

LA CALIDAD DE LOS AJUSTES POR DEVENGO NO AFECTA AL COSTE DE LA DEUDA DE LAS PYMES ESPAÑOLAS

BELÉN GILL DE ALBORNOZ NOGUER

Universitat Jaume I

MANUEL ILLUECA MUÑOZ

*Universitat Jaume I e Instituto Valenciano de Investigaciones
Económicas (IVIE)*

Este trabajo examina la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los ajustes por devengo en una amplia muestra de empresas españolas mayoritariamente no cotizadas. La relación inversa entre ambas variables obtenida por Francis et al. (2005) en un contexto de grandes compañías cotizadas no se aprecia al restringir la muestra a pequeñas y medianas empresas. Ya sea por una cuestión de confianza o debido a los costes fijos que conlleva el análisis de las cuentas anuales, las entidades financieras aplican habitualmente a las PYMES tecnologías de crédito en las que la información contenida en los accruals del prestatario queda relegada a un segundo plano.

Palabras clave: coste de la deuda, calidad de los ajustes por devengo, banca relacional, PYMES.

(JEL M41, G32)

1. Introducción

El principio del devengo constituye una de las características esenciales de la información financiera contenida en las cuentas anuales de las empresas. En virtud de este principio contable, los ingresos y gastos

Los autores agradecen los comentarios de Fernando Gascón, Juan Manuel García Lara, Beatriz García Osmá, Araceli Mora, Francisco Pérez y Antonio Rubia, así como de los dos evaluadores anónimos y del editor (Pedro Mira). Todos los errores que subsistan en el trabajo son de nuestra exclusiva responsabilidad. Los autores han contado con la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología-FEDER a través de los proyectos de investigación SEJ2005-08644-C02-02 (Gill de Albornoz) y SEJ2005-02776 (Illueca). Belén Gill de Albornoz agradece la financiación de AECA a través de la Cátedra Carlos Cubillo.

se imputan en función de la corriente real de bienes y servicios que representan, con independencia de cuándo se produzca la corriente monetaria asociada a los mismos. Esta circunstancia implica que el resultado contable puede expresarse como la suma de dos componentes: 1) los flujos de tesorería netos del ejercicio, o *cash flow* y 2) una serie de ajustes al *cash flow* que, entre otras cuestiones, tienen por objeto reflejar expectativas de cobro o pago derivadas de operaciones a plazo. Estos ajustes se denominan ajustes por devengo o *accruals*.

La literatura ha proporcionado evidencia empírica de que los ajustes por devengo tienen contenido informativo adicional al del *cash flow* para explicar la actuación futura de la empresa y, por tanto, capacidad potencial para reducir asimetrías informativas (Dechow, 1994 y Subramanyam, 1996). Sin embargo, la subjetividad inherente al cálculo de los *accruals* podría limitar su utilización en la toma de decisiones si 1) el usuario no confía en las estimaciones realizadas por la empresa o 2) no es capaz de interpretarlas adecuadamente sin incurrir en costes que superen el beneficio esperado del análisis.

La evidencia empírica proporcionada en Francis *et al.* (2005) y Bharath *et al.* (2004) para empresas americanas grandes y cotizadas sugiere que las dos restricciones anteriores no afectan a este tipo de compañías, dado que, conforme a lo esperado, las empresas que reportan ajustes por devengo de mayor calidad soportan un coste del endeudamiento menor. No obstante, o bien por una cuestión de confianza o bien debido a la restricción coste-beneficio del análisis económico financiero en operaciones de pequeño importe, la extrapolación de estos resultados a empresas más pequeñas y no cotizadas podría no ser válida. De hecho, como señalan Berger y Udell (2006), en la fijación de las condiciones de los préstamos a empresas pequeñas cobran importancia tecnologías de crédito en las que la información contable no juega un papel primordial, como la banca relacional (*relationship lending*), basada en la acumulación de información subjetiva sobre la empresa y sus propietarios, el *credit scoring* o la pignoración de activos.

El objetivo de este trabajo es contrastar si la relación inversa entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda documentada en Francis *et al.* (2005) y Bharath *et al.* (2004) se observa para cualquier tamaño de empresa o si, por el contrario, existe un umbral de tamaño por debajo del cual los incrementos en la calidad de los *accruals* no contribuyen a reducir el coste de la deuda de la empresa. Para ello, se utiliza una amplia muestra de empresas españolas extraí-

da de la base de datos *SABI*, correspondiente al periodo 1994-2002, que contiene mayoritariamente PYMES. El indicador de calidad de los ajustes por devengo utilizado se estima a partir del modelo propuesto por Dechow y Dichev (2002). Este indicador y otros factores de control previamente identificados en la literatura se incorporan como variables explicativas a un modelo de regresión en el que el coste de la deuda es la variable dependiente.

Los resultados obtenidos pueden resumirse en los siguientes términos. Por un lado, al contemplar la muestra en su conjunto se observa una relación negativa entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda. Sin embargo, el análisis por tamaños revela que únicamente para las compañías más grandes dicha relación es estadísticamente significativa. Un análisis adicional en el que se utiliza como variable de partición de la muestra una *proxy* de banca relacional sugiere que el predominio de tecnologías de crédito alternativas al análisis de los estados financieros constituye una interpretación plausible de los resultados obtenidos para las PYMES. Asimismo, los resultados se confirman al utilizar medidas alternativas de la calidad de ajustes por devengo y son robustos al controlar por la posible endogeneidad de la medida de calidad de los *accruals*.

El trabajo contribuye a la literatura en dos aspectos fundamentales. En primer lugar, la muestra analizada está compuesta mayoritariamente por empresas pequeñas y medianas a las que la literatura ha prestado escasa atención hasta la fecha pero que, sin embargo, suponen un elevado porcentaje del PIB y acumulan buena parte del empleo generado en las principales economías del mundo. Los resultados del trabajo sugieren que, a pesar de estar sujetas a los mismos principios contables, la información financiera reportada por las empresas pequeñas se utiliza de distinto modo que la suministrada por las grandes compañías. En segundo lugar, se trata del primer estudio que analiza la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los ajustes por devengo en un contexto no anglosajón. La literatura previa pone de manifiesto que los ajustes por devengo incorporados al resultado de las empresas en los denominados *code law countries*, entre los que se encuentra España, son de menor calidad que en Estados Unidos (Lang *et al.*, 2003). A pesar de ello, los resultados del análisis empírico revelan que en España los *accruals* también juegan un papel importante en la determinación de las condiciones pactadas en los contratos de deuda de las grandes empresas, por lo que no parece plausible atri-

buir los resultados encontrados para las PYMES a las características institucionales del contexto español.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se hace referencia a la literatura que hasta la fecha ha estudiado la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los ajustes por devengo. El tercer apartado se dedica al diseño metodológico del análisis empírico, presentando la hipótesis a contrastar y el modelo econométrico que se estima para ello, así como la medida de la calidad de los ajustes por devengo utilizada y las características de la muestra en la que se implementa el análisis. Seguidamente, en el apartado cuarto se lleva a cabo un estudio preliminar para contrastar la validez de la variable utilizada para medir la calidad de los ajustes por devengo. Los apartados quinto y sexto recogen respectivamente los resultados del análisis principal y de un análisis adicional realizado para evaluar el efecto de la banca relacional sobre la relación entre la calidad de los *accruals* y el coste de la deuda. En el séptimo apartado se presentan los resultados de dos ejercicios de sensibilidad llevados a cabo para contrastar la robustez de los resultados. Finalmente, en el último apartado se exponen las principales conclusiones que se extraen del estudio y se derivan algunas implicaciones interesantes para el regulador.

2. Calidad de los ajustes por devengo y coste de la deuda: literatura previa

La relevancia de la información contable en la determinación de las condiciones pactadas en las operaciones de crédito ha estimulado la investigación sobre la relación existente entre la calidad de los ajustes por devengo incorporados al resultado de la empresa y el coste de su deuda. En este apartado se revisan brevemente los principales resultados de esta línea de investigación, en la que se encuadra este trabajo.

Los trabajos que contrastan la hipótesis de endeudamiento (*debt-covenant hypothesis*) constituyen el principal precedente al análisis desarrollado en este estudio. En los países de ámbito anglosajón, los prestamistas suelen introducir cláusulas en los contratos de deuda (*debt covenants*) en virtud de las cuales el tipo de interés que soporta la empresa queda vinculado a la evolución temporal de determinados indicadores calculados a partir de sus cifras contables, como los ratios de rentabilidad y de solvencia. Cuando existen cláusulas de este tipo, el prestatario puede apropiarse de rentas que pertenecen al prestamis-

ta aumentando artificialmente los beneficios posteriores a la firma del contrato (Watts y Zimmerman, 1990).

La posibilidad de desarrollar estrategias contables oportunistas para reducir el coste de la deuda ha dado lugar a múltiples trabajos de naturaleza empírica que por regla general han proporcionado evidencia compatible con la hipótesis de apropiación de rentas por parte del prestatario. Si bien algunos de los primeros trabajos que contrasta esta hipótesis encuentran evidencia mixta (Healy y Palepu, 1990; Sweeney, 1994), la incorporación de mejoras en el diseño metodológico de los mismos, que se derivan básicamente de la disponibilidad de muestras en las que las condiciones de los contratos son directamente observables, ha confirmado sus predicciones en trabajos posteriores (Dichev y Skinner, 2002; Beatty y Weber, 2003).

Dado que la manipulación de los ajustes por devengo está inversamente relacionada con su calidad, la literatura sobre *debt covenants* sugiere implícitamente la existencia de una relación directa entre el coste de la deuda soportado por la empresa y la calidad de sus *accruals*, al menos para aquellas compañías que, mediante la manipulación del resultado, evitan la penalización derivada de las cláusulas contractuales. Pero, en condiciones normales, la relación esperada entre el coste de la deuda y la calidad de los *accruals* no debería ser directa sino inversa. Al fin y al cabo, la información contable tiene por objeto reducir asimetrías informativas entre el emisor y el usuario y, por tanto, una mayor calidad de la misma debería redundar en un mejor conocimiento de la empresa por parte del prestamista y, en definitiva, en mejores condiciones financieras para el prestatario¹.

De hecho, Francis *et al.* (2005) ponen de manifiesto la existencia de una relación inversa entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda en una muestra de empresas americanas cotizadas, y en el mismo contexto Bharath *et al.* (2004) obtienen evidencia empírica que sugiere que la calidad de los *accruals* no sólo afecta al tipo de interés, sino que también incide en la determinación de otras características de los contratos de deuda, como el plazo y la exigencia de aval. En este trabajo se extiende el análisis llevado a cabo en estos dos estudios a una muestra de empresas de menor tamaño cuya información conta-

¹En este sentido, Easley *et al.* (2002) y Easley y O'Hara (2004) señalan que no es posible diversificar el riesgo informativo de la empresa (*information risk*), entendido como la probabilidad de que determinada información específica de la misma y pertinente para la toma de decisiones sea de baja calidad.

ble podría tener menos relevancia en la determinación del coste de la deuda.

3. Diseño de la investigación

3.1 *Planteamiento de la hipótesis: el efecto del tamaño sobre la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los accruals*

A la hora de determinar las condiciones de un contrato de deuda, el prestamista utiliza toda la información disponible para evaluar la capacidad del prestatario de hacer frente a las obligaciones de pago futuras derivadas de la operación. En principio, los ajustes por devengo incorporados al resultado deberían formar parte del conjunto de información relevante para el prestamista puesto que, como ponen de manifiesto Dechow (1994) y Subramanyam (1996), incorporan capacidad adicional al *cash flow* para predecir la actuación futura de la empresa. Pero, básicamente por una cuestión de credibilidad, la información que incorporan los *accruals* podría no ser tenida en cuenta en las operaciones de crédito con empresas pequeñas.

