

UNIVERSIDAD CARDENAL HERRERA – CEU

Departamento de Economía y Empresa



**ENSAYOS DE ECONOMÍA FINANCIERA:
ANÁLISIS DE LA DURACIÓN IMPLÍCITA
DE LAS ACCIONES Y DEL
CONSERVADURISMO CONTABLE**

Borrador Tesis Doctoral

Olga Fullana Samper

Directores:
Dr. Mariano González Sánchez
Dr. David Toscano Pardo

Valencia, 2014

CONTENIDO

Capítulo 1. duración implícita de las acciones del mercado español

<i>1. Introducción</i>	5
<i>2. La duración implícita de las acciones.</i>	8
<i>3. Resultados previos para el mercado bursátil español</i>	13
<i>4. Tasa de descuento y parámetros estimados específicos por sector</i>	16
<i>5. Datos</i>	19
<i>6. Resultados</i>	21
<i>7. Conclusiones</i>	25
<i>Apéndice.</i>	28
<i>Referencias.</i>	32

Capítulo 2. Efecto de las niif en el conservadurismo de balance de las empresas cotizadas españolas

<i>1. Introducción</i>	53
<i>2. La ratio Book-to-Market agregada</i>	59
<i>3. Análisis de la ratio BtMa de las empresas cotizadas</i>	61
<i>4. Efecto de la aplicación de las NIIF a través de la ratio Book-to-market agregada</i>	64
<i>5. El conservadurismo de Balance en la ratio BtM</i>	66
<i>6. El efecto de la implantación de las NIIF en el conservadurismo de balance</i>	69
<i>7. Análisis empírico</i>	72
<i>8. Conclusiones</i>	77
<i>Referencias</i>	80

Capítulo 3. El conservadurismo condicional en las empresas cotizadas españolas

<i>1. Introducción</i>	99
<i>2. Medición basada en el mercado del conservadurismo condicional</i>	105
<i>3. Análisis empírico mediante la medida basada en el mercado</i>	108
<i>4. La influencia de los valores atípicos</i>	114
<i>5. Conclusiones</i>	118
<i>Referencias</i>	121

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo doctoral es profundizar en dos aspectos básicos de la Economía Financiera como son el análisis del riesgo de interés en los títulos de renta variable y el papel de la información derivada de la contabilidad financiera como parte fundamental en la toma de decisiones por parte de los grupos de interés en la empresa.

En primer lugar, en el capítulo uno, se desarrolla una medida implícita para medir la duración de las acciones adaptando la expresión tradicional de la duración de un bono. En su trabajo seminal, Dechow, Sloan y Soliman (Rev Account Stud, 2004) desarrollan una medida implícita para medir la duración de las acciones adaptando la expresión tradicional de la duración de un bono. En dicho trabajo, los autores exponen, que los resultados empíricos para los títulos de renta fija pueden aplicarse a los títulos de renta variable y que dicha medida está muy relacionada con los factores explicativos para la volatilidad de los rendimientos de las acciones (betas y book-to-market) documentados por Fama y French (1993). Sin embargo el procedimiento para estimar la duración de las acciones (IED, implied equity duration) empleado por Dechow et al. (2004) es, en sus propias palabras, parsimonioso pero relativamente rudo. De esta forma las mejoras en dicho procedimiento deberían conducir a una medida más precisa y útil.

En este contexto, en este capítulo nos proponemos aplicar la medida en el mercado continuo español siguiendo su metodología, pero también introducir el uso de parámetros de predicción que estén obtenidos a partir de características sectoriales con el fin de aproximar la formulación teórica del modelo a su implementación empírica. Los resultados muestran que los cambios al aplicar parámetros sectoriales son de 5,91 años en media, y que dichos resultados en valor absoluto llegan a alcanzar un valor de 21,22 años. Desde un punto de vista cualitativo, cuando ordenamos las empresas a partir

de sus duraciones, el cambio en el ranking llega a ser hasta de 32 posiciones, con una media de los cambios absolutos de 14,74 posiciones. De este modo, podemos concluir que el coste de ser parsimonioso es alto en media y muy variable dependiendo de la empresa y el sector, tanto desde un punto de vista cualitativo como cuantitativo, llegando a alterar de forma sustancial la clasificación en base a esta medida.

Por otra parte, en los dos siguientes capítulos nos centramos en la información derivada de la contabilidad financiera y en como dicha información constituye una de las fuentes financieras básicas de los agentes económicos. Aunque dicha información está sujeta en muchos casos a procedimientos de auditoría y verificación, éstos son meros trámites sobre el cumplimiento de normas y procedimientos contables que no inciden en la utilidad real de la información tratada. Por todo ello, resulta fundamental contrastar si esta información recoge el valor razonable de la empresa y en qué medida está relacionado con su valor de mercado. La relación entre ambos valores nos lleva al concepto de conservadurismo, entendido de dos formas: el primero se conoce como incondicional (Watts, 2003, Beaver y Ryan, 2005; Givoly et. al 2007) e implicaría la persistencia sistemática, e independiente de las noticias, a infravalorar los activos netos de la empresa (los fondos propios) a través de políticas y métodos que son conservadores. El segundo suele denominarse condicional (Basu, 1997) y se refiere al alto grado de prudencia exigido para reconocer una buena noticia (ganancia) frente a una mala (pérdida).

Respecto al incondicional, en el segundo capítulo analizamos el efecto que en él tiene la adopción de las NIIF por parte de las empresas españolas que cotizan en mercados organizados, obligatoria a partir de enero de 2005. Para capturar el conservadurismo incondicional usamos la ratio valor en libros sobre valor de mercado. No obstante, para medir adecuadamente el conservadurismo incondicional a través del componente de sesgo del valor

en libros, tenemos en cuenta el impacto que las opciones de crecimiento y otro tipo de rentas futuras tienen también sobre la ratio. Para ello, siguiendo la literatura, utilizamos distintas variables de control que determinan este segundo componente, y particularmente el componente de retardos de Beaver y Ryan, obteniendo así una medida menos ruidosa del conservadurismo incondicional. Además, con el fin de aislar el conservadurismo incondicional provocado por la normativa vigente, controlamos por los factores idiosincráticos hallados en la literatura que lo condicionan. Los resultados muestran que la implantación de las NIIF ha tenido un efecto nulo sobre el conservadurismo incondicional de las empresas cotizadas españolas, cuestionándose los resultados previos obtenidos utilizando medidas basadas en el mercado sin tener en cuenta este componente.

A continuación, en el capítulo tres, analizamos el efecto de la adopción de las NIIF sobre el conservadurismo condicional de una muestra altamente representativa de las empresas no financieras que cotizan en el mercado bursátil español. Siguiendo el modelo de Basu (1997) que, tal y como señalan Hsu et al. (2012), es el habitualmente empleado para medir el conservadurismo condicional en la literatura, obtenemos los modelos econométricos que nos permitirán medir el conservadurismo condicional, así como la diferencia entre el período previo y posterior a la aplicación por primera vez de las NIIF por parte de las empresas de la muestra.

Los resultados obtenidos al aplicar a dicha muestra distintas técnicas de estimación de los modelos econométricos propuestos, muestran que los rendimientos de mercado explican débilmente los resultados ordinarios relativos; que el conservadurismo contable existente no llega a ser significativo; y que la aplicación de las NIIF ha revertido de forma significativa dicho conservadurismo, apreciándose en el período NIIF prácticas contables agresivas.

Sin embargo, después de realizar una búsqueda de valores atípicos multidimensionales que pudieran estar condicionando la robustez y eficiencia de las estimaciones, se han estimado nuevamente distintas especificaciones del modelo, y los resultados han experimentado un importante cambio. Ahora, cuando se estima el modelo completo se obtienen los resultados esperados de forma altamente significativa: los rendimientos de mercado explican los resultados relativos de las observaciones empresa-año utilizadas, se muestra evidencia de conservadurismo condicional, y se detecta un efecto NIIF que reduce dicho conservadurismo condicional tras la adopción de la normativa internacional en enero de 2005.

