compañía.

KRISHNAN (2003) encuentra que la relación entre la rentabilidad bursátil de los títulos y los ajustes por devengo discrecionales es mayor en las compañías auditadas por una firma internacional. De forma similar, BERGER y UDELL (2006) señalan que la presencia de un auditor de prestigio, en tanto que mecanismo de verificación *ex-post* de la información contable, constituye una condición *sine qua non* para que el prestamista utilice la información contenida en las cifras contables cuando determina las condiciones financieras de los préstamos. Para controlar el efecto sobre los resultados iniciales de este primer factor de confianza se estima el modelo [13] que incorpora como regresor adicional la variable *Acc\_Qual\_Bigaud* en el modelo [4], resultante de multiplicar *Acc\_*

$Qual_{it}$  por una variable dicotómica ( $Bigaud_{it}$ ) que toma valor 1 si la empresa  $i$  es auditada en el año  $t$  por una firma de auditoría internacional ( $Big$ )<sup>28</sup> y 0 en caso contrario.

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Acc\_Qual\_Bigaud_{it} + \alpha_4 Int\_Cov_{it} + \alpha_5 Current\_Ratio_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{7+j} Year_j + \varpi_{it} \quad [13]$$

Dado que todas las compañías de la muestra analizada están obligadas a auditarse<sup>29</sup>, la estimación del modelo [13] pudo llevarse a cabo para la muestra inicial de 39.972 observaciones año-empresa<sup>30</sup>. Los resultados de esta estimación incorporando tanto *dummies* sectoriales como efectos fijos por empresa, aparecen en el panel A de la **tabla 10**. Según lo esperado, e independientemente del procedimiento de estimación, el coeficiente de la variable  $Acc\_Qual\_Bigaud$  es positivo y estadísticamente significativo. Esta evidencia confirma que la relación entre la calidad de los *accruals* y el coste de la deuda depende de la reputación del auditor, de modo que el prestamista demanda una prima de riesgo menor a las compañías que reportan *accruals* de calidad solo si la evaluación de sus cifras contables ha sido realizada por una firma de auditoría internacional. En todo caso, de forma consistente con la hipótesis contrastada en este trabajo, el coeficiente de la variable  $Acc\_Qual\_Subj$  mantiene el signo positivo esperado y es estadísticamente significativo a niveles estándar. Este resultado indica que la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo es un factor de confianza que otorga credibilidad adicional a las cifras contables, más allá de la que genera la certificación de las mismas por parte de un auditor *Big*.

Las asimetrías de información entre prestamista y prestatario aumentan con el tamaño de la empresa, por lo que cabe pensar que éste es también un factor de confianza del que dependerá la relación entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda. Para controlar el efecto de este segundo factor de confianza sobre los resultados reportados en el epígrafe 4 del trabajo se estima el modelo [14] que incorpora en el modelo [4] la variable  $Acc\_Qual\_Size$ , resultante de multiplicar  $Acc\_Qual$  por  $Size$ .

$$Cost\_Debt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Acc\_Qual\_Size_{it} + \alpha_4 Int\_Cov_{it} + \alpha_5 Current\_Ratio_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{7+j} Year_j + \varpi_{it} \quad [14]$$

Como ponen de manifiesto los resultados reportados en el panel B de la **tabla 10**, el coeficiente de  $Acc\_Qual\_Subj$  sigue siendo positivo y estadísticamente significativo, estimando el

<sup>28</sup> Al principio del período considerado en este trabajo, había cinco firmas internacionales de auditoría que posteriormente se convirtieron en cuatro (Ernst & Young, Price Waterhouse-Coopers, Deloitte & Touche y KPMG) tras la quiebra de Arthur Andersen como consecuencia del caso Enron.

<sup>29</sup> La obligación de auditar las cuentas anuales en España fue establecida por la Séptima Directiva de la Comisión Europea. Actualmente los criterios en vigor se establecen en el artículo 181 de la Ley de Sociedades Anónimas, según el cual tienen obligación de auditarse todas las compañías que a fecha de balance durante al menos dos años consecutivos no cumplan dos de los tres requisitos siguientes: total activo menor o igual a 2.373.997,81 €; cifra de ventas menor de 4.747.995,62 €; número medio de empleados durante el ejercicio menor que 50.