La utilización de los ajustes por devengo requiere que el usuario de la información contable confíe en las estimaciones realizadas por la gerencia para calcularlos y en la labor del auditor como experto independiente encargado de supervisar el contenido de las cuentas anuales. La literatura previa proporciona dos argumentos que permiten suponer que la confianza de los agentes económicos en los *accruals* emitidos por las PYMES podría ser menor que la depositada en los emitidos por las grandes compañías: a) las empresas pequeñas cometen mayores errores de estimación que las grandes al calcular sus ajustes por devengo (Dechow y Dichev, 2002) y b) las empresas pequeñas suelen contratar a auditores locales cuya capacidad para restringir prácticas contables oportunistas tiende a ser menor (Becker *et al.*, 1998)².

Berger y Udell (2006) sugieren que las tecnologías de crédito utilizadas por los bancos en la concesión de financiación a las PYMES no se basan primordialmente en el análisis de las cuentas anuales del prestatario (excepto en casos muy concretos de empresas extraordinariamente solventes y transparentes, auditadas por grandes firmas multinacio-

²En la muestra analizada en este trabajo el 75% de las compañías que tienen un activo total medio inferior a 10 millones de euros contratan auditores locales, mientras que este porcentaje desciende al 38% en las empresas que tienen un activo total medio superior a 20 millones de euros.

nales). Estos autores sostienen que las entidades financieras aplican a las PYMES tecnologías de crédito que incorporan otro tipo de información: básicamente, datos objetivos acerca del propietario de la empresa (*credit scoring*), datos sobre los activos que se aportan como garantía (*asset based lending*) o información privada obtenida gracias a una relación prolongada y exclusiva con el cliente (banca relacional o *relationship lending*). En cualquiera de estos casos, el contenido informativo de los *accruals* no sería relevante para determinar las condiciones financieras de los contratos de deuda.

Por todo ello, el análisis empírico planteado en este trabajo debería conducir a rechazar la siguiente hipótesis nula:

HIPOTESIS 0: *El tamaño de la empresa no afecta a la relación entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda*

En particular, se espera que exista una relación inversa entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda para las empresas grandes. En cambio, en las empresas más pequeñas las variaciones en la calidad de los ajustes por devengo no deberían afectar al coste de la deuda.

3.2 *Estimación de la calidad de los ajustes por devengo: El modelo de Dechow y Dichev (2002)*

Al objeto de proporcionar una medida adecuada de la *performance* periódica de la empresa, el principio contable del devengo desvincula el reconocimiento de los ingresos y gastos del ejercicio del momento del cobro y pago de los mismos. Esta circunstancia introduce diferencias entre el *cash flow* y el beneficio de la explotación, que reciben el nombre de ajustes por devengo o *accruals*³. Para estimar estos ajustes por devengo las normas contables otorgan a la gerencia una cierta dosis de discrecionalidad, bien permitiendo distintos tratamientos para registrar una misma operación (*flexibilidad explícita*) o bien utilizando una redacción que admite interpretaciones distintas, todas ellas compatibles con los principios contables generalmente aceptados (*flexibilidad implícita*).

³Por ejemplo, aunque una venta realizada en el año t se cobre en $t + 1$, el ingreso se reflejará en el resultado de t , ejercicio en el que se ha producido la transacción económica que subyace a la operación. Este ingreso, contabilizado en aras a proporcionar una medida más adecuada de la *performance* de la empresa, tendrá como contrapartida un ajuste por devengo (un derecho de cobro), que se anulará en el momento de vencimiento de la operación (ejercicio $t + 1$).

Debido a que la gerencia utiliza criterios subjetivos para realizar su estimación, los *accruals* son susceptibles de contener errores y su calidad varía en el tiempo, por empresas y sectores. En este trabajo, la calidad de los ajustes por devengo se estima a partir del modelo propuesto por Dechow y Dichev (2002)⁴. La aproximación de estos autores se basa en que los *accruals* correctamente calculados tienen un reflejo directo en la serie de *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 cometido⁵. Partiendo de esta idea, Dechow y Dichev (2002) sugieren medir la calidad de los ajustes por devengo estimando la proporción de los mismos que no se materializa en el *cash flow* de los ejercicios adyacentes. 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)⁶. 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_{t-1}), del ejercicio en curso (CFO_t) y del ejercicio posterior (CFO_{t+1}) son las variables independientes, como muestra la expresión [1].

$$\frac{ADCP_{it}}{TA_MEDIO_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_2 \frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{it}} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde:

⁴ Algunos de los estudios recientes que han utilizado este modelo para estimar una medida de la calidad de los *accruals* son: Ashbaugh y LaFond (2003), Myers *et al.* (2003), Thornton y Webster (2004), Bradshaw y Miller (2005), Cheng *et al.* (2005) y Pae (2005).

⁵ Por ejemplo, si en el año t se produce una venta a crédito de 100 u.m. con vencimiento en $t + 1$, el beneficio en t incorporará un ajuste por devengo positivo por esa cantidad (clientes). Si llegado el vencimiento sólo se perciben 90 u.m., se habría cometido un error de 10 u.m. en la estimación inicial del resultado, que obligaría a reconocer un ajuste por devengo negativo por ese importe en $t + 1$. El ajuste por devengo inicial de 100 u.m. habría tenido un reflejo de tan sólo 90 u.m. en el *cash flow* de la empresa.

⁶ Ecker *et al.* (2005) ponen de manifiesto que la calidad de los *accruals* a corto plazo constituye una buena aproximación de la calidad de los ajustes por devengo totales.

$ADCP_{it}$ = ajustes por devengo a corto plazo de la empresa i en el año t , calculados como el cambio en activo circulante (ΔAC) menos el cambio en tesorería e inversiones financieras temporales (ΔTES) menos el cambio en pasivo circulante (ΔPC) más el cambio en la deuda bancaria a corto plazo ($\Delta DEBT$). Representando Δ 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* operativo 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 (RAO) y los ajustes por devengo totales (ADT) del ejercicio correspondiente, siendo estos últimos los ajustes a corto plazo ($ADCP_{it}$) menos la dotación a la amortización del periodo ($AMORT_{it}$).

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

Inicialmente, Dechow y Dichev (2002) estiman el modelo [1] 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 periodo 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 [1] también se estima con datos sectoriales de corte transversal, a nivel de código NACE de dos dígitos. Pero, para evitar sesgos de selección muestral⁷, utilizamos como medida inversa de calidad de los *accruals* de la empresa i en el año t el valor absoluto

⁷La 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 7.2, utilizando la medida de calidad de los *accruals* planteada por Francis *et al.* (2005) en la submuestra en la que es posible su estimación los resultados obtenidos en este trabajo no varían cualitativamente.

del residuo correspondiente a la empresa i al estimar el modelo [1] con datos del año t ($AQ_DD_{it} = |\varepsilon_{it}|$).

3.3 Contraste empírico

Para contrastar la hipótesis planteada en el epígrafe 3.1., se estima el modelo de regresión [2] en el conjunto de la muestra y en tres submuestras formadas en función del tamaño de las empresas, medido a través de su activo total medio. En este modelo, el coste de la deuda (INT) se explica en función de la calidad de los ajustes por devengo (AQ_DD) y una serie de variables de control previamente identificadas en la literatura: el ratio de liquidez (LIQ), el ratio de cobertura de intereses (CI), la capacidad de la empresa para emitir deuda con colateral (COL) y el tamaño (TAM). Tanto la medida de calidad de los *accruals* como las variables de control 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 de $t + 1$. Además, se incluyen $N - 1$ variables dicotómicas representativas de los N años del periodo analizado ($A\tilde{N}O_j$, donde $j = 1...N$). El signo esperado de las variables explicativas del modelo aparece debajo de cada una de ellas.

$$INT_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \underset{(+)}{AQ_DD_{it}} + \beta_2 \underset{(-)}{CI_{it}} + \beta_3 \underset{(-)}{LIQ_{it}} + \beta_4 \underset{(-)}{COL_{it}} + \beta_5 \underset{(-)}{TAM_{it}} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{5+j} A\tilde{N}O_j + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde:

$INT_{i,t+1}$ = gasto por intereses de la empresa i en el año $t + 1$ sobre la deuda media con coste ($DEUDA_MEDIA$), calculada como la media aritmética de la deuda con coste al final de los años t y $t + 1$.

AQ_DD_{it} = 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).

CI_{it} = cobertura de intereses de la empresa i en el año t , calculado como el ratio beneficio sobre gasto por intereses del periodo.

LIQ_{it} = ratio de circulante de la empresa i en el año t , calculado como activo circulante medio sobre pasivo circulante medio.

COL_{it} = capacidad potencial de la empresa i para emitir deuda con colateral en el año t , calculada como inmovilizado material medio sobre activo total medio del año.

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

$A\tilde{N}O_j$ = 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.

Al objeto de facilitar la interpretación de los resultados, los tres grupos de tamaño formados para contrastar la hipótesis nula están compuestos por a) compañías de menos de 10 millones de euros de activo medio, b) compañías de entre 10 y 20 millones de euros de activo medio y c) compañías de más de 20 millones de euros de activo medio. Dado que es inevitable introducir una cierta dosis de arbitrariedad en la selección de los umbrales de tamaño, el contraste empírico de la predicción planteada en el epígrafe 3.1 se llevó también a cabo estimando para el conjunto de la muestra el modelo [3], que incorpora como regresor el producto de AQ_DD por TAM (AQ_DD_TAM). En este caso se espera que el signo del parámetro asociado a la variable de interacción entre la calidad de los *accruals* y el tamaño sea positivo.

$$INT_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 AQ_DD_{it} + \beta_2 \underset{(+)}{AQ_DD_TAM_{it}} + \beta_3 \underset{(-)}{CI_{it}} + \\ + \beta_4 \underset{(-)}{LIQ_{it}} + \beta_5 \underset{(-)}{COL_{it}} + \beta_6 \underset{(-)}{TAM_{it}} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{6+j} A\tilde{N}O_j + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Los modelos [2] y [3] se estiman con el *pool* de datos utilizando dos procedimientos alternativos: a) estimación 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 del modelo la constante y se incorporan E variables dicotómicas adicionales representativas de las E empresas de la muestra. La estimación con efectos fijos incorpora aquellos factores omitidos que afectan a las condiciones pactadas en los contratos de deuda y que son específicos de cada compañía, como la imagen de marca o la reputación del equipo directivo. Si alguno de dichos factores omitidos se encontrase correlacionado con las variables explicativas del modelo, los resultados de la estimación con *dummies* sectoriales podrían estar sesgados.

3.4 Muestra y estadísticas descriptivas

La muestra objeto de estudio en este trabajo se obtuvo de la base de datos *SABI*, que contiene información contable y financiera de empresas españolas y portuguesas, mayoritariamente no cotizadas⁸. El periodo analizado comprende los ejercicios 1994 a 2002. El Cuadro 1 describe el proceso de depuración seguido hasta la obtención de la muestra final, compuesta por 47.758 observaciones año-empresa de compañías españolas no financieras.