Con todo, resulta importante resaltar como conclusión final, a los capítulos dos y tres, al margen de las importantes y novedosas conclusiones realizadas sobre la cuestión motivo de análisis -el conservadurismo incondicional y el condicional en las empresas cotizadas españolas y su afectación por el cambio de normativa al adoptar las NIIF-, que ha resultado de crucial importancia para llegar a tales conclusiones la adecuación, tanto de las técnicas de estimación de los modelos, como de las técnicas de tratamiento de datos.

Capítulo 1

La duración implícita de las acciones del mercado español

1. Introducción

Las técnicas para analizar el riesgo característico de los títulos de renta fija, el riesgo de interés, cuenta con un riguroso enfoque metodológico basado en el descuento de los flujos de caja prometidos por el emisor del título. Medidas como la duración y la convexidad están comúnmente aceptadas para los títulos de renta fija y son utilizadas tanto en la academia como por los profesionales.

El análisis del riesgo de interés en los títulos de renta variable, sin embargo, no cuenta con un único marco formal de referencia. Así encontramos desde trabajos basados en modelos simples de valoración de acciones (Leibowitz, 1986) hasta trabajos basados en la relación lineal empírica entre las variaciones de los precios de las acciones y las variaciones de los tipos de interés de mercado como solución de compromiso. A pesar del ímprobo esfuerzo de los investigadores, hasta el punto de anteponer los resultados requeridos a la formalidad de los análisis, ninguna de estas metodologías ha proporcionado resultados lo suficientemente satisfactorios como para desplazar al resto y erigirse como la metodología de referencia.

En este contexto, Dechow *et al.* (2004) salvan esta diferencia entre las técnicas de análisis de títulos de renta fija y de renta variable desarrollando una medida la duración implícita de las acciones, basada en la duración de Macaulay para un bono. Su metodología también salva las diferencias entre las metodologías utilizadas en la medición de la duración de las acciones anteriormente descritas ya que combina las dos vertientes de análisis comentadas: inicialmente utiliza un modelo de valoración de acciones basado en el descuento de flujos de caja, para posteriormente corregirlo con el fin de que sea compatible con la cotización de la acción.

Así, el cálculo de la expresión desarrollada precisa estimar con anterioridad los flujos futuros proporcionados por las acciones, por lo que se emplea un procedimiento bietápico que: primero, usando un modelo de predicción simple basado en los datos históricos financieros, estima los flujos de caja futuros para un periodo de predicción finito; y después asume que el resto de la cotización de las acciones, es decir la no explicada por el periodo de predicción finito, se distribuye como una renta constante perpetua a partir del horizonte finito considerado. A este esquema de flujos de caja se le aplica la fórmula de la duración de Macaulay para calcular lo que los autores denominan duración implícita de la acción (IED).

Dechow *et al.* (2004) (DSS) calculan la IED para todas las empresas con datos disponibles de NYSE, Amex y Nasdaq, desde 1963 hasta 1998, obteniendo una IED media de 15,13 años, con una desviación estándar de 4,09. Asimismo, los test empíricos que realizan demuestran que la IED explica las características del riesgo de los rendimientos de las acciones, encontrando una relación positiva y significativa con la volatilidad de los rendimientos de las acciones y con sus betas, y demostrando que las IED aportan poder explicativo en la predicción futura de estas variables junto al de las propias variables retardadas. Además, la estimación de los cambios esperados de la rentabilidad de las acciones, calculados usando la IED,

captura un fuerte factor común de la rentabilidad de las acciones. Sus resultados también muestran que este factor común relacionado con la IED engloba al factor común relacionado con el ratio BtM (Book to Market) cuyas propiedades empíricas pusieron de manifiesto Fama y French (1993). En este contexto, el objetivo de este capítulo, es calcular la IED para todas las empresas que cotizan en el mercado continuo español con datos disponibles a finales de 2012, comparando dichos resultados de mercado con los obtenidos en Dechow *et al.* (2004) para el mercado norteamericano. Además, se calculará la IED ajustando los parámetros de estimación para que sean específicos por sector, realizando un análisis cuantitativo y cualitativo de las diferencias obtenidas respecto a la IED de Dechow *et al.* (2004). Finalmente, se analizará la sensibilidad de la medida a cambios parciales en cada uno de estos parámetros, obteniendo de nuevo las diferencias cuantitativas y cualitativas para cada caso.

Este marco de trabajo que Santa-Clara (2004) define como un nuevo enfoque interesante para medir el riesgo de las acciones se encuadra en la literatura empírica que relaciona el riesgo sistemático de la acción con el valor de la prima mediante la descomposición de las betas de los activos en betas de flujos de caja y betas de tasa de descuento. En este contexto, Campbell y Mei (1993) encuentran que las betas de tasa de descuento representan la mayor parte del total de las betas de las empresas, y en base a ello, Cornell (1999b) sugiere que las altas betas de las acciones de crecimiento son una consecuencia de un mayor peso de los flujos de caja alejados en el tiempo, o lo que es equivalente, de su mayor duración. En Campbell *et al.* (2009) también se muestra que la prima de valor es consecuencia de las diferencias en el esquema temporal de los flujos de caja esperados por el accionista representado por la duración. También en Da (2009) se muestra como las diferencias de corte transversal en la duración de las empresas pueden explicar una parte importante de los rendimientos de las acciones.

El resto del capítulo está organizado como sigue: el siguiente apartado describe la IED, medida del riesgo de interés de las acciones desarrollada por DSS. El apartado 3 presenta los primeros resultados de la IED para el mercado español. En el apartado 4 se expone y justifica la tasa de descuento y parámetros a utilizar en la estimación de la IED de forma sectorial . El apartado 5 describe el proceso de selección de datos utilizados y los parámetros implícitos estimados. El apartado 6 presenta los resultados calculados para la IED para cada metodología y el efecto marginal de ajustar el procedimiento de la estimación. Finalmente, en el apartado 7 se resumen los resultados y presentan las principales conclusiones.

2. La duración implícita de las acciones.

El concepto de duración fue desarrollado inicialmente por Macaulay (1938) y Hicks (1939) como una medida del promedio de años necesarios para recuperar el valor actual de un préstamo. Hicks (1939) mostró además que la duración es esencialmente una medida de la elasticidad de los activos con respecto a la tasa de interés lo que en el caso de los bonos es relativamente sencillo de visualizar: a partir de la fórmula de valoración de bonos, resulta evidente que el precio del bono está inversamente relacionado con el rendimiento al vencimiento.¹

Por el contrario, en el caso de la renta variable existen muchos más factores, además de la tasa de interés, que repercuten en el precio de una acción, ya

¹ El concepto de duración en el ámbito de renta fija ha sido profusamente utilizado y desarrollado hasta llegar al concepto de vector de duraciones respecto de factores no observables, obtenidos a través del Análisis de Componentes Principales (Benito, 2006) y del Análisis de Componentes Independientes (González y Nave, 2010).

que los flujos de efectivo que proporciona una acción dependen de un conjunto de factores entre los que la tasa de interés es uno más de ellos. El concepto de duración de las acciones fue propuesto inicialmente por Boquist *et al.* (1975) y Livingston (1978), siendo los trabajos de Leibowitz (Leibowitz, 1986; Leibowitz *et al.*, 1989; y Leibowitz y Kogelman, 1993) los primeros en los que se estiman las duraciones para las empresas individuales. Otros estudios más recientes dentro de esta línea son los de Cohen (2002), Hamelink *et al.* (2002), Lewin *et al.* (2007) y Shaffer (2007).