<sup>30</sup> El 76% de las observaciones de la muestra analizada en este trabajo tienen un auditor local o nacional mientras que el 24% tienen un auditor internacional.

modelo [14] tanto con *dummies* sectoriales como incorporando efectos fijos. De nuevo, este resultado refuerza la evidencia inicialmente presentada de que conforme disminuye la subjetividad de los ajustes por devengo aumenta su credibilidad y, en consecuencia, la sensibilidad del coste de la deuda ante variaciones de su calidad. Por su parte, según lo esperado, *Acc\_Qual\_Size* tiene signo positivo y es estadísticamente significativa, confirmando que el tamaño de la empresa es un factor que atribuye credibilidad al cálculo de los *accruals* y, por tanto, afecta al modo en que el prestamista utiliza la información contenida en los mismos para determinar la prima de riesgo del prestatario.

**TABLA 10.** *La subjetividad de los accruals y su valoración por parte del prestamista. Análisis de sensibilidad controlando el efecto de otros factores de confianza.*

Panel A: Efecto de la presencia de un auditor internacional		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	iii	iv
<i>Acc_Qual</i>	-0,0305*** (-4,28)	-0,0261*** (-4,43)
<i>Acc_Qual_Subj</i>	0,0793*** (6,88)	0,0579*** (6,41)
<i>Acc_Qual_Bigaud</i>	0,0204*** (2,91)	0,0276*** (3,59)
<i>N</i>	39.972	39.972
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	13,25%	66,72%
<b>Estadístico F</b>	114,09***	7,97***
Panel B: Efecto del tamaño de la empresa		
	<i>Pool</i>	Efectos fijos
	i	ii
<i>Acc_Qual</i>	-0,1392*** (-3,77)	-0,1089*** (-3,34)
<i>Acc_Qual_Subj</i>	0,0792*** (6,87)	0,0586*** (6,49)
<i>Acc_Qual_Size</i>	0,0126*** (3,15)	0,0099*** (2,79)
<i>N</i>	39.972	39.972
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	13,26%	66,72%
<b>Estadístico F</b>	114,12***	7,97***

El panel A muestra los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa del siguiente modelo:

$$\begin{aligned} Cost\_Debt_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Acc\_Qual\_Bigaud_{it} + \alpha_4 Int\_Cov_{it} \\ & + \alpha_5 Current\_Ratio_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{7+j} Year_j + \varpi_{it} \end{aligned}$$

donde *Acc\_Qual\_Bigaud* es el producto de la variable *Acc\_Qual* por una variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa tiene un auditor internacional y 0 en caso contrario.

El panel B muestra los resultados de la estimación con el *pool* de datos incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa del siguiente modelo:

$$\begin{aligned} Cost\_Debt_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 Acc\_Qual_{it} + \alpha_2 Acc\_Qual\_Subj_{it} + \alpha_3 Acc\_Qual\_Size_{it} + \alpha_4 Int\_Cov_{it} \\ & + \alpha_5 Current\_Ratio_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Col_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_{7+j} Year_j + \varpi_{it} \end{aligned}$$

donde *Acc\_Qual\_Size* es el producto de la variable *Acc\_Qual* por la variable *Size*.

Para no alargar en exceso el trabajo, únicamente se reportan los coeficientes estimados de *Acc\_Qual*, *Acc\_Qual\_Subj*, *Acc\_Qual\_Bigaud* y *Acc\_Qual\_Size*. En todo caso, los coeficientes y nivel de significatividad de las variables de control son similares a los reportados en la **tabla 5**.

## 6. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES PARA EL REGULADOR

Este trabajo analiza si, debido al incremento de los costes de supervisión de la información percibidos *ex-ante* por el prestamista, la subjetividad inherente a la estimación de los ajustes por devengo afecta a la utilidad de los *accruals* en la determinación del tipo de interés de los contratos de deuda. El grado de subjetividad de los ajustes por devengo se aproxima mediante diversos indicadores de verificabilidad *ex-ante* contruidos a partir de las categorías de *accruals* identificadas por RICHARDSON *et al.* (2005). Para llevar a cabo el análisis empírico se ha utilizado una amplia muestra de empresas españolas no cotizadas que, por su reducida dimensión, son especialmente sensibles a los aspectos relacionados con las asimetrías de información y la credibilidad de las cifras contables.