CUADRO 1
Proceso de selección de la muestra

Observaciones año-empresa de compañías españolas no financieras en <i>SABI</i> (1994-2002)	8.698.374
- Observaciones con activo no disponible o < 1 millón € o pasivo circulante no desglosado	(8.525.662)
- Observaciones con menos de 20 datos por sector y año para estimar <i>AQ_DD</i> (modelo [1])	(26.414)
- Observaciones con un nivel de deuda inferior al 5% del activo total	(66.544)
- Observaciones que no tienen información disponible para estimar el modelo [2]	(28.978)
- Observaciones extremas del coste de la deuda (<i>INT</i>)	(3.018)
Muestra final	47.758

De las 8.698.374 observaciones año-empresa de compañías españolas no financieras identificadas en *SABI* en un primer paso se eliminaron 8.525.662 porque no cumplían unos requisitos mínimos de disponibilidad de información. Los criterios de eliminación impuestos fueron, por este orden: activo total no disponible (eliminó 5.580.871 observaciones); activo total inferior a 1 millón de euros (eliminó 2.418.914 observaciones); y pasivo circulante no desglosado (eliminó 525.877 observaciones). Seguidamente, para la estimación *cross-section* del modelo de Dechow-Dichev (2000), se exigió la existencia de al menos 20 observaciones en cada combinación año y código *NACE* de 2 dígitos, lo que supuso la eliminación de 26.414 observaciones más. Una vez estimada la calidad de los ajustes por devengo, puesto que el análisis de la relación entre la misma y el coste de la deuda únicamente tiene sentido para aquellas empresas que tienen cierta cantidad de deuda, se exigió un nivel de deuda mínimo del 5% sobre el activo total. Este criterio supuso eliminar adicionalmente 66.544 observaciones. Para otras 28.978 observaciones no se disponía de la información necesaria para calcular

⁸La base de datos *SABI* (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos) es comercializada en España por la compañía Informa S.A., del grupo Bureau Van Dijk. Otras bases de datos elaboradas por este grupo son *AMADEUS* y *OSIRIS* (para empresas europeas) o *FAME* (para empresas del Reino Unido e Irlanda). La versión de *SABI* utilizada en este trabajo es el CD Rom actualizado en abril de 2005.

todas las variables de los modelos [2] y [3]. Finalmente, se eliminaron observaciones correspondientes a valores extremos de la variable dependiente del modelo, el coste de la deuda (*INT*) (3.018 observaciones extremas). En particular, se eliminó el 1% de las observaciones de la cola izquierda y el 5% de la cola derecha de la distribución de la variable *INT*, por lo que en la muestra final esta variable se encuentra acotada entre límites razonables, un mínimo del 1% y un máximo del 23%⁹.

CUADRO 2
Composición de la muestra

Panel A: Distribución de las observaciones de la muestra por año y grupo sectorial											
GRUPO SECTOR ¹	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total	%
AGRICULTURA	0	12	123	148	147	148	153	155	146	1.032	2,2
ENERGIA	0	0	72	75	66	65	69	76	75	498	1,0
INDUSTRIA	141	458	2.373	2.810	2.848	2.937	3.073	3.274	3.227	21.141	44,3
SERVICIOS	175	527	2.580	3.142	3.268	3.510	3.697	4.046	4.142	25.087	52,5
Panel B: Distribución de las observaciones de la muestra por año y grupos de tamaño											
TAMAÑO (M €)	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total	%
TA ² ≤ 10	195	588	2.927	3.616	3.651	3.819	3.942	4.264	4.321	27.323	57,2
10 < TA ≤ 20	59	217	1.104	1.293	1.350	1.407	1.497	1.602	1.548	10.077	21,1
TA > 20	62	192	1.117	1.266	1.328	1.434	1.553	1.685	1.721	10.358	21,7
TOTAL	316	997	5.148	6.175	6.329	6.660	6.992	7.551	7.590	47.758	100,0

Notas:

¹ Los códigos NACE de dos dígitos para los que existen observaciones incluidos en cada una de las agrupaciones sectoriales son los siguientes: AGRICULTURA: 01, 14; ENERGIA: 40, 41; INDUSTRIA: 15, 17, 18, 19, 20, 21, 22 24, 25 26, 27, 28, 29, 31, 32, 34, 35, 36; y SERVICIOS: 55, 50, 51, 52, 60, 63, 72, 74, 85, 90, 92.

² TA = activo total. Para clasificar las compañías por grupos de tamaño se tomó el activo total medio de la empresa durante el período objeto de estudio.

El Cuadro 2 presenta la distribución de las observaciones de la muestra por año y sector (panel A) y por año y grupo de tamaño (panel B). La mayoría de las observaciones se concentra en los grupos sectoriales de servicios e industria, que representan respectivamente un 52,5% y

⁹ El coste de la deuda no es directamente observable a través de la información contenida en *SABI* por lo que, siguiendo trabajos previos (Francis *et al.*, 2005 y Pitman y Fortín, 2004), se utiliza el ratio intereses pagados sobre deuda media con coste del periodo. El error que se incorpora en el cálculo de esta variable, derivado de la medida de deuda media que aparece en el denominador, genera observaciones con valores extremos, que no se aproximan a los valores reales y que podrían distorsionar los resultados. En cualquier caso, los resultados del análisis no varían sensiblemente ante los siguientes procesos de eliminación de *outliers* alternativos: 1) eliminación del 5% de las observaciones de ambas colas; 2) truncado de la muestra en los percentiles 5 y 95 ó 1 y 95 de la variable *INT*; 3) truncado de la muestra dando un valor mínimo del 3% y máximo del 20% a la variable *INT*.

44,3% del total, seguidas de la agricultura (2,2%) y las compañías energéticas (1,0%). La disponibilidad de información aumenta a lo largo del período analizado, destacando el considerable incremento en el año 1996. Por otro lado, en el panel B del Cuadro 2 se pone de manifiesto que *SABI* cubre una gran cantidad de PYMES, aunque también recoge compañías grandes. El 57,2% de las observaciones de la muestra tienen un activo total inferior a 10 millones de euros mientras que el 21,7% tiene más de 20 millones de euros.

CUADRO 3
Características económico-financieras de la muestra

	Media	Q1	Mediana	Q3	Desv. Tip
<i>TA</i> ¹	61.690	4.930	8.319	17.365	1.029.082
<i>VTAS</i> ¹	47.221	7.024	11.585	22.255	412.631
<i>RAO</i> ¹	5.458	-41	493	1.509	134.190
<i>CFO</i> ¹	2.668	54	287	871	49.794
<i>DEUDA A L/P</i> ¹	15.451	192	692	2.096	345.929
<i>DEUDA A C/P</i> ¹	7.809	569	1.379	3.099	125.586
<i>ROA</i>	0,047	0,008	0,037	0,083	0,085
<i>LIQ</i>	1,289	0,968	1,161	1,463	0,704
<i>INT</i>	0,076	0,049	0,066	0,093	0,040

Notas:

¹Datos en miles de euros.

El número de observaciones disponibles para todas las variables es 47.758.

Definición de las variables:

TA_{it} = Activo total de la empresa *i* en el año *t*.

$VTAS_{it}$ = Ingresos por ventas de la empresa *i* en el año *t*.

RAO_{it} = Resultado de la actividad ordinaria de la empresa *i* en el año *t*.

CFO_{it} = *cash flow* operativo de la empresa *i* en el año *t*, calculado como $RAO_{it} - ADT_{it}$. Siendo *ADT* los ajustes por devengo totales, calculados siguiendo la práctica habitual en la literatura: $ADT_{it} = \Delta AC_{it} - \Delta TES_{it} - \Delta PC_{it} + \Delta DEBT_{it} - \Delta AMORT_{it}$, donde *AC* es el activo circulante, *TES* es la tesorería y cuasitesorería, *PC* es el pasivo circulante, *DEBT* es la deuda bancaria a corto plazo y *AMORT* es el gasto de amortización y depreciación del período.

ROA_{it} = rentabilidad del activo de la empresa *i* en el año *t*, calculada como $BAIT_{it} / TA_MEDIO_{it}$. Siendo *BAIT* el resultado antes de intereses e impuestos y *TA_MEDIO* el activo total medio.

LIQ_{it} = ratio de liquidez de la empresa *i* en el año *t*, calculado como $AC_MEDIO_{it} / PC_MEDIO_{it}$, siendo AC_MEDIO_{it} y PC_MEDIO_{it} el activo y pasivo circulante medio de los años *t* y *t-1* respectivamente.

$INT_{t,t+1}$ = coste de la deuda de la empresa *i* en el año *t+1*, calculado como $INTE_{t+1} / DEUDA_MEDIA_{it}$. Siendo *INTE* los gastos financieros por intereses y *DEUDA_MEDIA* la deuda media con coste de los años *t* y *t+1*. Esta variable se calcula en el ejercicio *t+1* puesto que en el análisis de la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los *accruals* se entiende que para la evaluación de la compañía en *t+1* la información contable disponible para el prestamista es la correspondiente al año *t*.

Las estadísticas descriptivas de las características económico-financieras de la muestra, que se presentan en el Cuadro 3, ponen de manifiesto la diversidad de compañías incluidas en la misma, a juzgar por las elevadas desviaciones típicas observadas en todas las variables. La media

(mediana) del activo total asciende a 61,69 (8,32) millones de euros¹⁰. Se trata, por otro lado, de compañías rentables, con un resultado de la actividad ordinaria medio de 5,46 millones de euros y una rentabilidad sobre activo media (mediana) del 4,7% (3,7%). La mediana de la deuda a largo plazo está cerca de los 0,7 millones de euros y la de corto plazo es de 1,4 millones de euros. Finalmente, el ratio de liquidez medio está por encima de la unidad (1,289) y la media (mediana) del coste de la deuda se sitúa en torno al 7,6% (6,6%).

4. Análisis previo de la medida de calidad de los ajustes por devengo

El análisis empírico desarrollado en este trabajo depende crucialmente de la bondad del indicador utilizado para medir la calidad de los ajustes por devengo. El modelo de Dechow y Dichev (2002) ha sido aplicado en distintos contextos, pero hasta donde llega nuestro conocimiento es la primera vez que se emplea en un estudio empírico centrado en el caso español. Por ello, en este epígrafe se plantea un análisis previo para establecer si el indicador de calidad utilizado mide efectivamente aquello que pretende medir, esto es, la calidad de los ajustes por devengo. Concretamente, dado que la acepción de calidad de los *accruals* que interesa en este trabajo hace referencia a su capacidad para predecir el *cash flow* futuro de la empresa¹¹, se contrasta si la medida de calidad estimada a partir del modelo de Dechow y Dichev (2002) está correlacionada con la capacidad predictiva de los *accruals*.

Para llevar a cabo este análisis previo se dividió la muestra en veinte grupos en función de la variable AQ_DD y se estimó para cada grupo el modelo [4], que expresa el *cash flow* de las operaciones del periodo (CFO_t) en función del *cash flow* de las operaciones del ejercicio anterior (CFO_{t-1}), controlando a su vez por las características individuales de cada compañía mediante la inclusión de efectos fijos. A continuación se estimó para cada grupo el modelo [5], que respecto al anterior

¹⁰Francis *et al.* (2005) reportan un activo total medio para las empresas de su muestra de 1.554,9 millones de dólares. Es decir, asumiendo la paridad entre dólar y euro, estos autores analizan compañías que en media son más de 25 veces mayores a las analizadas en este trabajo. Parte de esta diferencia se debe sin duda a que el tamaño medio de las compañías norteamericanas es superior al de las españolas. Pero también existe un sesgo de tamaño importante en los estudios americanos, que se concentran en muestras de grandes compañías cotizadas.

¹¹El concepto de calidad del resultado tiene otras acepciones (véase Schipper y Vincent, 2003).