La medida tradicional de duración de las acciones según la desarrollan Boquist *et al.* (1975) está basada en el modelo de descuento de dividendos, mientras que la propuesta de Leibowitz (1986), utilizando los rendimientos de las acciones y de los bonos en vez de precios, llega a una medida alternativa. Los resultados obtenidos en la aplicación de ambas medidas son significativamente diferentes, tal y como señalan Leibowitz y Kogelman (1993), más allá de la posible compensación del riesgo de precio con el riesgo de reinversión cuando se utilizan cambios producidos en intervalos de tiempo amplios (Johnson, 1989). Las diferencias observadas determinan la llamada paradoja de la duración de las acciones que ha motivado la realización de trabajos como los de Leibowitz y Kogelman (1993) y Hurley y Johnson (1995) que intentan conciliar, aunque sin un éxito aparente, las dos medidas.

En este trabajo seguimos el desarrollo alternativo propuesto por Dechow *et al.* (2004) que parte de la medida tradicional de la duración (D) para un bono, formulada en Macaulay (1938):

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{t \cdot CF_t}{(1+r)^t}}{P}; \quad (1)$$

donde:

CF_t son los cash flows generados por el bono en el momento t ;
 r es la tasa interna de rendimiento (TIR) del bono; y
 P es el precio del bono.

Esta medida de la duración es una media ponderada del vencimiento de cada flujo de caja, donde los pesos representan la contribución relativa de cada flujo de caja al valor del bono. Su principal papel en el análisis de los títulos de renta fija es como medida de la sensibilidad del precio del bono a cambios la tasa de rendimiento a vencimiento (TIR), tal y como se ha comentado anteriormente.

Diferenciando la expresión para el valor de un bono respecto a su TIR tenemos:

$$\frac{\partial P}{\partial r} = -P \frac{D}{1+r}; \quad (2)$$

resultado que indica la relación entre los cambios en el precio de un bono y los cambios en la rentabilidad del bono como función de la duración, que en términos discretos puede expresarse como:

$$\frac{\Delta P}{P} \approx -\frac{D}{1+r} \Delta r; \quad (3)$$

donde la expresión $D/(1+r)$ es la “duración modificada” que proporciona una medida simple de la sensibilidad de los cambios en los precios del bono y los cambios no esperados en su TIR.

Extender el concepto de la duración a las acciones introduce fundamentalmente un problema: la cuantía y los periodos de pago de los bonos son normalmente conocidos de antemano y sujetos a poca

incertidumbre, mientras que los pagos de las acciones no son conocidos de antemano y pueden estar sujetos a una gran incertidumbre.

Si dividimos la fórmula de la duración que aparece en la ecuación (1) en dos partes, una hasta un horizonte de previsión finito T y otra que recoge una expresión de un término infinito, obtenemos la ecuación (4), que expresa la duración de una acción como la suma de los valores ponderados de la duración de los flujos de caja para el horizonte de previsión finito y la duración de los flujos de caja terminales:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{t \cdot CF_t}{(1+r)^t} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{t \cdot CF_t}{(1+r)^t} \cdot \sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \cdot \frac{1}{P}; \quad (4)$$

donde ahora:

P es la cotización de la acción;

CF representa la distribución de dividendo por acción; y

r representa la rentabilidad esperada de los capitales propios.

Si además asumimos que la corriente terminal de flujos de caja es una renta perpetua con un valor igual a la diferencia entre la cotización de la acción y el valor presente de los flujos de caja obtenidos en el período finito de previsión, es decir:

$$\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t} = P - \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}; \quad (5)$$

y reconocemos que la duración de la renta perpetua que empieza en T períodos es $T + (1+r)/r$, sustituyendo (5) en (4) obtenemos la siguiente expresión para la IED:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{t \cdot CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \left(T + \frac{1+r}{r} \right) \cdot \frac{P - \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \quad (6)$$

Obtenida la expresión para IED, el problema en la implementación de la ecuación (6) es la predicción de los flujos distribuidos en el período finito, $[0, T)$, tal y como anunciábamos anteriormente. El modelo de predicción desarrollado en Dechow *et al.* (2004) se basa en resultados previos que relacionan medidas contables con los flujos de caja futuros (Nissim y Penman, 2001). Así, a partir de la identidad contable que expresa los flujos distribuidos al accionista a partir del beneficio y del valor en libro de los fondos propios:

$$CF_t = E_t - (BV_t - BV_{t-1}); \quad (7)$$

donde:

E_t representa el beneficio contable al final del periodo t; y

BV_t representa el valor en libro de los fondos propios al final del periodo t.

Y rescribiendo el término de la derecha de la ecuación (7) convenientemente se tiene que:

$$CF_t = BV_{t-1} \cdot \left(\frac{E_t}{BV_{t-1}} - \frac{BV_t - BV_{t-1}}{BV_{t-1}} \right) \quad (8)$$

De esta forma como podemos apreciar en la ecuación (8) para calcular los flujos distribuidos a los accionistas en un periodo t , necesitamos predecir: (i) la rentabilidad de los fondos propios (ROE) en dicho periodo t , expresada por E_t/BV_{t-1} ; y (ii) el crecimiento de los fondos propios en el periodo t , expresado por: $(BV_t - BV_{t-1})/BV_{t-1}$.

En Dechow *et al.* (2004) el ROE se modeliza como un proceso autoregresivo de primer orden con un coeficiente de autocorrelación basado en la tasa media de reversión a largo plazo del ROE y con una media igual al coste histórico de los capitales propios ya que está aceptado que el ROE sigue de forma suave un proceso de reversión a la media (Stigler, 1963 y Penman, 1991), y además, tanto la intuición económica como la evidencia empírica sugieren que la media a la cual revierte el ROE se aproxima al coste de las acciones (Nissim y Penman, 2001).

Los resultados de Nissim y Penman (2001) también indican que el crecimiento de las ventas pasadas es el mejor indicador del crecimiento futuro de los fondos propios, por lo que en Dechow *et al.* (2004) se modeliza el crecimiento de los fondos propios como un proceso autoregresivo de primer orden, con un coeficiente de autocorrelación igual a la tasa media a largo plazo del proceso de reversión a la media del crecimiento de las ventas y una media igual a la tasa de crecimiento macroeconómico a largo plazo.

3. Resultados previos para el mercado bursátil español

El primer estudio que analiza la IED de las acciones cotizadas en el mercado español es el de Fullana y Toscano (2014). Hasta donde llega nuestro conocimiento, el trabajo de de Fullana y Toscano (2014) es también el único en la literatura previa desarrollado en el contexto del mercado bursátil

español. En dicho trabajo los autores se plantean como objetivo calcular la IED para todas las empresas que cotizan en el mercado continuo español con datos disponibles a finales de 2011 y comparar los resultados de mercado con los obtenidos en Dechow et al. (2004) para el mercado norteamericano.

Además, los autores analizan la relación de las IED de las empresas con otras variables utilizadas habitualmente como factores de riesgo y realizan un análisis sectorial y otro por índices bursátiles según tamaño, con el fin de que la comparación entre ellos proporcione evidencia sobre la relación de la IED con las empresas de valor y de crecimiento que corrobore la relación con el BtM. Al mismo tiempo muestran evidencia sobre un posible efecto tamaño igualmente recogido por los factores de Fama y French (1993).

En Fullana y Toscano (2014) se utilizan los datos contables obtenidos de la base de datos SABI para el año 2011 para las empresas no financieras que cotizan en el mercado continuo español y se estiman las IED utilizando el valor en libros (actual y con un retardo), la cifra de ventas (actual y con un retardo), el beneficio (actual) y la capitalización bursátil (actual) obtenida de la Bolsa de Madrid; y cuatro parámetros: el coeficiente de autocorrelación para el ROE, el coeficiente de autocorrelación para el crecimiento de la cifra de ventas, el coste de los capitales propios y la tasa de crecimiento de la economía a largo plazo.