Los resultados del análisis empírico desarrollado ponen de manifiesto que la subjetividad inherente al cálculo de los ajustes por devengo interactúa con la calidad de los mismos en la determinación de la prima de riesgo del prestatario. La evidencia obtenida pone de manifiesto que la sensibilidad del coste de la deuda ante variaciones en la calidad del resultado es mayor cuanto menor es el grado de subjetividad necesario para determinar los *accruals* del ejercicio corriente. Si la subjetividad de los *accruals* es elevada, el prestamista tenderá a utilizar en menor medida la información contenida en los mismos para determinar el tipo de interés de los contratos de deuda, incluso aunque los ajustes por devengo hayan sido correctamente calculados en el pasado. Distintos análisis de sensibilidad desarrollados en el trabajo confirman la robustez de este resultado.

Este trabajo contribuye al debate sobre el *trade-off* entre relevancia y fiabilidad de las cifras contables. La evidencia empírica suministrada en este estudio sugiere que al aumentar la subjetividad de los *accruals*, el mercado de deuda valora en menor medida la información contenida en los mismos. Debido al efecto de la subjetividad sobre la percepción *ex-ante* de los usuarios de los costes de

supervisión de la información, un incremento potencial de la capacidad predictiva del resultado, derivado de cambios normativos que persigan incrementar la relevancia de las cifras contables a costa de reducir su fiabilidad, podría no traducirse en una disminución efectiva del coste de la deuda.

En la actualidad, y en línea con la creciente demanda de información contable relevante por parte de los mercados de capitales, la Unión Europea exige que las compañías cotizadas en los mercados de capitales de los distintos países miembros elaboren sus estados financieros consolidados de acuerdo a las NIIF. Por tanto, en el caso de las compañías cotizadas los reguladores se han decantado claramente por emitir normas contables en las que la balanza se decanta hacia un incremento de la relevancia. Los sistemas de control y supervisión a los que están sometidas las empresas cotizadas deberían actuar de contrapeso para evitar los problemas que pudieran derivarse del incremento de la subjetividad necesaria para estimar las cifras contables en base a la nueva normativa.

Sin embargo, los términos del debate no parecen ser los mismos en el ámbito de las compañías no cotizadas, generalmente de reducida dimensión y en las que las asimetrías informativas entre la empresa y los usuarios de sus estados financieros son mucho mayores que en las grandes compañías cotizadas. De hecho, y a raíz de la creciente demanda tanto de los reguladores como de los usuarios y de las propias compañías, el International Accounting Standards Board (IASB) viene elaborando desde 2001 un documento comprensivo de las normas de contabilidad aplicables a las PYMES <sup>31</sup>. Fuentes del citado organismo aseguran que el proyecto estará terminado a finales de 2007 y la nueva norma podría entrar en vigor a partir de 2009, una vez que los reguladores nacionales la adapten al contexto económico de sus respectivos países. El IASB ha seguido una estrategia *top-down* en la elaboración de esta norma, consistente en utilizar las NIIF como punto de partida y establecer simplificaciones en los criterios de reconocimiento y valoración de las transacciones de las PYMES. Las simplificaciones incluyen: a) eliminar la normativa referente al registro de operaciones que estas compañías no realizan, b) proponer un solo tratamiento contable para cada tipo de transacción, escogiendo el más sencillo de entre los disponibles en las NIIF y c) simplificar determinadas normas como por ejemplo las relativas a la contabilización de las normas financieras (NIC 32 y 39).

Además de reducir los costes de elaboración de las cuentas anuales, las simplificaciones acometidas por el IASB disminuirán el grado de subjetividad necesario para calcular los ajustes por devengo y, con ello, la percepción *ex-ante* del prestamista acerca de los costes de supervisión de los *accruals* reportados por el prestatario. Al proponerse un único tratamiento contable para el registro de las transacciones económicas, se restringirá la discrecionalidad en el cálculo de los *accruals* y aumentará la credibilidad del resultado. A tenor de los resultados de este estudio, la reducción prevista de los costes de supervisión estimulará el uso de la información contable de las compañías no cotizadas en el mercado de deuda. Sin embargo, al imponer procedimientos sencillos para registrar las operaciones económicas, la norma también podría reducir la capacidad predictiva de los *accruals* (su relevancia), limitando su utilización en las decisiones de inversión. El efecto final de la norma sobre las condiciones financieras de las empresas dependerá de la magnitud que alcancen estos dos efectos contrapuestos en las distintas jurisdicciones.

<sup>31</sup> Aunque el proyecto se refiere expresamente a pequeñas y medianas empresas (PYMES), el IASB deja la definición de PYME en manos de los reguladores locales que eventualmente decidan aplicar la norma, señalando únicamente que entiende como tal toda empresa que no tienen títulos cotizados y que publica estados financieros de interés general para los usuarios externos (IASB, 2007, sección 1.1).