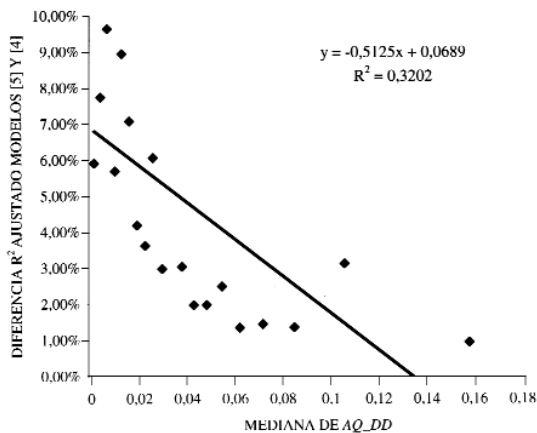
incorpora el resultado ordinario del ejercicio anterior (RAO_{t-1}) como regresor. De este modo, la diferencia entre el R^2 ajustado de la estimación del modelo [5] y del modelo [4] en cada grupo es indicativa de la capacidad adicional del resultado, sobre el *cash flow* corriente y los efectos individuales por empresa, para predecir el *cash flow* futuro en dicho grupo. Si AQ_DD 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 AQ_DD toma valores más pequeños (buena calidad de los *accruals*) y menor en los que toma valores más altos (mala calidad de los *accruals*).

$$\frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} = \beta_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \text{Efectos fijos} + v_{it} \quad [4]$$

$$\begin{aligned} \frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} &= \beta_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \\ &+ \beta_1 \frac{RAO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \text{Efectos fijos} + \tau_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

GRÁFICO 1

Análisis previo de la medida de calidad de los ajustes por devengo estimada a partir del modelo de Dechow y Dichev (2002)



Notas:

Para llevar a cabo este análisis previo, las observaciones de la muestra se clasificaron en veinte grupos en función de la medida de calidad de los ajustes por devengo estimada a partir del modelo de Dechow y Dichev (2002) (AQ_DD). En el gráfico se representa la relación entre la mediana de AQ_DD y la diferencia en el R^2 ajustado de los modelos [5] y [4] en cada uno de los veinte grupos.

$$\frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} = \beta_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{RAO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \text{Efectos fijos} \quad [5]$$

$$\frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} = \beta_0 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{i,t-1}} + \text{Efectos fijos} \quad [4]$$

El Gráfico 1 ilustra los resultados de este análisis. En el eje de abscisas se representa la mediana de AQ_DD para cada uno de los 20 grupos en que se divide la muestra y la diferencia entre el R^2 ajustado de la estimación de los modelos [5] y [4] para el grupo correspondiente aparece en el eje de ordenadas. La recta que ajusta la nube de puntos del gráfico tiene pendiente negativa, indicando que conforme empeora la calidad de los *accruals* (aumenta AQ_DD), disminuye la capacidad adicional del resultado sobre el *cash flow* corriente y los efectos fijos, para predecir el *cash-flow* futuro. La diferencia en el R^2 ajustado de la estimación de los modelos [5] y [4] es 5,91% en el grupo 1 de AQ_DD (mejor calidad) y tan sólo 0,95% en el grupo 20 (peor calidad)¹². En definitiva, los resultados ponen de manifiesto que AQ_DD es una medida adecuada de la capacidad adicional que los ajustes por devengo confieren al resultado contable para predecir los flujos de caja de la compañía.

5. Resultados

5.1 Calidad de los *accruals* y coste de la deuda por tamaños de empresa

El análisis presentado en el Cuadro 4 constituye una primera aproximación a la relación entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda. Para ello, la muestra se dividió en los tres grupos de tamaño previamente mencionados y por quintiles de la variable AQ_DD , de modo que el primer y el último quintil representan a las empresas de mayor y menor calidad de los *accruals* respectivamente. Para cada quintil de calidad y grupo de tamaño, se presentan la media y la mediana del coste de la deuda soportado por la empresa.

Conforme a la evidencia suministrada por Francis *et al.* (2005), el coste de la deuda aumenta a medida que empeora la calidad de los ajustes por devengo. Las empresas cuyos *accruals* incorporan mayores errores de estimación soportan en promedio un coste de la deuda igual a 7,78%. En cambio, el coste medio de la deuda se reduce a 7,55% para las empresas que reportan ajustes por devengo de mayor calidad. Las diferencias entre el primer y quinto quintil son estadísticamente significativas a niveles estándar, tanto si se considera la media del coste

¹² Aunque no aparecen tabulados, los coeficientes β_0 y β_1 presentan signos consistentes con la literatura previa en esta línea (Dechow, 1994), indicando que el *cash flow* corriente está negativa y positivamente correlacionado con el *cash flow* y el resultado del periodo anterior respectivamente.

de la deuda (22 puntos básicos y significativa al 1%) como la mediana (17 puntos básicos y significativa al 5%).

CUADRO 4
Coste de la deuda por grupos de tamaño y quintiles de calidad de los ajustes por devengo

Quintil de AQ_DD	Grupos de tamaño (millones de € de activo total medio)							
	< 10		1 10-20 1		> 20		Total	
	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
Quintil 1 (Mejor calidad)	8,17%	7,07%	7,17%	6,20%	6,52%	5,83%	7,55%	6,52%
Quintil 2	7,89%	6,92%	7,22%	6,27%	7,05%	6,14%	7,57%	6,62%
Quintil 3	7,98%	7,01%	7,34%	6,50%	6,48%	5,69%	7,54%	6,61%
Quintil 4	7,98%	6,84%	7,40%	6,34%	7,24%	6,13%	7,69%	6,57%
Quintil 5 (Peor calidad)	8,11%	7,02%	7,39%	6,47%	7,19%	6,18%	7,77%	6,69%
Diferencia pb Q 5 - Q1 ¹	-6	-5	22*	27	67***	34***	22***	17***

Notas:

AQ_DD es la medida inversa de calidad de los ajustes por devengo, calculada como el valor absoluto de los residuos de la estimación *cross-section*, para cada combinación año-sector, del modelo de Dechow y Dichev (2002).

¹Diferencia en puntos básicos en el coste de la deuda de las observaciones con peor (quintil 5) y mejor (quintil 1) calidad de los ajustes por devengo.

*, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente. Para contrastar la significatividad de las diferencias en media y mediana se utilizó el test de la *t* y el de signos y rangos de Wilcoxon respectivamente.

Los resultados obtenidos al realizar las estimaciones por grupos de tamaño conducen a rechazar la hipótesis nula expuesta en el epígrafe 3.1. Consistentemente con la predicción realizada, el diferencial del coste de la financiación entre las empresas con mejor y peor calidad de los *accruals* tiende a aumentar con el tamaño de la empresa. De hecho, el diferencial no es estadísticamente significativo en la submuestra que incluye las compañías más pequeñas, se sitúa en 22 puntos básicos en el segundo grupo de tamaño, siendo significativo al 10%, y alcanza 67 puntos básicos en el grupo de empresas más grandes, siendo en este caso significativo al 1%. Si se considera la mediana del coste de la deuda en lugar de la media, las diferencias por quintiles de calidad sólo son significativas en el grupo de empresas más grandes.

5.2 Incorporación de variables de control

La calidad de la información contable no es el único factor que afecta al coste de la deuda. La literatura ha señalado otras variables que también podrían influir en las condiciones financieras que soportan las empresas. Por ello, en los modelos [2] y [3] el coste de la deuda (*INT*) depende no sólo de la calidad de los *accruals* (*AQ_DD*) sino también

CUADRO 5
Regresión del coste de la deuda sobre la calidad de los ajustes por devengo y otras variables de control

Millones € Activo total medio	Estimación con dummies sectoriales						Estimación con efectos fijos por empresa					
	< 10		1 10 - 20		> 20		< 10		1 10 - 20		> 20	
	Modelo [2]	Sí	Modelo [2]	Sí	Modelo [2]	Sí	Modelo [2]	Sí	Modelo [2]	Sí	Modelo [2]	Sí
<i>Constante</i>	0,2167*** (38,67)	0,1891*** (15,50)	0,1247*** (20,97)	0,1689*** (65,84)	0,1731*** (60,16)	—	—	—	—	—	—	—
<i>AQ_DD</i>	-0,0027 (-0,52)	0,0104 (1,29)	0,0483*** (6,27)	0,0111*** (2,85)	-0,0893*** (-2,83)	0,0025 (0,55)	0,0011 (0,16)	0,0227*** (3,22)	0,0066** (1,98)	—	—	-0,0565** (-2,03)
<i>AQ_DD_TAM</i>	—	—	—	—	0,0110*** (3,20)	—	—	—	—	—	—	0,0069** (2,28)
<i>CI</i>	-0,0002*** (-9,73)	-0,0002*** (-6,55)	-0,0002*** (-6,48)	-0,0002*** (-14,02)	-0,0002*** (-13,97)	0,0001 (0,59)	-0,0000 (-1,05)	-0,0001*** (-2,82)	-0,00002* (-1,67)	—	—	-0,00002* (-1,69)
<i>LIQ</i>	-0,0012*** (-2,61)	0,0009 (1,44)	-0,0010*** (-3,04)	-0,0008*** (-3,23)	-0,0008*** (-3,23)	-0,0035*** (-4,96)	-0,0040*** (-4,59)	-0,0016** (-2,54)	-0,0027*** (-6,42)	—	—	-0,0027*** (-6,64)
<i>COL</i>	-0,0226*** (-14,91)	-0,0192*** (-8,85)	-0,0180*** (-9,51)	-0,0205*** (-19,66)	-0,0204*** (-19,53)	-0,0076** (-2,27)	-0,0185*** (-4,16)	-0,0160*** (-3,33)	-0,0131*** (-5,59)	—	—	-0,0131*** (-5,57)
<i>TAM</i>	-0,0092*** (-15,86)	-0,0051*** (-4,16)	-0,0009 (-0,27)	-0,0033*** (-20,83)	-0,0038*** (-17,65)	-0,0121*** (-11,29)	-0,0118*** (-8,92)	-0,0069*** (-5,55)	-0,0093*** (-13,40)	—	—	-0,0096*** (-13,57)
<i>DUM_AÑO</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>N</i>	27,323	10,077	10,358	47,758	47,758	27,323	10,077	10,358	47,758	47,758	47,758	47,758
<i>R² Ajustado</i>	15,12%	17,15%	15,66%	15,95%	15,97%	67,48%	67,11%	61,55%	66,69%	66,69%	66,69%	66,69%
<i>Estadístico F</i>	91,15***	39,63***	36,61***	168,84***	165,99***	8,46***	9,39***	7,07***	8,49***	8,49***	8,49***	8,05***

Notas:

Los resultados de este cuadro hacen referencia a la estimación del modelo [2] tanto para la muestra total como en cada grupo de tamaño y del modelo [3]. La variable dependiente es el coste de la deuda (*INT*) en *t+1* y las variables independientes, calculadas en *t*, son: *AQ_DD* = valor absoluto de los residuos del modelo de Dechow y Dichev (2002); *CI* = beneficio sobre gasto por intereses del periodo; *LIQ* = activo circulante sobre pasivo circulante medio; *COL* = inmovilizado material medio sobre activo total medio; *TAM* = logaritmo del activo total. El modelo [3] incorpora adicionalmente la variable *AQ_DD_TAM*, resultado de multiplicar *AQ_DD* por *TAM*.