La media a largo plazo del coste de los capitales propios y la tasa de crecimiento a largo plazo de la economía, están basadas en las medias históricas a muy largo plazo que las aproximan a un 10% y un 5% respectivamente. Al igual que en Dechow et al. (2004), usan una previsión del coste de los fondos propios que asume que éste se comporta como una constante en sección cruzada, lo que asegura que la medida de la duración

implícita de cada compañía se diferencia únicamente por la distinta distribución temporal de los flujos de caja esperados.

Tanto el coeficiente de autocorrelación para el ROE como el coeficiente de autocorrelación para el crecimiento de las ventas, Fullana y Toscano (2014) lo estiman a partir de los valores medios de los calculados para cada empresa de la muestra que tengan al menos 10 datos. Los valores medios así obtenidos, lo aplican a todas las empresas analizadas por igual, como si de variables de mercado se tratara.

Las IED obtenidas tienen una media de 16,07 años y una desviación estándar de 10,18 años. Estos resultados están en línea con los obtenidos en Dechow et al. (2004) ya que aunque inicialmente se observa una duración ligeramente superior, lo es mucho más la desviación estándar, muy probablemente provocada por la relación entre el número de IED calculadas en cada estudio.

Su ulterior análisis por sectores bursátiles y por índices Ibex-sectoriales permite confirmar la existencia de diferencias significativas entre los sectores con IED más extremas. Además, los test de diferencias de medias entre las IED medias en cada índice detectan, también entre las posiciones más extremas, incidencia del tamaño en la determinación de las IED.

Las correlaciones entre las IED calculadas y los ratios usuales que describen el riesgo de las empresas, EPR(Earning Price Ratio) y BtM (Book-to-Market), son de la intensidad y signo esperados dadas las relaciones analíticas descritas en Dechow et al. (2004). Tras un análisis de regresión, incorporando la capitalización bursátil y el crecimiento de las ventas respecto del ejercicio anterior además de los dos mencionados ratios, los autores confirman la capacidad de estos ratios, y también del crecimiento de las ventas, de explicar las IED calculadas. Por el contrario la capacidad de

explicación de las IED por parte de la variable capitalización bursátil resulta no ser significativa disipando, ahora ya totalmente, la posibilidad de un efecto tamaño.

Un resultado destacable en dicho trabajo, es que la relación que se extrae de los modelos de valoración entre la IED y el indicador tradicional de valor (crecimiento), el BtM, también se puede encontrar en los datos analizados: cuanto menor sea el BtM más tiempo medio de vencimiento de flujo de efectivo de la empresa, y viceversa. Estos resultados están en línea con los resultados previos que sugieren que el factor BtM de Fama y French podría ser una aproximación simple para un factor de riesgo de flujo de caja más fundamental capturado por la duración de las acciones en el que, según los resultados aquí mostrados, se recogería también información contenida en el EPR y el Crecimiento de Ventas.

4. Tasa de descuento y parámetros estimados específicos por sector

Como DSS argumenta, se acepta generalmente que el ROE sigue un proceso de reversión a la media (Stigler, 1963; y Penman, 1991) y tanto la intuición económica como la evidencia empírica (Nissim y Penman, 2001) sugieren que la media a la que revierte el ROE se aproxima al coste de los fondos propios, pero estos resultados siempre se refieren de forma específica a las empresas.

Del mismo modo, para la tasa de crecimiento de las ventas, ésta seguiría un proceso de reversión a la media, en este caso, la tasa de crecimiento macroeconómico a largo plazo, y debería ser un proceso parsimonioso para la tasa de crecimiento de los fondos propios, pero nuevamente en un contexto específico de cada empresa.

Asumir parámetros constantes de forma temporal y para todas las empresas podría llevar a errores significativos en la medida de DSS, pero en ningún caso estos autores se plantean testar dichos errores. Por ello, nosotros modelizamos el ROE como un proceso que revierte a la media del coste de los fondos propios pero lo hacemos por sectores. Del mismo modo también modelizamos la tasa de crecimiento de los fondos propios como un proceso que revierte a la media de la tasa de crecimiento a largo plazo, pero también de forma sectorial. De este modo, necesitamos predecir cuatro parámetros sectoriales para poder estimar los cash flows previstos.

En la misma línea que el enfoque de DSS para calcular la IED, usaremos tasas de rentabilidad y de crecimiento implícitas a largo plazo. Para ello, siguiendo a Easton y Sommers (2007), usamos un modelo de regresión para estimar estas tasas basándonos exclusivamente en datos financieros:

$$\frac{\text{eps}_{jt}}{\text{bps}_{jt-1}} = \delta_0 + \delta_1 \frac{P_{jt} - \text{bps}_{jt}}{\text{bps}_{jt-1}} \quad (9)$$

donde: $\delta_0 = r$; $\delta_1 = (r - g)/(1+g)$; y:

eps_{jt} es el ratio ganancia por acción de la empresa j en el momento t

bps_{jt} es el ratio valor libro por acción de la empresa j en el momento t; y

P_{jt} es el precio por acción de la empresa j en el momento t.²

Entonces, la tasa de rentabilidad implícita esperada por sector y la tasa de crecimiento implícito también por sector se usan como tasa a largo plazo en

² Alternativamente, esta regresión se puede estimar de forma específica por empresa utilizando modelos de serie temporal, como O'Hanlon and Steele (2000). Sin embargo, nuestra estimación de sección cruzada por sector tiene la ventaja de no utilizar más datos que los que utilizan DSS, y hemos preferido esta opción para que los resultados sean más comparables con los de DSS.

los dos procesos de reversión a la media con unos coeficientes de autocorrelación específicos por sector que, aplicados a los valores iniciales específicos para cada empresa dan como resultado los cash flows futuros para cada una de ellas.

Como resultado del procedimiento utilizado en la estimación, tenemos una tasa esperada implícita de rentabilidad por sector lo que nos permite solventar otro punto problemático en la implementación empírica de la IED. DSS asume una tasa de rentabilidad sobre los fondos propios constante, entre empresas y en el tiempo, que también es utilizada como tasa de descuento de los flujos de caja y lo justifican en dos notas a pie con evidencias no concluyentes y sin prueba de robustez.

Si queremos aproximar un valor grande de IED con otra IED de valor más bien reducido cambiando la tasa de descuento utilizada en el computo de una de ellas, obviamente hace falta un gran cambio en dicha tasa. Sin embargo, si queremos aproximar dos IED similares cambiando la tasa de descuento de una de ellas, sólo se necesita un pequeño cambio para lograrlo, y consecuentemente, es posible que las diferencias en las tasas de rentabilidad esperada de los fondos propios de las diferentes empresas puedan ser lo suficientes grandes para que al ser usadas como tasas de descuento puedan alterar el orden en el ranking de las empresas en base a la duración, en contra de lo que DSS sostienen.

Por otra parte, si cambiamos la tasa de descuento pero la mantenemos constante entre empresas, esperamos que los cambios en la IED de las distintas empresas sean en la misma dirección y también el cambio en su media, pero los cambios relativos en el ranking de las duraciones serán insignificantes. Sin embargo, para testar la influencia en los resultados de tomar la tasa de rentabilidad esperada de los fondos propios como constante entre las distintas empresas, esta hipótesis debería relajarse, adoptando una

más apropiada, como hacemos en este estudio. Así, nosotros usamos tasas de rentabilidad esperadas para cada sector estimadas de forma implícita como tasas de descuento específicas para calcular la IED, con parámetros estimados también para cada sector.

Finalmente, estimamos el modelo de Easton and Sommers en la ecuación (9) con todas las empresas de la muestra para obtener así una tasa de rentabilidad esperada y una tasa de crecimiento implícitas de mercado, que usaremos como tasas constantes a largo plazo en la metodología de DSS. De este modo, efectivamente evitamos la posible crítica que podría hacerse a los resultados empíricos obtenidos argumentándose que se trata de un simple artefacto provocado por las distintas maneras mediante las cuales medimos los rendimientos esperados.