# Bibliografía

- ABOODY, D., HUGHES, J. y LIU, J. [2003]: «Earnings quality, insider trading, and cost of capital», Working Paper UCLA.
- ASHBAUGH, H. y LAFOND, R. [2003]: «Reporting incentives and the quality of non-U.S. firms working capital *accruals*», Working Paper University of Wisconsin.
- BAAS, T. y SCHROOTEN, M. [2006]: «Relationship banking and SMEs: A theoretical analysis», *Small Business Economics*, 27: 127-137.
- BALL, R. y SHIVAKUMAR L. [2006]: «The role of *accruals* in asymmetrically timely gain and loss recognition», *Journal of Accounting and Economics*, 44 (2): 207-242.
- BARTH, M.E., CRAM, D.P. y NELSON, K.K. [2001]: «*Accruals* and the Prediction of Future Cash Flows», *The Accounting Review*, 76: 27-58.
- BECKER, C., DEFOND, M., JIAMBALVO, J. y SUBRAMANYAM, K. [1998]: «The effect of audit quality on earnings management», *Contemporary Accounting Research*, 15 (Spring): 1-24.
- BERGER, A. y UDELL, G.F. [2006]: «A more complete framework for financing of Small and Medium Enterprises», *Journal of Banking and Finance*, 30 (11): 2.945-2.966.
- BHARATH, S.T., SUNDER, J. y SUNDER, S.V. [2004]: «Accounting quality and debt contracting», SSRN Working Paper Series, Julio (<http://www.ssrn.com>).
- BOOT, A.W. [2000]: «Relationship banking: What do we know?», *Journal of Financial Intermediation*, 9: 7-25.
- BRADSHAW, M. y MILLER, G. [2005]: «Will harmonizing accounting standards really harmonize accounting? Evidence from non-U.S. firms adopting US GAAP», Working Paper Harvard Business School.
- COHEN, D.A. [2005]: «Quality of financial reporting choice: Determinants and economic consequences», Working Paper New York University.
- CHENG, C., PENG, H. y THOMAS, W. [2005]: «Comparison of abnormal accrual estimation procedures in the context of investor mispricing», Working Paper University of Houston.
- CHUNG, R., FIRTH, M. y KIM, J.B. [2003]: «Auditor conservatism and reported earnings», *Accounting and Business Research*, 33 (1): 19-32.
- DECHOW, P.M. [1994]: «Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance», *Journal of Accounting and Economics*, 18 (1): 3-42.
- DECHOW, P.M., KOTHARI, S.P. y WATTS, R.L. [1998]: «The relation between earnings and cash flows», *Journal of Accounting and Economics*, 25: 133-68.
- DECHOW, P.M. y DICHEV, I.D. [2002]: «The quality of *accruals* and earnings: The role of *accruals* estimation errors», *The Accounting Review*, 77 (suplemento): 35-59.
- DYE, R.A. [1985]: «Disclosure of non-proprietary information», *Journal of Accounting Research*, Spring: 123-145.
- EASLEY, D., HVIDKJAER, S. y O'HARA, M. [2002]: «Is information risk a determinant of asset returns», *Journal of Finance*, 57 (5): 2.185-2.221.