Los modelos [2] y [3] se estiman incorporando alternativamente dummies sectoriales y efectos fijos por empresa. Todos los modelos incluyen dummies anuales. Debajo de cada coeficiente se muestra el estadístico *t* correspondiente. *, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente.

de otras variables independientes relacionadas con la cobertura de intereses (*CI*), la liquidez (*LIQ*), el tamaño (*TAM*) y la capacidad de la empresa para emitir deuda con colateral (*COL*). El Cuadro 5 muestra los resultados de la estimación de estos dos modelos de regresión múltiple incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa.

Los resultados de las estimaciones con el *pool* de datos incorporando *dummies* sectoriales son consistentes con los del análisis presentado en el epígrafe anterior. Considerando la muestra en su conjunto, en la estimación del modelo [2] (columna 4) la variable *AQ_DD* está positiva y significativamente relacionada con el coste de la deuda, indicando que la calidad de los ajustes por devengo está negativa y significativamente correlacionada con el mismo. Por otro lado, las estimaciones del modelo [2] correspondientes a los tres grupos de tamaño considerados (columnas 1, 2 y 3) revelan que el coeficiente asociado a *AQ_DD* aumenta a medida que crece el tamaño de la empresa. De hecho, *AQ_DD* deja de ser significativa en el grupo de empresas cuyo activo medio es inferior a 20 millones de euros. Confirmando este resultado, en la estimación del modelo [3] (columna 5) el coeficiente asociado a la variable *AQ_DD_TAM* es positivo y significativo, sugiriendo que la relación inversa esperada entre la calidad de los *accruals* y el coste de la deuda aumenta con el tamaño de la empresa.

Algunos de los factores que determinan el coste de la deuda no son directamente observables y, por tanto, no pueden ser incorporados al análisis empírico. La omisión de variables relevantes en el modelo econométrico puede sesgar la estimación del parámetro asociado a *AQ_DD* si la calidad de los *accruals* está correlacionada con las variables omitidas. Para hacer frente a este problema es frecuente incorporar al modelo efectos fijos por empresa, que captan aspectos específicos no observables de cada compañía y estables en el tiempo (Nikolaev y van Lent, 2005). La eficacia de esta solución depende de que a) *AQ_DD* no sea constante en el tiempo para cada empresa (de lo contrario su efecto sobre el coste de la deuda quedaría subsumido en los efectos fijos) y b) la variabilidad intra-empresa de *AQ_DD* responda a cambios estructurales en la política informativa de las compañías y no a errores de medida o variables omitidas en el propio modelo de estimación de la *proxy* de calidad.

En este sentido, el Cuadro 6 presenta la matriz de transición anual de la variable *AQ_DD* para las empresas de la muestra. Los datos de este

cuadro ponen de manifiesto que AQ_DD no es constante en el tiempo. De hecho, entre un 59% y un 76% de las compañías analizadas cambian de quintil de calidad de los *accruals* de un año a otro. Sin descartar que parte de estos cambios se deban a errores de medida en la variable AQ_DD , en principio estos datos avalan la incorporación de efectos fijos a los modelos econométricos estimados para mitigar el sesgo en la estimación asociado a la omisión de variables relevantes.

CUADRO 6
Matriz de transición anual de la calidad de los ajustes por devengo

Quintiles de AQ_DD en t	Quintiles de AQ_DD en $t+1$					Total
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	
Q1	0.28	0.26	0.21	0.15	0.10	1.00
Q2	0.26	0.24	0.22	0.17	0.11	1.00
Q3	0.20	0.22	0.24	0.21	0.14	1.00
Q4	0.17	0.18	0.20	0.24	0.21	1.00
Q5	0.11	0.12	0.15	0.22	0.41	1.00

Nota:

Las celdas del cuadro muestran la probabilidad de que una empresa ubicada en el quintil i de la variable AQ_DD en t se traslade al quintil j en $t+1$.

Las columnas 6 a 10 del Cuadro 5 muestran los resultados obtenidos al estimar los modelos [2] y [3] incorporando efectos fijos por empresa¹³. Al igual que en la estimación con *dummies* sectoriales, el coeficiente de la variable AQ_DD_TAM es positivo y estadísticamente significativo (columna 10). Además, el parámetro asociado a la variable AQ_DD no es significativo para las empresas con activo medio inferior a 20 millones de euros (columnas 6 y 7). La significatividad del coeficiente de AQ_DD en las empresas grandes se mantiene (columna 8), si bien el valor del coeficiente se reduce prácticamente a la mitad. Esta circunstancia sugiere que la calidad de los ajustes por devengo tiene un componente estable en el tiempo que incide en el coste de la deuda, pero también un componente variable cuyo efecto en las condiciones pactadas en los contratos de deuda es relevante. Estos resultados son consistentes con la evidencia reportada por Francis *et al.* (2005) al analizar el efecto de los cambios en la calidad de los ajustes por devengo sobre el coste de la deuda y por Nicolaev y van Lent (2005) al

¹³El *test* de Hausmann permitió rechazar en todas las muestras, 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.

introducir efectos fijos en la regresión del coste de la deuda sobre la calidad de la información voluntaria emitida por la empresa.

En definitiva, la evidencia empírica aportada permite rechazar la hipótesis de irrelevancia del tamaño en la relación entre calidad de los *accruals* y coste de la deuda. La calidad de los ajustes por devengo incide en el tipo de interés soportado por las empresas grandes, no siendo significativa la relación para las empresas más pequeñas.

Con respecto a las variables de control cabe destacar lo siguiente: 1) de acuerdo a lo esperado, el ratio de cobertura de intereses (*CI*) tiene signo negativo y es muy significativo en la estimación con *dummies* sectoriales, pero en la estimación con efectos fijos por empresa este resultado sólo se mantiene para el grupo de compañías más grandes (columna 8); 2) el ratio de liquidez (*LIQ*) está negativa y significativamente relacionado con el coste de la deuda según lo esperado, excepto en la estimación con *dummies* sectoriales para el grupo de empresas con activo total entre 10 y 20 millones de euros de activos (columna 2), donde no es significativa; 3) la capacidad de la empresa para generar colateral (*COL*) también tiene en todo caso el signo negativo esperado y es significativa a niveles estándar; y 4) el tamaño (*TAM*) ésta negativamente correlacionado con el coste de la deuda, alcanzando niveles de significatividad estándar tanto en toda la muestra como en los tres grupos de tamaño, con la excepción del tercer grupo en la estimación que incorpora *dummies* sectoriales (columna 3).

Una posible consecuencia derivada de la evidencia empírica presentada es que las empresas grandes podrán pactar un tipo de interés menor en sus contratos de deuda cuanto mejor sea la calidad de sus ajustes por devengo. En principio, por tanto, la adopción de medidas que contribuyesen a mejorar dicha calidad sería deseable. Pero esas medidas pueden resultar costosas, de modo que las compañías sólo las adoptarán si el beneficio asociado a las mismas supera los costes de su implementación. En este sentido, resulta interesante cuantificar la penalización soportada por las compañías con mala calidad de los *accruals* con respecto a aquellas con buena calidad de los mismos. El Cuadro 4 constituye un primer intento de cuantificar el efecto de la calidad de los *accruals* sobre el tipo de interés, aunque el resultado obtenido (67 puntos básicos para las empresas de más de 20 millones de euros de activo) no contempla el efecto de las variables de control introducidas en los modelos [2] y [3]. Lógicamente, cuando se tienen

en cuenta estas variables el diferencial disminuye, aunque en ningún caso es despreciable.

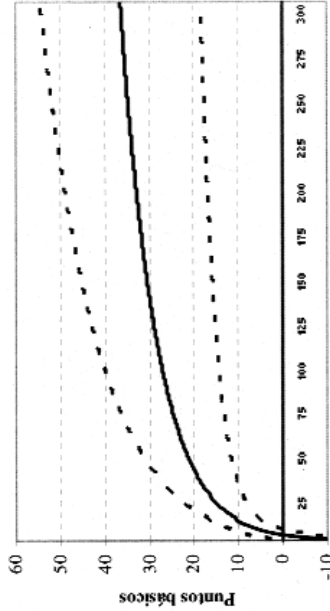
A partir de los coeficientes de las variables AQ_DD y AQ_DD_TAM obtenidos al estimar el modelo [3] para el conjunto de la muestra fue posible calcular para distintos niveles de activo total la penalización en puntos básicos que soportan las empresas que reportan *accruals* de peor calidad (último quintil de AQ_DD) frente a aquellas que publican ajustes por devengo de mayor calidad (primer quintil de AQ_DD). El Gráfico 2 muestra que utilizando los coeficientes resultantes de la estimación con *dummies* sectoriales el sobrecoste se sitúa en 20 puntos básicos para empresas con un activo próximo a 40 millones de euros, y alcanza 35 puntos básicos para empresas con un activo de 300 millones. Lógicamente, la penalización estimada disminuye al utilizar los coeficientes obtenidos al introducir efectos fijos en la especificación del modelo [3]. En este caso, el sobrecoste asociado a la mala calidad de los *accruals* se sitúa en 12 puntos básicos para las empresas cuyo activo asciende a 40 millones de euros y aumenta hasta 22 puntos básicos en las grandes corporaciones.

El Gráfico 2 permite además identificar el umbral de tamaño a partir del cual el coste de la deuda disminuye al aumentar la calidad de los *accruals* emitidos por la empresa. Tomando como referencia la estimación con *dummies* sectoriales, este umbral se sitúa en 3,4 millones de euros de activo (3,6 millones de euros en la especificación con efectos fijos) y fluctúa en el intervalo [1,4M€; 8,3M€] con un nivel de confianza del 95%. A partir de estos niveles de tamaño, el coste de la deuda se ve afectado por la calidad de los ajustes por devengo, si bien el efecto es relativamente bajo para las empresas de tamaño mediano. De hecho, un análisis adicional no reportado en el artículo (pero disponible para los lectores bajo petición) pone de manifiesto que cuando se consideran las PYMES españolas en su conjunto la calidad de los ajustes por devengo no afecta significativamente al coste de su deuda¹⁴.

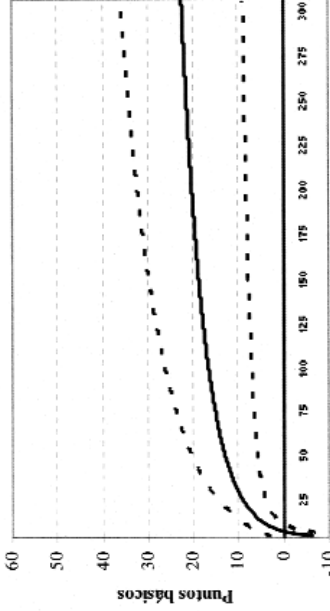
¹⁴ Siguiendo una recomendación de la Comisión Europea de 6 de mayo de 2003, desde el 1 de enero de 2005 se considera PYME a toda aquella compañía cuyo activo es inferior a 43 millones de euros. Con anterioridad a esta fecha, se adoptaba una definición más restrictiva en la que se consideraba como PYME a toda empresa con un activo inferior a 27 millones de euros. El análisis adicional previamente citado ha consistido en 1) extraer dos submuestras utilizando ambas definiciones alternativas de PYME y 2) estimar el modelo [2] en ambas submuestras introduciendo alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa. En ningún caso, la variable AQ_DD es significativamente distinta de cero a niveles estándar.