5. Datos

La estimación de la duración implícita de las acciones requiere pues de cuatro variables financieras, a saber: el valor en libros (actual y con un retardo), la cifra de ventas (actual y con un retardo), el beneficio (actual) y la capitalización bursátil (actual); y de cuatro parámetros: el coeficiente de autocorrelación para el ROE, el coeficiente de autocorrelación para el crecimiento de la cifra de ventas, el coste de los capitales propios y la tasa de crecimiento de la economía a largo plazo.

La Tabla 1 resume el procedimiento de selección de la muestra. La muestra inicial usada incluye las empresas no financieras con datos disponibles que cotizan en el mercado continuo español a cierre 2012, en total 90 empresas³.

³ La idiosincrasia del sector financiero respecto de los tipos de interés hace necesaria esta separación que, a su vez, ha creado un cuerpo de literatura centrada en

Los datos financieros necesarios y el resto de variables se obtuvieron de la base de datos Compustat Global Vantage. Para estos datos calculamos el ROE y el SGR (tasa de variación de las ventas). La Figura 1 muestra el par de ratios para cada una de las noventa empresas. Eliminamos la influencia de los valores atípicos de estos ratios usando el método de mínima covarianza multivariable para la eliminación de valores extremos de Verardi and Dehon (2010)⁴. La muestra final comprende un total de sesenta y dos empresas cuyo pares de valores del ROE y del SGR aparecen en la Figura 2.

Las clasificación sectorial se han obtenido de Bolsa Madrid que al no considerar el sector financiero queda tal y como se lista: Petróleo y Energía; Materiales Básicos; Industria y Construcción; Bienes de consumo; Servicios de consumo; y Tecnología y Telecomunicaciones.

A partir de los datos financieros a cierre de los años 2011 y 2012, también estimamos de forma implícita el coste de los capitales propios para el mercado de forma sectorial y de la misma forma la tasa de crecimiento que usamos como tasa de descuento y tasa a largo plazo en los procesos de reversión a la media para la previsión de los cash flows. En la Tabla 2 mostramos los resultados tanto por sectores como para el mercado.

Tanto el coeficiente de autocorrelación para el ROE como el coeficiente de autocorrelación para el crecimiento de las ventas, que son parte fundamental del modelo de proyección de flujos de caja, se estiman a partir de los

el estudio de la sensibilidad de las empresas financieras a los movimientos de los tipos de interés. Véase Czaja *et al.* (2009) y Ballester *et al.* (2011).

⁴ Verardi y Dehon (2010) muestran a través de un ejemplo simulado que su estimador “determinante de mínima covarianza” supera a otros métodos como el de Hadi. Verardi y Croux (1999 y 2010) han programado un algoritmo rápido de este estimador. Nosotros hemos utilizado el comando *mcd* de Stata tomando los valores opcionales para los parámetros que minimizan la presencia de valores extremos en la muestra final.

valores medios de los calculados para cada empresa de la muestra que tengan al menos 10 datos en Compustat. De la misma forma, calculamos los parámetros para el mercado como una media para todos los ratios de las empresas con datos disponibles. Los valores medios así obtenidos, recogidos en la Tabla 2, se aplican a todas las empresas analizadas por igual, como si de variables de mercado se tratara.

6. Resultados

En la implementación de la ecuación (6) usamos, al igual que Dechow *et al.* (2004) un horizonte finito para la predicción de 10 años, después de comprobar que las medias de reversión en el crecimiento de las ventas y en el ROE se completan mayoritariamente antes de 10 años. La Tabla 3 muestra, una a una, las duraciones calculadas siguiendo la metodología descrita para las empresas analizadas a 31 de diciembre de 2012, la nueva IED (IEDn) calculada con parámetros específicos sectoriales junto con el resto de las variables características de las mismas en esa fecha y/o periodo (EPR: ratio beneficio-precio a final 2012; BtM: ratio valor en libros-valor de mercado a final 2012; CAP: capitalización de mercado a final 2012 en millones de euros; SGR: tasa de variación anual de las ventas a finales 2012).

Cabe indicar que en la Tabla 3 algunas empresas presentan duraciones negativas. Tal como argumentan DSS un valor negativo para la duración requiere que el valor presente de los flujos sobre el periodo finito exceda al valor de mercado de los fondos propios. Una explicación para tal situación es que la acción esté infravalorada.

En la Tabla 4, panel A, resumimos los principales estadísticos para todas las variables mencionadas. La media de la IED es de 18,99 años con una

desviación estándar de 6,35 años. El valor que define el cuartil más bajo es 16,32 y el cuartil superior es 21,82. El valor mínimo de la IED es de 1,22 años, y el máximo es de 38,63 años. Estos resultados son ligeramente distintos de los obtenidos por Fullana y Toscano (2014) para el mismo mercado un años antes. Las diferencias pueden venir derivadas, tanto del momento temporal, como por la metodología de detección de valores atípicos que hace que se reduzca la desviación estándar significativamente, así como por la distinta tasa de coste de los fondos propios y de crecimiento utilizada.

La IEDn es 2,65 años mayor en media que la IED y sus diferencias aparecen por sectores en la Tabla 3. Podemos también apreciar como estas diferencias entre sectores son mas grandes debido a los diferentes parámetros utilizados para cada sector. En la Tabla 4, panel B, mostramos las correlaciones entre todas las variables incluidas en nuestro análisis. La correlación entre la IEDn y la IED es de aproximadamente 0,50, por tanto positiva y alta tal como esperábamos. Destacar sin embargo, que las correlaciones entre la IEDn y las otras variables consideradas son generalmente más pequeñas que las correlaciones con la IED, y de una manera más significativa con las variables relacionadas con el ROE y el crecimiento de las ventas, debido a los diferentes procedimientos de estimación que se han usado.

La tabla 5 muestra los resultados más relevantes de este trabajo. Calculamos la diferencia entre IEDn y el IED para cada empresa con el fin de mostrar el impacto cuantitativo de los cambios metodológicos realizados. El cambio absoluto más pequeño es de 0,36 años y el más grande de 21,22 años, con un cambio absoluto medio de 5,91 años. Este resultado significa que en promedio, el cambio IED de las empresas al alza o a la baja en 5,91 años, es decir, 27,31% sobre el valor medio del IED para las empresas que es de 21,64 años.

Pero también llevamos a cabo el mismo análisis de forma cualitativa, calculando los cambios en el orden cuando ordenamos las empresas a partir de la IEDn respecto a la IED inicial. Así, podemos observar que el cambio absoluto más pequeño de rango es de cero posiciones y el más grande es de 32 posiciones, siendo el cambio absoluto medio de 14,74 posiciones. Este cambio absoluto medio supone un 23,77% de las 62 posiciones posibles.

A partir de la información proporcionada por las Tablas 2 y 5, se puede comprobar el peso relativo de los ajustes en el coste esperado de los fondos propios y la tasa de crecimiento prevista. La Tabla 2 muestra que para el "Petróleo y Energía" la tasa de crecimiento implícita es muy parecida a la del "mercado", por lo que las diferencias en la IED en la Tabla 5 para las empresas de este sector, un 16,00% de la media del IED para este sector, se deben principalmente al ajuste en el coste de los fondos propios. Del mismo modo, el sector "Servicios al Consumidor" tiene un coste implícito muy similar al del "mercado", y por lo tanto, las diferencias en esta industria mostradas en la Tabla 5, que representan un 13.78% de la media del IED para el sector, se deben principalmente al ajuste en la tasa de crecimiento estimada. Esto indicaría por tanto, que en principio el efecto de los ajustes en la tasa de rentabilidad y de crecimiento de los fondos propios son muy similares, tal vez un poco más alto en el caso del ajuste de la tasa de rentabilidad esperada.