- EASLEY, D., y O'HARA, M. [2004]: «Information and the cost of capital», *Journal of Finance*, 59 (4): 1.553-1.584.
- ECKER, F., FRANCIS, J., KIM, I., OLSSON, P. y SCHIPPER, K. [2005a]: «A returns-based representation of earnings quality», Working Paper Duke University.
- [2005b]: «Comparing total and current *accruals* quality», Working Paper Duke University.
- FAMA, E. y MACBETH, J. [1973]: «Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy*, 81: 607-36.
- FRANCIS, J. R., MAYDEW, E.L., y SPARKS, H.C. [1999]: «The role of Big 6 auditors in the credible reporting of *accruals*», *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 18 (2): 17-34.
- FRANCIS, J.R., LAFOND, R., OLSSON, P. y SCHIPPER, K. [2005]: «The market pricing of *accruals* quality», *Journal of Accounting and Economics*, 39 (2): 295-327.
- IASB [2007]: «Exposure draft of a proposed IFRS for Small and Medium-Sized Entities», febrero de 2007.
- JEONG, S.W. y RHO, J. [2004]: «Big Six auditors and audit quality: The Korean evidence», *The International Journal of Accounting*, 39 (2): 175-196.
- JONES, J. [1991]: «Earnings management during import relief investigations», *Journal of Accounting Research*, 29 (2):193-228.
- KIM, J.B., CHUNG, R. y FIRTH, M. [2003]: «Auditor conservatism, asymmetric monitoring and earnings management», *Contemporary Accounting Research*, 20 (2): 323-359.
- KIM, J.B., SIMUNIC, D.A., STEIN, T. y YI, C.H. [2005]: «Voluntary audit and the cost of debt capital for privately held firms: Korean evidence», SSRN Working Paper Series (<http://www.ssrn.com>).
- KIM, M. y KROSS, W. [2005]: «The ability of earnings to predict future operating cash flows has been increasing – not decreasing», *Journal of Accounting Research* 43 (5): 753-780.
- KRISHNAN, G. [2003]: «Audit quality and the pricing of discretionary *accruals*», *Auditing: A Journal of Practise and Theory*, 22: 109-126.
- LAMBERT, R.A., LEUZ, C. y VERRECCHIA, R.E. [2006]: «Accounting information, disclosure, and the cost of capital», SSRN Working Paper Series (<http://www.ssrn.com>).
- LANG, M.H y LUNDHOLM, R. [1993]: «Cross-sectional determinants of analysts rating of corporate disclosures», *Journal of Accounting Research*, 31: 246-271.
- LARCKER, D.F. y RUSTICUS, T.O. [2005]: «On the use of instrumental variables on accounting research», SSRN Working Paper Series (<http://www.ssrn.com>).
- MANSI, S.A., MAXWELL, W.F. y MILLER, D.P. [2004]: «Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market», *Journal of Accounting Research*, 42 (4): 755-793.
- MCKINLEY, S., PANY, K. y RECKERS, P.M.J. [1985]: «An examination of the influence of CPA firm type, size, and MAS provision on loan officer decisions and perceptions», *Journal of Accounting Research*, 23 (2): 887-896.
- MCNICHOLS, M. [2002]: «Discussion of "The quality of *accruals* and earnings: the role of accrual estimation errors"», *The Accounting Review*, 77 (suplemento): 61-69.
- MYERS, J., MYERS, L. y OMER, T. [2003]: «Exploring the term of auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation?», *The Accounting Review*, 78 (3): 779-799.
- NIKOLAEV, V. y VAN LENT, L. [2005]: «The endogeneity bias in the relation between cost of debt capital and corporate disclosure policy», Working Paper Tilburg University, n.º 2005-67.

- PAE, J. [2005]: «Expected accrual models: the impact of operating cash flows and reversal of *accruals*», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 24: 5-22.
- PENG, Y. [2005]: «Accounting system quality and CEO compensation», Working Paper University of Oregon.
- PITMAN, J.A. y FORTIN, S. [2004]: «Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms», *Journal of Accounting and Economics*, 37: 113-136.
- PIOT, C. y JANIN, R. [2005]: «Audit quality and earnings management in France», SSRN Working Paper Series (July) (<http://www.ssrn.com>).
- PIOTROSKI, J. [2003]: «Segment reporting fineness and the precision of investors beliefs», Working Paper University of Chicago.
- RICHARDSON, S.A., SLOAN, R.G., SOLIMAN, M.T. y TUNA, I. [2005]: «Accrual reliability, earnings persistence and stock prices», *Journal of Accounting and Economics*, 39: 437-485.
- SIAN, S. y ROBERTS, C. [2003]: «Accounting and financial reporting guidance for small enterprises: The applicability and usefulness of the ISAR level three guidelines, a case study of the UK», Unpublished report, AAT/UNCTAD.
- SLOAN, R.G. [1996]: «Do stock prices fully reflect information in *accruals* and cash flows about future earnings?», *The Accounting Review*, 71 (3): 289-315.
- TEOH, S.H. y WONG, T.J. [1993]: «Perceived auditor quality and the earnings response coefficient», *The Accounting Review*, 68: 346-366.
- THORNTON, D. y WEBSTER [2004]: «Earnings quality under rules vs. principles-based accounting standards: a test of the skinner hypothesis», Working Paper Queen's University.
- VERRECCHIA, R.E. [1983]: «Discretionary disclosure», *Journal of Accounting and Economics*, 5: 179-195.
- WATTS, R.L. [2003]: «Conservatism in accounting part I: explanations and implications», *Accounting Horizons*, 17: 207-221.
- WYSOCKI, P. [2006]: «Assessing earnings and *accruals* quality: US and international evidence», Working Paper MIT School of Management (January).