GRÁFICO 2
Efecto de la calidad de los ajustes por devengo sobre el coste de la deuda de las empresas españolas

Estimación con dummies sectoriales



Estimación con efectos fijos



Notas: Este gráfico muestra el diferencial de tipo de interés en puntos básicos soportado por las empresas que emiten *accruals* de peor calidad (último quintil de la variable *AQ_DD*) frente a aquellas que publican *accruals* de mayor calidad (primer quintil de la variable *AQ_DD*). Las estimaciones (*PB*) para distintos niveles de activo medio (*ACT*) se obtienen aplicando la siguiente expresión:

$$PB = (\beta_1 + \beta_2 \times \ln(ACT)) \times DifAQ \times 10.000$$

donde β_1 y β_2 son los parámetros estimados del modelo [3] incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos y $DifAQ = E[AQ|AQ > P_{AQ}^{80}] - E[AQ|AQ < P_{AQ}^{20}]$, siendo P_x^y el percentil x de la variable y . Las líneas discontinuas de los gráficos muestran los intervalos de confianza de las estimaciones para un nivel de confianza del 95%.

Finalmente, conviene señalar que una limitación potencial del análisis expuesto en este epígrafe se deriva de que el coste de la deuda (*INT*) se calcula como promedio del coste financiero asociado a los préstamos vivos contraídos en el año en curso y en ejercicios precedentes. Dado que la calidad de los ajustes por devengo fluctúa en el tiempo, el coste (promedio) de la deuda en $t+1$ podría depender no sólo de la calidad de los ajustes por devengo en t , sino también de la de años anteriores. Sin embargo, un análisis adicional no reportado (pero disponible para los lectores bajo petición) muestra que los resultados de las estimaciones no varían cualitativamente cuando (a) se estiman los modelos [2] y [3] en una submuestra restringida a compañías que sólo tienen deuda a corto plazo y (b) se sustituye en ambos modelos la medida de calidad de los ajustes por devengo contemporánea (*AQ_DD*) por una media de la misma calculada utilizando información de dos, tres y cuatro años anteriores.

6. *Pricing* de los ajustes por devengo y banca relacional

La evidencia empírica aportada previamente pone de manifiesto que el tamaño de la empresa influye notablemente en el *pricing* de los ajustes por devengo. De hecho, al contrario de lo que sucede en las empresas grandes, en las PYMES el coste de la deuda no es sensible a las variaciones en la calidad de los ajustes por devengo. En el tercer apartado del trabajo se ha argumentado que esta circunstancia podría deberse a las distintas tecnologías de crédito aplicadas por las entidades financieras a las empresas de reducido tamaño. Berger y Udell (2006) sugieren que los bancos no se basan primordialmente en los estados financieros de las PYMES a la hora de fijar las condiciones financieras de sus contratos de deuda. En la mayoría de los casos, los intermediarios financieros utilizan otras tecnologías de crédito basadas o bien en información *hard* sobre el propietario de la empresa y/o los activos que aporta la misma como colateral (*credit scoring* y *asset based lending*), o bien en información *soft* obtenida a través de una relación duradera y exclusiva entre el banco y el cliente (*banca relacional* o *relationship lending*).

Al objeto de reforzar la evidencia empírica aportada previamente, en este apartado se analiza directamente el efecto de la utilización de tecnologías de crédito alternativas al análisis de los estados financieros sobre la relación entre el coste de la deuda y la calidad de los ajustes por devengo. En particular, dado que la base de datos empleada en este

trabajo no contiene información sobre la utilización por parte de los bancos de otras tecnologías de crédito como el *credit scoring* o el *asset based lending*, el análisis desarrollado se centra en la banca relacional.

6.1 Banca relacional: concepto y aproximación empírica

Boot (2000) define la banca relacional como la provisión de servicios financieros por un intermediario financiero que 1) invierte en la obtención de información exclusiva y específica sobre el cliente y 2) evalúa la rentabilidad de estas inversiones considerando múltiples interacciones con el mismo cliente al ofrecer productos bancarios diferentes a lo largo del tiempo. De esta definición se desprenden las dos dimensiones básicas de la banca relacional: por un lado, la exclusividad de la información obtenida y, por otro, la interacción múltiple entre banco y cliente. Básicamente, la literatura previa ha aproximado ambas dimensiones a través de dos variables: a) el número de bancos con que se relaciona la empresa, que está inversamente relacionado con la exclusividad de la relación banco-cliente, y b) la duración de estas relaciones, que está directamente correlacionada con la interacción múltiple entre banco y cliente (Petersen y Rajan, 1994; Berger y Udell, 1995; Degryse y Cayseele, 2000).

SABI ofrece el nombre de las entidades financieras con las que operan las compañías que cubre la base de datos. Esta información permitió obtener el número de relaciones bancarias correspondientes a 38.425 observaciones año/empresa de la muestra inicial. Al igual que en Ongena y Smith (2000), el tamaño de la empresa y el número de relaciones bancarias están positiva y significativamente correlacionados en la muestra analizada¹⁵. A medida que las empresas crecen sus necesidades financieras exceden la capacidad de los bancos con los que operan, requiriendo los servicios de más entidades. Esta circunstancia sugiere que la banca relacional resulta especialmente apropiada para las PYMES, cuyo tamaño favorece las condiciones de exclusividad imprescindibles para que el banco invierta en la obtención de información privada acerca del prestatario.

En nuestra base de datos no existe información sobre la duración de las relaciones bancarias, característica que constituye la segunda dimensión contemplada en la definición de banca relacional. Para incorporar este aspecto al análisis empírico se consideró que la empresa i en el

¹⁵La correlación entre el número de relaciones bancarias y el logaritmo del activo medio se sitúa en 0,084 y es significativa al 1%.

año t es cliente de banca relacional si a) desde $t - 2$ hasta t tiene una única relación bancaria y b) desde $t - 2$ hasta t opera con el mismo banco. Se identificaron 4.078 observaciones de la muestra inicial, correspondientes al periodo 1998-2002, que cumplieran estos dos requisitos.

6.2 Efecto de la banca relacional sobre la relación entre coste de la deuda y calidad de los accruals

Para evaluar el efecto de la banca relacional sobre el *pricing* de los *accruals* se estimó el modelo [2] en la submuestra de banca relacional previamente identificada y en una muestra de control formada por empresas del mismo tamaño y sector que no son clientes de banca relacional. Para asegurar la no inclusión en la muestra de control de compañías objeto de banca relacional se adoptó un criterio restrictivo en cuanto al número de relaciones bancarias de estas empresas. En concreto, se exigió que en los últimos tres años la empresa hubiera trabajado al menos con cuatro bancos diferentes. El Cuadro 7 presenta los coeficientes estimados para la variable *AQ_DD* tanto en la submuestra de banca relacional como en la submuestra de control, incluyendo alternativamente en el modelo [2] *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa.

CUADRO 7
Banca relacional y efecto de la calidad de los ajustes por devengo sobre el coste de la deuda

	Banca relacional ¹	Banca no relacional ²
<i>N</i>	4.078	4.078
<i>Dummies</i> sectoriales:		
<i>AQ_DD</i>	0,0056 (0,42)	0,0477*** (3,54)
<i>R</i> ² ajustado	11,10%	9,90%
Estadístico F	11,39***	10,14***
Efectos fijos:		
<i>AQ_DD</i>	0,0029 (0,25)	0,0321** (2,42)
<i>R</i> ² ajustado	70,70%	73,01%
Estadístico F	6,61***	5,88***

Notas:

El cuadro muestra los resultados de la estimación del modelo [2] para la submuestra de observaciones identificadas como clientes de banca relacional y una muestra de control.

¹ La submuestra de banca relacional está formada por 4.078 observaciones correspondientes al periodo 1998-2002 que a) desde $t-2$ hasta t tienen una única relación bancaria y b) desde $t-2$ hasta t operan con el mismo banco.

² La submuestra de banca no relacional se construyó emparejando, por sector y tamaño, a las observaciones de la muestra de banca relacional con observaciones de compañías que durante los últimos tres años hubieran trabajado con al menos cuatro bancos diferentes.

El cuadro recoge el coeficiente estimado de la variable *AQ_DD* (calidad de los ajustes por devengo estimada a partir del modelo de Dechow y Dichev, 2002) tanto en la estimación con *dummies* sectoriales como incorporando efectos fijos por empresa. Los resultados para las variables de control no varían sensiblemente de los reportados en el Cuadro 5. Debajo de cada coeficiente se muestra el estadístico *t* correspondiente. *, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Con independencia del procedimiento de estimación empleado, los resultados obtenidos confirman que el coeficiente asociado a AQ_DD no es estadísticamente significativo en la submuestra de banca relacional. En cambio, para la muestra de control el coeficiente de AQ_DD es positivo y estadísticamente significativo a niveles estándar, tanto en la estimación con el *pool* de datos como incorporando efectos fijos por empresa¹⁶. En definitiva, los resultados confirman que la relevancia de los ajustes por devengo depende de la naturaleza de las tecnologías de crédito empleadas por las entidades financieras. Al conceder préstamos a las PYMES, los bancos emplean tecnologías de crédito que no utilizan la información contable emitida por el prestatario y, por ello, no se observa relación alguna entre la calidad de los ajustes por devengo y el coste de la deuda de estas empresas.

7. Análisis de sensibilidad

En este apartado se plantean dos pruebas de sensibilidad al objeto de reforzar la evidencia empírica proporcionada en los epígrafes anteriores. En primer lugar, se abordan los problemas derivados de la posible endogeneidad de la medida de calidad de los *accruals*. En segundo lugar, se analiza la sensibilidad de los resultados ante la utilización de medidas alternativas de la calidad de los *accruals*¹⁷.

7.1 Endogeneidad de la calidad de los ajustes por devengo

El modelo [2] asume implícitamente que la variable calidad del resultado es exógena a la determinación del tipo de interés pactado en los contratos de deuda. No obstante, la literatura previa sugiere que la mayor o menor 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 observables e inobservables que afectan al coste de la deuda (Nikolaev y van Lent, 2005; Cohen, 2005 y Larcker y Rusticus, 2005). Esta circuns-

¹⁶Los coeficientes estimados para la variable AQ_DD en la muestra de control están posiblemente sesgados a la baja al no haber podido eliminar de la misma a las empresas a las que se aplican tecnologías de crédito que no se basan en el análisis de los estados financieros del prestatario distintas de la banca relacional, como por ejemplo el *asset based lending*.

¹⁷Un tercer análisis de sensibilidad llevado a cabo consistió en la estimación del modelo [2] utilizando un panel completo correspondiente a una submuestra de empresas con información disponible para el periodo 1997-2002. Los resultados de este análisis, disponibles bajo petición a los autores, no varían cualitativamente respecto a los reportados en el Cuadro 5.

tancia podría sesgar la estimación del parámetro asociado a AQ_DD . Por ello, siguiendo a Nikolaev y van Lent (2005), en este epígrafe se identifican algunos determinantes de la calidad de los *accruals* y se incorporan al modelo [2] como regresores adicionales al objeto de mitigar esos posibles sesgos¹⁸.

Como cualquier otro bien producido por la empresa, la cantidad y calidad de la información contable depende de factores de oferta y demanda. Entre los *factores de oferta*, la literatura ha señalado las siguientes variables:

—*Tamaño*: Nikolaev y van Lent (2005) sugieren que la empresa producirá información de más calidad cuanto mayor sea su tamaño, dadas las economías de escala ligadas a la elaboración de información.

—*Duración del ciclo de explotación*: Dechow y Dichev (2002) y Cohen (2005) indican que la duración del ciclo de explotación está inversamente correlacionada con la calidad de los ajustes por devengo, dado que la acumulación de existencias y la concesión de crédito a clientes dificultan la estimación de los mismos, aumentando los costes de producción.