Sin embargo, para ser más precisos en el análisis que el ajuste de los parámetros provocan en la medida IED tal como muestra la Tabla 5, aislamos los diferentes efectos calculando de nuevo la medida pero modificando solo: en (i) la tasa de descuento; en (ii) los parámetros de la tasa de coste de capital; en (iii) los parámetros de la tasa de crecimiento, y en (iv) los parámetros para el coste de capital y la tasa de crecimiento.

Los resultados de estos análisis "parciales" se muestran en la Tabla 6. Podemos observar que cuando sólo cambiamos la tasa de descuento por sector, la media de los cambios absolutos en el IED es de sólo 0,52 años, y estos van de 0,00 a 3,47 años. Como expone DSS, el impacto del ajuste de la tasa de descuento es muy pequeño en comparación con los resultados anteriores: concretamente, representa el 8,80% de la media de los cambios absoluto en el IED que es de 5,91 años.

El análisis cualitativo muestra resultados similares: los cambios absolutos en las posiciones van desde 0 a 8, y la media de cambio absoluto es de 1,16 posiciones, un valor pequeño si lo comparamos con la media del cambio absoluto total de posiciones: supone solamente un 7,87% del efecto total. Sin embargo, como ya hemos comentado anteriormente, este resultado no implica necesariamente que el ajuste de la tasa de descuento esperado no puede invertir el orden de clasificación de la firma basada en IED. De hecho, los resultados de la Tabla 6 muestran que, cuando se considera sólo el ajuste de esta tasa, 37 de las 62 empresas, es decir, 59,68% de la muestra, cambian su posición en el ranking, y 16 empresas, 25,81% de la muestra, cambian en dos o más posiciones de dicho ranking.

Ahora, cuando en (ii) sólo modificamos los parámetros para la previsión del coste de capital, utilizando los sectoriales, podemos ver en la Tabla 6 que el IED de las empresas sufre un cambio absoluto de 9,79 años. Estos cambios van desde 0,25 a 51,80 años. Estos altos cambios absolutos hacen cambiar significativamente la jerarquía en función de la medida, con una media de cambio de posiciones de 17.15, fluctuando entre 0 y 57 posiciones de rango.

Por otra parte, cuando modificamos solamente los parámetros para la tasa de crecimiento prevista, ajustándolos también para que sean específicos del sector en (iii), la IED de las empresas sufre un cambio absoluto de 4,19 años, con valores entre 0,11 y 17,36 años. Estos cambios tienen un efecto

absoluto medio en el ranking de 7,84 posiciones, variando desde 1 hasta 42 posiciones.

Por último, analizamos el efecto de ajustar conjuntamente los parámetros del coste de capital y de la tasa de crecimiento para cada sector. Como podemos ver en la Tabla 6, los dos últimos efectos analizados en (ii) y en (iii) en su mayoría tienen signos opuestos. Como la correlación entre r y g es positiva, como visualmente se observa en la Tabla 2, sus efectos en la IED son de signos opuestos, por lo que cuando se considera conjuntamente (iv) se compensan en parte. Es por ello, por lo este efecto que recoge los cambios en las dos variables simultáneamente, es menor que la suma de los efectos individuales (ii) y (iii).

De este modo, la Tabla 6 también muestra el efecto más interesante que sería el de ajustar conjuntamente los parámetros para el coste de capital y la tasa de crecimiento (iv) haciéndolos específicos para cada sector, permaneciendo constante la tasa de descuento en sección cruzada. Cuando lo hacemos, la IED de las empresas experimenta un cambio absoluto de 6.22 años con valores comprendidos entre 0,03 y 21,76 años, y el cambio absoluto en el ranking es de 15.65 posiciones, con un valor mínimo de 0 y un valor máximo de 49 posiciones. Una vez más , la suma de esto efecto "parcial" y el efecto de ajustar la tasa de rentabilidad requerida usada como tasa de descuento, es mayor que el efecto "total" mostrado en la Tabla 5, lo que es debido además a la correlación negativa entre estos efectos "parciales".

7. Conclusiones

En su artículo seminal de 2004, Dechow, Sloan y Soliman desarrollan la duración de las acciones a semejanza de la duración de bonos desarrollada

por Macaulay, con el fin de captar con ella un importante factor común en la rentabilidad de las acciones al igual que hace la duración de Macaulay con respecto a la rentabilidad de los bonos. Sin embargo, en el mismo trabajo, los autores reconocen que su "procedimiento para la estimación de la duración de las acciones, aunque parsimonioso, es relativamente crudo", y "las mejoras en el procedimiento deberían conducir a una medida más precisa y útil de la duración de las acciones".

Dentro de este contexto, nuestro trabajo tiene como objetivo calcular la IED a través de parámetros para la estimación de flujos de caja futuros y su descuento que sean específicos para cada sector, frente a la alternativa de utilizar parámetros históricos de mercado como se hace en DSS. El objetivo que se persigue es cerrar la brecha entre las aplicaciones empíricas y la formulación teórica del IED. A continuación, las nuevas IED calculadas se compara, tanto en términos cuantitativos y cualitativos, con los resultados obtenidos por los procedimientos de DSS.

Los resultados muestran que cuando usamos características sectoriales en los procedimientos de predicción y de descuento de los flujos de caja, el cambio de forma absoluto para el IED de las empresas llega a ser de 5,91 años en media, llegando en valor absoluto a ser de hasta 21,22 años. Desde un punto de vista cualitativo, las posiciones en el ranking de las empresas en función de la duración cambian hasta un máximo de 32 posiciones, y el promedio de los cambios absolutos es de 14,74 posiciones dentro de este rango. Todas las empresas, excepto una, la que tiene menor IED, experimenta cambios en sus posiciones en el ranking según IED.

Cuando aislamos los efectos correspondientes a los distintos ajustes que hacemos en el cálculo de la IED, se observa que una mayor precisión en la tasa de descuento utilizada implica pequeños cambios relativos en la IED como sugieren DSS, aproximadamente medio año en promedio. Sin

embargo, estos cambios no son ni insignificantes ni siempre en la misma dirección. Por otra parte, tal y como se planteaba, estos cambios son lo suficientemente grandes como para revertir el orden de clasificación de las empresas basado en la IED, cambiando una de las empresas de la muestra hasta ocho posiciones de rango.

Por otro lado, cuando se ajusta solamente los parámetros para el coste de capital y la tasa de crecimiento para ser específicos por sector, el efecto en la IED de las empresas es mayor que cuando se ajusta la tasa de descuento únicamente. En concreto la máxima diferencia se da para el caso de ajustar únicamente el coste de capital, que es ligeramente superior que cuando se ajusta únicamente la tasa de crecimiento. Sin embargo, cuando se ajustan conjuntamente los dos el efecto total es menor que la suma, debido a las correlaciones negativas entre ambos efectos.

Por lo tanto, ahora podemos concluir que el coste de ser parsimoniosos en los procedimientos, como en DSS, es relativamente alto, en media, y también muy variable entre las empresas, tanto cuantitativa como cualitativamente. Por otra parte, este coste es lo suficientemente grande como para invertir el orden de clasificación de las empresas basadas en la duración. Por lo tanto, procedimientos empíricos más precisos, incluso a los que se utilizan en este trabajo que están limitados por su naturaleza a nivel de industria, se deben aplicar con el fin de aproximar empíricamente la IED teórica que, al igual la duración de bonos de Macaulay, es una fórmula específica para una empresa.

Apéndice.