—*Performance*: La literatura previa sugiere la existencia de una relación directa entre la calidad de la información y la rentabilidad, dado que la empresa tiende a reportar las buenas noticias y a ocultar las malas (Verrecchia, 1983). Lang y Lundholm (1993) aportan evidencia empírica compatible con esta hipótesis.

¹⁸Si los determinantes de la calidad de los *accruals* fueran específicos de cada empresa y estables en el tiempo, la introducción de efectos fijos en el modelo bastaría para eliminar los sesgos potenciales derivados de la endogeneidad de la política contable de la empresa. Sin embargo, dados los resultados del Cuadro 6 y la evidencia reportada en la literatura previa, no parece razonable suponer que las directrices que marca la gerencia en cuanto a la política contable son estables en el tiempo. Otra posibilidad consiste en estimar el modelo mediante variables instrumentales (IV) que deben estar correlacionadas con la variable AQ_DD y al mismo tiempo ser ortogonales al residuo del modelo [2]. Dada la dificultad de encontrar variables que satisfagan ambas condiciones, Larcker y Rusticus (2005) recuerdan que la estimación IV permite reducir el sesgo de la estimación *OLS* sólo si $R_{zu}^2 < R_{xz}^2 \cdot R_{xu}^2$ siendo R_{ij}^2 el R cuadrado de la regresión de i sobre j , x la variable endógena, u la perturbación aleatoria y z el instrumento utilizado en la estimación IV. Tras revisar los trabajos que utilizan la estimación IV para analizar el efecto de la calidad de la información contable sobre el coste de capital, Larcker y Rusticus (2005) concluyen que el sesgo incurrido en los mismos podría ser incluso mayor que el derivado de la estimación *OLS*, debido a los bajos R^2 que se obtienen al regresar la variable endógena sobre los instrumentos utilizados.

—*Competencia*: En mercados muy competitivos las compañías tienden a proporcionar menos información para no beneficiar la acción de los competidores (Verrecchia, 1983). De hecho, cuando existen barreras de entrada a la competencia, la calidad de la información emitida por las empresas es mayor (Piotroski, 2003).

Junto con estos factores de oferta, la calidad de la información contable emitida por la empresa también depende de los siguientes *factores de demanda*:

—*Asimetrías informativas*: En general, se asume que cuando aumentan los costes de agencia, la demanda de información contable es mayor y la empresa tiende a mejorar la calidad de la información reportada (Nikolaev y van Lent, 2005). En las grandes compañías cotizadas las asimetrías de información se aproximan mediante el grado de concentración de la propiedad (Cohen, 2005). En las empresas pequeñas de naturaleza familiar, las asimetrías de información no están ligadas tanto a la estructura de propiedad como a la naturaleza de las 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 el prestamista*: Lógicamente, la relación entre endeudamiento y calidad de la información contable dependerá de la tecnología de crédito aplicada por el banco. A medida que disminuyen las relaciones bancarias de la empresa se espera una menor demanda de información contable.

De estos seis aspectos, tres han sido ya considerados en el modelo [2]: el tamaño (*TAM*), b) la intensidad de capital (*COL*) que está relacionada con la existencia de barreras de entrada para los competidores potenciales y c) la cobertura de intereses (*CI*), inversamente relacionada con el grado de endeudamiento y las asimetrías informativas de la empresa. El resto de factores –ciclo de la explotación, *performance* y tecnología de crédito– fueron incorporados al modelo [2], dando lugar al modelo [6].

$$\begin{aligned}
 INT_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 AQ_DD_{it} + \beta_2 CI_{it} + \beta_3 LIQ_{it} + \\
 & + \beta_4 COL_{it} + \beta_5 TAM_{it} + \beta_6 CICLO_{it} + \beta_7 MG_{it} + \\
 & + \beta_8 CV_{it} + \beta_9 NR_{it} + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_{9+j} AÑO_j + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{6}$$

donde:

$CICLO_{it}$ = duración del ciclo de la explotación de la empresa i en el año t , calculada como $((CLIENTES_{it} + CLIENTES_{i,t+1})/2) / (VTAS_{it}^*1,16/365) + ((EXISTENCIAS_{it} + EXISTENCIAS_{i,t+1})/2)/(COSTE DE VENTAS_{it} / 365)$.

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

CV_{it} = crecimiento de las ventas de la empresa i en el año t , calculado como $Ln(VTAS_{it}/VTAS_{i,t-1})$

NR_{it} = número de bancos con los que opera la empresa i en el año t . Esta variable se supone directamente correlacionada con la probabilidad de que el banco utilice los estados financieros para monitorizar la actuación de la empresa.

CUADRO 8
Determinantes de la calidad de los ajustes por devengo y coste de la deuda

	Estimación con dummies sectoriales		Estimación con efectos fijos	
	Modelo [2]	Modelo [6]	Modelo [2]	Modelo [6]
Activo medio < 10 M € (N = 21.372)				
<i>AQ_DD</i>	0,0025 (0,41)	0,0047 (0,77)	0,0001 (0,03)	-0,0010 (-0,18)
R ² ajustado	13,34 %	13,24 %	66,91 %	67,04 %
Estadístico F	64,27 ***	57,77 ***	7,94 ***	7,90 ***
10 < Activo medio < 20 M € (N = 8.334)				
<i>AQ_DD</i>	0,0108 (1,23)	0,0156 * (1,72)	0,0054 (0,72)	0,0057 (0,76)
R ² ajustado	14,12 %	14,69 %	65,67 %	66,06 %
Estadístico F	27,35 ***	25,98 ***	8,53 ***	8,57 ***
Activo medio > 20 M € (N = 8.717)				
<i>AQ_DD</i>	0,0460 *** (5,44)	0,0433 *** (5,03)	0,0248 *** (3,18)	0,0276 *** (3,47)
R ² ajustado	13,36 %	13,44 %	60,92 %	61,14 %
Estadístico F	26,84 ***	24,44 ***	6,78 ***	6,74 ***

Notas:

En el cuadro se han incluido los parámetros asociados a la variable *AQ_DD* estimados mediante los modelos [2] y [6] para distintos grupos de tamaño en la muestra de observaciones en la que es posible calcular todas las variables incluidas en ambos modelos. Las estimaciones se realizaron incorporando tanto *dummies* sectoriales como efectos fijos por empresa. El modelo [6] incluye las mismas variables explicativas que el modelo [2] más *MG*, *CV* y *NR*.

En el Cuadro 8 se ofrecen los resultados obtenidos al estimar los modelos [2] y [6] incorporando alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa. La muestra utilizada queda reducida a 37.412 observaciones año empresa, una vez eliminadas aquellas para las cuales no había información disponible sobre todas las variables consideradas en la nueva especificación econométrica. En todas las estimaciones planteadas, la variable AQ_DD es positiva y significativa para las empresas cuyo activo total medio supera los 20 millones de euros. Sin embargo, el coeficiente asociado a esta variable no es significativo para empresas de menor tamaño. Únicamente en la estimación con *dummies* sectoriales del modelo [6], el coeficiente es positivo y significativo al 10% para empresas de activo entre 10 y 20 millones de euros. En definitiva, los resultados refuerzan la evidencia suministrada en el epígrafe cinco.

7.2 Medidas de calidad de los ajustes por devengo alternativas

Al objeto de comprobar la incidencia del uso de medidas alternativas de la calidad de los ajustes por devengo sobre los resultados obtenidos, en este epígrafe se estima el modelo de regresión [2] sustituyendo AQ_DD por dos medidas alternativas de calidad de los *accruals* obtenidas a partir del modelo de McNichols (2002). Este modelo, que aparece especificado en la ecuación [7], combina el modelo de Dechow y Dichev con el modelo de ajustes por devengo anormales planteado por Jones (1991).

$$\frac{ADCP_{it}}{TA_MEDIO_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_2 \frac{CFO_{it}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_4 \frac{\Delta VTAS_{it}}{TA_MEDIO_{it}} + \beta_5 \frac{INMOV_{it}}{TA_MEDIO_{it}} + v_{it} \quad [7]$$

donde:

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

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

El resto de las variables se definen de igual modo que en la estimación del modelo de Dechow y Dichev (2002) (véase expresión [1]).

Una vez estimado el modelo [7], para cada combinación de año y sector, Francis *et al.* (2005) utilizan como medida de calidad de los *accruals* AQ_DESV_{it} , siendo ésta igual a la desviación típica del residuo de

la estimación del modelo [7] para la empresa i desde $t - 4$ hasta t . Pero también es posible estimar una medida de calidad de los *accruals* análoga a la medida de calidad que ha sido empleada hasta ahora (AQ_DD) considerando como medida inversa de calidad el valor absoluto del residuo de la estimación del modelo de McNichols ($AQ_McN_{it} = |v_{it}|$).

CUADRO 9
Medidas alternativas de calidad de los *accruals* basadas
en el modelo de McNichols (2002)

Panel A: Especificación basada en la desviación típica del residuo desde $t-4$ hasta t				
	Grupos de tamaño (millones € activo total medio)			TOTAL
	<10	10-20	>20	
N	6.114	2.614	2.463	11.191
<i>Dummies</i> sectoriales				
AQ_DESV	-0,0292 (-1,54)	0,0754 ** (2,56)	0,0475 * (1,72)	0,0125 (0,90)
R^2 ajustado	9,87 %	10,99 %	10,94 %	10,02 %
Estadístico F	14,67 ***	7,58 ***	7,17 ***	26,42 ***
Panel B: Especificación basada en el valor absoluto del residuo				
	Grupos de tamaño (millones € activo total medio)			TOTAL
	<10	10-20	>20	
N	27.323	10.077	10.358	47.758
<i>Dummies</i> sectoriales				
AQ_McN	0,0049 (0,88)	0,0087 (1,01)	0,0549 *** (6,67)	0,0165 *** (4,04)
R^2 ajustado	15,12 %	17,15 %	15,70 %	15,97 %
Estadístico F	91,16 ***	39,62 ***	36,72 ***	169,02 ***
<i>Efectos fijos:</i>				
AQ_McN	0,0061 (1,29)	-0,0018 (-0,25)	0,0273 *** (3,68)	0,0094 *** (2,67)
R^2 ajustado	67,49 %	67,11 %	61,57 %	66,69 %
Estadístico F	8,46 ***	9,38 ***	7,07 ***	8,50 ***

Notas:

El panel A muestra los resultados de la estimación del modelo [2] en el que AQ_DD se ha sustituido por AQ_DESV , que es la desviación típica del residuo de la regresión *cross-section* del modelo de McNichols (2002) desde $t-4$ hasta t . El cuadro solo reporta los resultados de la variable AQ_DESV . Los resultados para el resto de variables independientes del modelo no varían sensiblemente respecto de los presentados en el Cuadro 5. El modelo se ha estimado para el total de la muestra y por grupos de tamaño. Las limitaciones de la información disponible en este caso no permiten la estimación con efectos fijos por empresa.

El panel B muestra los resultados de la estimación del modelo [2] en el que AQ_DD se ha sustituido por AQ_McN , que es el valor absoluto de la regresión *cross-section* del modelo de McNichols (2002). El cuadro solo reporta el coeficiente de la variable AQ_McN . Los resultados para el resto de variables independientes del modelo no varían sensiblemente respecto de los presentados en el Cuadro 5. El modelo se ha estimado para el total de la muestra y por grupos de tamaño, incorporando tanto *dummies* sectoriales como efectos fijos por empresa.

Debajo de cada coeficiente se muestra el estadístico t correspondiente. *, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente.

El Cuadro 9 muestra los coeficientes obtenidos al estimar el modelo [2] utilizando ambas medidas de calidad alternativas. En concreto, el panel A muestra los resultados obtenidos al reemplazar AQ_DD por AQ_DESV . A pesar de la drástica reducción del número de observaciones disponible para la estimación (11.191 observaciones año-empresa¹⁹), el coeficiente estimado para AQ_DESV aumenta con el tamaño de la empresa, siendo significativo únicamente para empresas de más de 10 millones de euros de activo. El coeficiente positivo y significativo de AQ_DESV en el grupo de empresas con activo total medio entre 10 y 20 millones de euros podría deberse al sesgo de supervivencia que incorpora la muestra utilizada en este análisis. Al incluir únicamente compañías con datos correspondientes a al menos cinco ejercicios consecutivos, a) el tamaño medio de las empresas que forman parte de la muestra restringida es mayor que el de la muestra inicial (85 y 62 millones de euros de activo total medio respectivamente) y b) el volumen de información disponible sobre estas empresas es mayor dado que, en términos generales, tienen más edad (en media 25 años) que las compañías de la muestra inicial (en media 21 años).

El panel B del Cuadro 9 presenta los resultados obtenidos al reemplazar AQ_DD por AQ_McN en el modelo [2]. Las estimaciones, que incorporan alternativamente *dummies* sectoriales y efectos fijos por empresa, se realizaron utilizando la muestra inicial de 45.758 observaciones año empresa. Los resultados son muy similares a los presentados en el Cuadro 5. Independientemente del procedimiento de estimación, el coeficiente estimado para AQ_McN sólo es positivo y significativo en el grupo de las empresas con activo total medio superior a 20 millones de euros. En definitiva, esta prueba de robustez refuerza el resultado principal del trabajo según el cuál sólo en las grandes compañías se confirma que aumentos en la calidad de los ajustes por devengo contribuyen a reducir el coste de la deuda.

8. Conclusiones

A pesar de que el principio del devengo es obligatorio para las empresas pequeñas y no cotizadas, no hay evidencia previa en la literatura que

¹⁹Dadas las limitaciones de la información disponible, esta muestra contiene como máximo dos observaciones por empresa, siendo numerosas las compañías para las que sólo fue posible calcular AQ_DESV en un año. Por esta razón no se estima el modelo [2] con efectos fijos por empresa cuando se utiliza AQ_DESV como medida de calidad de los *accruals*.

permita afirmar que los *accruals* contribuyen efectivamente a reducir las asimetrías informativas que caracterizan a sus decisiones de financiación. Dos razones permiten suponer *a priori* que la utilidad de los *accruals* en la concesión de préstamos es menor cuando el prestatario es una pequeña y mediana empresa. Por un lado, la calidad de la información contable emitida por estas compañías es menor y los mecanismos de supervisión de la misma son menos estrictos. Por otra parte, el menor tamaño de la empresa permite a las entidades financieras utilizar tecnologías de crédito, como la banca relacional, el *credit scoring* o la pignoración de activos, que no se basan primordialmente en la información contenida en las cuentas anuales del prestatario.

Utilizando una amplia muestra de empresas españolas procedente de la base de datos *SABI*, en este trabajo se ha contrastado si al disminuir el tamaño de la empresa los ajustes por devengo incorporados al resultado pierden relevancia en la toma de decisiones de inversión. Para ello, se ha estimado un modelo econométrico en el que la variable dependiente es el coste de la deuda y las independientes son la calidad de los ajustes por devengo y una serie de variables de control previamente identificadas en la literatura. Los resultados ponen de manifiesto que la correcta aplicación del principio del devengo sólo permite reducir asimetrías de información en empresas de grandes dimensiones. Para empresas pequeñas, los incrementos en la calidad de los ajustes por devengo no se materializan en una reducción significativa del coste de la deuda. Un análisis adicional permite concluir que los *accruals* pierden relevancia cuando existe una relación comercial exclusiva y duradera entre prestamista y prestatario. De hecho, el coste de la deuda de las empresas que son clientes de banca relacional no depende de la calidad de sus ajustes por devengo.

Los resultados del trabajo tienen implicaciones para el regulador. En la actualidad, con objeto de adaptar la normativa española a las normas internacionales de contabilidad, asistimos a un proceso de reforma que ha reabierto el debate sobre el *trade off* entre relevancia y fiabilidad en nuestro país. Este trabajo pone de manifiesto que las empresas grandes necesitan disponer de cierta flexibilidad en la determinación de los ajustes por devengo porque de este modo aumenta la capacidad predictiva del resultado, disminuye el riesgo informativo asociado a los contratos de deuda y, con él, la prima de riesgo exigida por el prestamista. En este sentido, la evidencia empírica aportada justificaría un

posicionamiento teórico próximo a la relevancia como atributo fundamental de la información contable.

Pero tampoco se puede obviar que 1) la contabilidad tiene otras funciones distintas de las analizadas en este estudio (por ejemplo proporcionar variables útiles para diseñar el esquema retributivo de la gerencia) que pudieran requerir un posicionamiento teórico distinto (Christensen *et al.*, 2005) y 2) la calidad de los ajustes por devengo no parece influir en las condiciones financieras que obtienen las PYMES (que representan un porcentaje muy significativo de las empresas españolas). Al contrario, la falta de confianza en la estimación de los *accruals* limita el uso de los mismos en la concesión de préstamos a estas empresas, favoreciendo el uso de tecnologías de crédito que no utilizan intensivamente la información contenida en los estados financieros de la empresa.

Referencias

- Ashbaugh, H. y R. LaFond (2003): "Reporting incentives and the quality of non-U.S. firms working capital accruals", Working Paper University of Wisconsin.
- Ball, R. y Shivakumar, L. (2005): "Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 83-128.
- Beatty, A.L., y Weber, K. (2003): "The effects of debt contracting on voluntary accounting method changes", *The Accounting Review* 78, pp. 119-142.
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, J., y Subramanyam, K. (1998): "The effect of audit quality on earnings management", *Contemporary Accounting Research* 15, pp. 1-24.
- Berger, A. y Udell, G.F. (1995): "Relationship lending and lines of credit in small firm finance", *Journal of Business* 68, pp. 351-381.
- Berger, A. y Udell, G.F. (2006): "A more complete framework for financing of small and medium enterprises", *Journal of Banking & Finance* 30, pp. 2945-2966.
- Bharath, S.T., Sunder, J. y Sunder, S.V. (2004): "Accounting quality and debt contracting", SSRN Working Paper Series, julio.
- Boot, A.W. (2000): "Relationship banking: What do we know?", *Journal of Financial Intermediation* 9, pp. 7-25.
- Bradshaw, M. y G. Miller (2005): "Will harmonizing accounting standards really harmonize accounting? Evidence from non-U.S. firms adopting US GAAP", Working Paper Harvard Business School.

- Cheng, C., H. Peng y W. Thomas (2005): "Comparison of abnormal accrual estimation procedures in the context of investor mispricing", Working Paper University of Houston.
- Christensen, P.O., Feltham, G.A. y Sabac, F. (2005): "A contracting perspective on earnings quality", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 265-294.
- Cohen, D.A. (2005): "Quality of financial reporting choice: Determinants and economic consequences", Working Paper New York University.
- Dechow, P.M., y Dichev, I.D. (2002): "The quality of *accruals* and earnings: The role of *accruals* estimation errors", *The Accounting Review* 77, pp. 35-59.
- Dechow, P.M. (1994): "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance", *Journal of Accounting and Economics* 18, pp. 3-42.
- Degryse, H. y Cayseele, P. (2000): "Relationship lending within a bank-based system: evidence from European small business data", *Journal of Financial Intermediation* 9, pp. 90-109.
- Dichev, I. y Skinner, D. (2002): "Large sample evidence on debt covenant hypothesis", *Journal of Accounting Research* 40, pp. 1041-1123.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. y O'Hara, M. (2002): "Is information risk a determinant of asset returns", *Journal of Finance* 57, pp. 2185-2221.
- Easley, D., y O'Hara, M. (2004): "Information and the cost of capital", *Journal of Finance* 59, pp. 1553-1584.
- Ecker, F., Francis, J., Olsson, P. Y Skipper, K. (2005): "Comparing total and current accruals quality", Working Paper Duke University.
- Francis, J.R., LaFond, R., Olsson, P. y Schipper, K. (2005): "The market pricing of accruals quality", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 295-327.
- Healy, P.M., y Palepu, K.G. (1990): "Effectiveness of accounting-based dividend covenants", *Journal of Accounting and Economics* 12, pp. 97-124.
- Jones, J. (1991): "Earnings management during import relief investigations", *Journal of Accounting Research* 29, pp. 193-228.
- Lang, M.H y Lundholm, R. (1993): "Cross-sectional determinants of analysts rating of corporate disclosures", *Journal of Accounting Research* 31, pp. 246-271.
- Lang, M.H, Raedy, J.S. y Yetman, M. (2003): "How representative are cross-listed firms?: An analysis of firm and accounting quality", SSRN Working Paper Series.
- Larcker, D.F. y Rusticus, T.O. (2005): "On the use of instrumental variables on accounting research", SSRN Working Paper Series.
- McNichols, M. (2002): "Discussion of The quality of *accruals* and earnings: The role of accrual estimation errors", *The Accounting Review* 77, pp. 61-69.
- Myers, J., L. Myers y T. Omer (2003): "Exploring the term of auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation?", *The Accounting Review* 78, pp. 779-799.

- Nikolaev, V. y van Lent, L. (2005): "The endogeneity bias in the relation between cost of debt capital and corporate disclosure policy", *European Accounting Review* 14, pp. 677-724.
- Ongena, S. y Smith, D.C. (2000): "What determines the number of bank relationships? Cross-country evidence", *Journal of Financial Intermediation* 9, pp. 26-56.
- Pae, J. (2005): "Expected accrual models: the impact of operating cash flows and reversal of accruals", *Review of Quantitative Finance and Accounting* 24, pp. 5-22.
- Petersen, M.A. y Rajan, R.G. (1994): "The benefits of firm-creditor relationships: evidence from small business data", *Journal of Finance* 49, pp. 3-37.
- Piotroski, J. (2003): "Segment reporting fineness and the precision of investors beliefs", Working Paper University of Chicago.
- Pitman, J. y Fortin, S. (2004): "Auditor choice and cost of debt capital for newly public firms", *Journal of Accounting and Economics* 37, pp. 113-136.
- Schipper, K. y Vincent, L. (2003): "Earnings quality", *Accounting Horizons*, pp. 97-110.
- Subramanyam, K.R. (1996): "The pricing of discretionary accruals", *Journal of Accounting and Economics* 22, pp. 249-281.
- Sweeny, P. (1994): "Debt-covenants violations and managers' accounting responses", *Journal of Accounting and Economics* 17, pp. 281-308.
- 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, pp. 179-195.
- Watts, R.L. y Zimmerman, J.L. (1990): "Positive accounting theory: A ten year perspective", *The Accounting Review* 65, pp. 131-156.

Abstract

This paper examines the relationship between the quality of accruals and the cost of debt in a large sample of Spanish firms. The inverse correlation between both variables found in Francis et al. (2005) in a setting of large quoted companies is not observed when the sample is restricted to SMEs. Either because of credibility reasons or because of the fixed costs associated with the analysis of the financial statements, banks frequently apply to SMEs lending technologies that are not based on the information content in the firm's accounting accruals.

Keywords: Cost of debt, accruals quality, relationship lending, SMEs.

Recepción del original, septiembre de 2005

Versión final, octubre de 2006