Dechow *et al.* (2004) demuestran la relación analítica de la IED con el EPR y el BtM, ratios usados frecuentemente, tanto por profesionales como por académicos del ámbito financiero para definir el riesgo característico de una acción. Para ello consideran algunos casos especiales de la fórmula de la IED en la ecuación (6), bajo las hipótesis de que los flujos distribuidos al accionista en el periodo finito toman la forma de renta constante de cuantía A. La duración de la renta constante de duración T viene dada por:

$$D_A = \frac{(1+r)}{r} - \frac{T}{(1+r)^T - 1} \quad (A1)$$

y el valor actual de la renta constante de cuantía A y duración T viene dada por:

$$PV_A = A \cdot \frac{1 - \frac{1}{(1+r)^T}}{r} \quad (A2)$$

Sustituyendo estas dos ecuaciones en la ecuación (6) y simplificando se obtiene que:

$$D = T + \frac{(1+r)}{r} - \frac{A}{r} \cdot T \quad (A3)$$

ecuación clave a la hora de entender la relación entre IED, EPR y BtM.

En esta expresión destaca el hecho de que la IED tiene una relación inversa con la cuantía de los flujos de caja distribuidos en el horizonte finito.

Diferenciando la ecuación (A3) respecto a la cuantía, A, tenemos:

$$\frac{\partial D}{\partial A} = \frac{-T}{r \cdot P}, \quad (A4)$$

viéndose que esa relación inversa entre la IED y la cuantía A se intensifica a medida que aumentamos el periodo finito de predicción, T.

Retomando de la ecuación (8), si se asume que el crecimiento de los fondos propios es nulo para todo el período finito de predicción, esto es:

$$BV_t - BV_{t-1} = 0 \quad \text{para } 0 \leq t \leq T, \quad (A5)$$

y que existe una persistencia perfecta del actual ROE en el período de previsión, es decir,

$$\frac{E_t}{BV_{t-1}} = \frac{E_0}{BV_{-1}} \quad \text{para } 0 \leq t \leq T, \quad (\text{A6})$$

entonces la ecuación (8) se reduce a:

$$CF_t = E_0 \quad \text{para } 0 \leq t \leq T. \quad (\text{A7})$$

Por otro lado, si la cuantía de la renta para el horizonte finito de predicción se iguala a las ganancias al principio del periodo de previsión, la ecuación (A3) quedaría:

$$D = T + \frac{(1+r)}{r} - \frac{E_0}{P} \cdot \frac{T}{r} \quad (\text{A8})$$

Aquí podemos ver que hay una relación negativa entre la IED y EPR. Así EPR será una buena proxy de la duración de las acciones de una empresa donde el crecimiento de los fondos propios sea bajo y el ROE altamente persistente.

Para ver la relación entre la IED y el ratio BtM, se asume que el crecimiento en los fondos propios es igual a cero después del período de la predicción pero que el ROE revierte a la media del coste de los fondos propios en el primer año del periodo previsto, esto es:

$$\frac{E_0}{BV_{t-1}} = r \quad \text{para } 0 \leq t \leq T. \quad (\text{A9})$$

Ahora la ecuación (8) se simplifica a:

$$CF_t = r_t \cdot BV_0, \quad (\text{A10})$$

y la cuantía de la renta para el periodo de predicción finito es igual al valor en libros al principio del horizonte de predicción multiplicado por el coste de capital, y la IED quedaría:

$$D = T + \frac{(1+r)}{r} - \frac{BV_0}{P} \cdot T \quad (\text{A11})$$

En este caso especial, hay una relación simple negativa entre IED y el ratio BtM. Éste ratio será una buena proxy de la duración de la empresa cuando el crecimiento de los fondos propios es bajo y el ROE revierte rápidamente a la media.

Referencias.

- Boquist, J.A., Racette, G.C. y Schlarbaum, G.G., 1975. Duration and Risk Assessment for Bonds and Common Stocks. *Journal of Finance*, 30, 1360- 1365.
- Czaja, M. G., Scholz, H. y Wilkens, M., 2009. Interest rate risk of German financial institutions: the impact of level, slope, and curvature of the term structure. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33(1), 1-26.
- Campbell, J. y Mei, J., 1993. Where Do Beta Come From? Asset Price Dynamics and the Sources of Systematic Risk. *The Review of Financial Studies*, 6, 567–592.
- Campbell, J.Y., Polk, C. y Voulteenaho, T., 2009. Growth or glamour? Fundamentals and systematic risk in stock returns. *Review of Financial Studies*, 23 (1), 305– 344.
- Chen, H.J., 2011. Firm life expectancy and the heterogeneity of the book-to-market effect. *Journal of Financial Economics*, 100 (2), 402–423.
- Cohen, R.D., 2002. The relationship between the equity risk premium, duration and dividend yield. *Wilmott Magazine*, 6, 84–97.
- Cornell, B., 1999. Risk, Duration, and Capital Budgeting: New Evidence on Some Old Questions. *Journal of Business*, 72, 183–200.
- Da, Z., 2009. Cash Flow, Consumption Risk, and the Cross-section of Stock Returns. *Journal of Finance*, 64, 923–956.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. y Soliman, M.T., 2004. Implied Equity Duration: A New Measure of Equity Risk. *Review of Accounting Studies*, 9, 197-228.
- Easton, P. D. y Sommers, G. A., 2007. Effect of analysts' optimism on estimates of the expected rate of return implied by earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 45(5), 983-1015.
- Fama, E. F. y French, K.R., 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–55.

- Fullana, O. y Toscano, D., 2014. The implied equity duration for the Spanish listed firms. *Spanish Review of Financial Economics*, 12(1), pp. 33–39
- González, M. y Nave, J.M., 2010. Portfolio immunization using independent component analysis. *Spanish Review of Financial Economics*, 21, 37-46.
- Hamelink, F., MacGregor, B., Nanthakumaran, N. y Orr, A., 2002. A comparison of UK equity and property duration. *Journal of Property Research*, 19 (1), 61–80.
- Hicks, J.R., 1939. *Value and Capital*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Hurley, W.J. y Johnson, L.D., 1995. A Note on the Measurement of Duration and Convexity. *Financial Analysts Journal*, May/June, 77-79.
- Johnson, L. D. (1989). Equity duration: Another look. *Financial Analysts Journal*, 45(2), 73-75.
- Leibowitz, M., 1986. Total Portfolio Duration: A New Perspective on Asset Allocation. *Financial Analysts Journal*, 42(5), 18–29.
- Leibowitz, M. L., Bova, A. y Hammond, P. B., 2010. Real Return Tents and Equity Durations. *The Endowment Model of Investing: Return, Risk, and Diversification*, 213-223. Hoboken, NJ: John Wiley and Sons.
- Leibowitz, M. y Kogelman, S., 1993. Resolving the Equity Duration Paradox. *Financial Analysts Journal*, 49:1, 51–65.
- Leibowitz, M.L., Sorensen, E.H., Arnott R.D. y Hanson H.N., 1989. A Total Differential Approach to Equity Duration. *Financial Analysts Journal*, September/October, 30-37.
- Lewin, R.A., Sardy, M.J. y Satchell, S., 2007. UK measures of firm-lived equity duration. *International Finance Review*, 7, 335–347.
- Lintner, J., 1971. *Corporate Growth Under Uncertainty*. The Corporate Economy. London, UK: MacMillan.

- Livingston, M., 1978. Duration and risk assessment for bonds and common stocks: a note. *Journal of Finance*, 33 (1), 293–295.
- Macaulay, F.R., 1938. *Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields, and Stock Prices in the United States since 1856*. Cambridge, UK: NEBER books.
- Navarro, E. y Nave, J.M., 1997. A two-factor duration model for interest rate risk management. *Investigaciones económicas*, 21(1), 55-74.
- Navarro, E. y Nave, J.M., 2001. The structure of spot rates and immunization: Some further results. *Spanish Economic Review*, 3(4): 273-294.
- Nissim, D. y Penman, S.H., 2001. Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice. *Review of Accounting Studies*, 6, 109–154.
- O’Hanlon, J. y Steele, A., 2000. Estimating the equity risk premium using accounting fundamentals. *Journal of Business Finance and Accounting* 27: 1051-1084.
- Penman, S.H., 1991. An Evaluation of Accounting Rate-of-Return. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 6, 233–256.
- Santa-Clara, P., 2004. Discussion of Implied Equity Duration: A New Measure of Equity Risk. *Review of Accounting Studies*, 9(2), 229-231.
- Shaffer, S., 2007. Equity duration and convexity when firms can fail or stagnate. *Finance Research Letters*, 4 (4), 233–241.
- Stigler, G.J., 1963. *Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Verardi, V. y Croux, C., 2009. Robust regression in Stata. *The Stata Journal* 9, 439–453.
- Verardi, V. y Croux, C., 2010. Software Update: st0173 1: Robust regression in Stata. *The Stata Journal* 10, 313.
- Verardi, V. y Dehon, C., 2010. Multivariate outlier detection in Stata. *The Stata Journal* 10 (2), 259–266.

Table 1. Resumen de selección de la muestra, variables financieras y parámetros usados en la estimación de la duración implícita de las acciones

Panel A. Empresas seleccionadas				
	Cotizadas en SIBE a 31/12/2012	123		
	Empresas sector financiero	29		
	Datos financieros no disponibles	4		
	Eliminadas	28		
	Empresas muestra final	62		
Panel B. Financial variables and database				
	Valor libro acciones	Compustat		
	Beneficio antes resultados extraordinarios	Compustat		
	Ventas	Compustat		
	Capitalización de mercado	Compustat		
Panel C. Parámetros utilizados predicción				
	Coficiente autocorrelación ROE	49.77%		
	Tasa descuento (r)	8.81%		
	Coficiente autocorrelación crecimiento			
	Ventas	83.11%		
	Tasa de crecimiento de la economía a LP	7.63%		
Panel D. Resumen empresas componen muestra final por tamaño y sector				
Sector	#	IBEX35	IBEX MC	IBEX SC
Petroleo y Energía	6	5	-	-
Materiales Básicos	16	6	2	5
Bienes de consumo	24	2	5	9
Servicios de consumo	11	2	3	3
Tec. y Comunicaciones	5	3	1	-
Totals	62	18	11	17

Los datos financieros de las empresas se han obtenido de la base de datos Compustat Global Vantage para el mercado español. En el Panel D, los sectores e índices selectivos aparecen acorde a la clasificación de la Bolsa de Madrid. Las firmas que cotizan en el índice IBEX35 son las de más alta capitalización, IBEX MC las de media capitalización y IBEX SC las de baja capitalización

Table 2. Parámetros de predicción sectoriales y de mercado

	Coefficiente Autocorrelación ROE	Coefficiente Autocorrelación Crecimiento Ventas	<i>r</i>	<i>g</i>
Petroleo y Energía	0.3563	0.9098	0.0770	0.0767
Básicos	0.5162	0.8058	0.0742	0.0183
Bienes consumo	0.5270	0.8062	0.0453	0.0273
Servicios consumo	0.6884	0.8745	0.0858	0.0194
Tecnologías	0.4009	0.7591	0.1678	0.1532
Mercado	0.4977	0.8311	0.0881	0.0763

Para cada sector aparece en la tabla: El Coeficiente de Autocorrelación para el ROE y el Crecimiento de las Ventas; la tasa de rentabilidad de los fondos propios a largo plazo (*r*) y la tasa de crecimiento de los fondos propios a largo plazo (*g*) estimados en sección cruzada aplicando:

$$\frac{eps_{jt}}{bps_{jt-1}} = \delta_0 + \delta_1 \frac{P_{jt} - bps_{jt}}{bps_{jt-1}},$$

donde: $\delta_0 = r$; $\delta_1 = (r - g)/(1+g)$; y eps_{jt} es el ratio ganancia por acción de la empresa *j* en el momento *t*; bps_{jt} es el ratio valor libro por acción de la empresa *j* en el momento *t*; and P_{jt} es el precio por acción de la empresa *j* en el momento *t*

Table 3. Duración implícita de las acciones nueva, duración implícita de las acciones, ratio ganancias-precio, ratio valor libro-mercado, capitalización y crecimiento de las ventas

TICKER	IEDn	IED	EPR	BtM	CAP	SGR
ENG	27.98	22.90	0.11	0.62	3,412	0.14
ELE	18.82	16.29	0.18	1.49	16,781	0.05
EGPW	23.44	21.92	0.00	0.07	7,910	-0.01
IBE	21.35	20.09	0.01	0.91	28,465	0.04
REE	29.22	23.61	0.10	0.50	4,473	0.17
REP	26.55	22.22	0.09	0.94	28,977	0.10
Energía y Petróleo	24.56	21.17	0.082	0.76	15,003	0.08
# Obs. 6	4.04	2.66	0.06	0.48	11,620	0.06
ABG	21.28	24.09	0.12	1.16	1,484	0.13
ANA	16.50	18.53	0.04	1.33	4,241	0.04
ACX	19.26	19.61	0.05	0.76	2,471	0.04
CAF	21.00	20.97	0.10	0.51	1,320	0.09
AZK	-1.36	7.44	0.63	2.74	28	0.06
CIE	23.37	25.41	0.13	0.86	638	0.16
MDF	19.28	18.56	0.13	0.36	810	0.00
ENO	18.06	18.67	0.14	0.72	868	0.05
ECR	23.70	32.28	-0.01	2.80	68	0.13
FCC	13.71	14.69	0.01	1.21	2,551	-0.03
FDR	17.16	20.31	0.08	1.52	215	0.07
GAM	20.03	25.95	0.07	2.13	794	0.11
GSJ	-1.45	1.22	-0.28	2.59	135	-0.12
LGT	17.80	20.30	0.13	1.23	28	0.08
OHL	12.67	14.06	0.18	1.07	1,933	0.00
URA	16.29	17.58	-0.09	1.36	309	0.00
Básicos	16.08	18.73	0.09	1.40	1,118	0.05
# Obs. 16	07.46	07.27	0.18	0.77	1,180	0.07

Table 3 (Cont.)

TICKER	IEDn	IED	EPR	BtM	CAP	SGR
ADZ	6.61	2.22	-0.10	2.79	47	-0.07
ALM	16.41	11.00	0.10	0.97	882	-0.13
BDL	24.97	16.39	0.04	0.80	224	-0.04
RIO	32.03	20.56	0.03	0.94	27	0.06
CFG	29.40	18.82	-0.04	0.91	657	0.00
CUN	29.58	19.59	0.02	0.50	214	0.00
OLE	16.31	9.53	-0.04	1.85	440	-0.06
EBRO	31.54	20.64	0.07	0.72	2,208	0.07
ENC	19.54	12.10	0.09	1.60	450	-0.02
FAE	24.32	16.20	0.06	0.65	257	-0.07
GRF	27.32	18.28	0.00	0.40	2,770	-0.13
TVX	43.89	22.67	-0.27	4.54	36	0.06
IBG	23.85	15.05	0.16	1.51	147	0.03
ROVI	32.03	21.22	0.07	0.52	255	0.08
MCM	30.35	19.91	0.10	0.77	233	0.07
NAT	18.36	10.17	0.38	3.09	43	0.05
PVA	30.31	19.24	0.10	1.28	501	0.06
PRM	20.43	13.45	0.13	1.04	69	-0.04
RDM	27.90	17.66	-0.02	1.11	36	0.00
SNC	42.94	26.89	0.09	1.51	75	0.14
UPL	25.15	15.89	-0.06	1.11	147	-0.04
VID	30.79	20.27	0.10	0.70	456	0.07
VIS	30.38	20.41	0.08	0.34	1,336	0.05
ZEL	33.70	22.60	0.00	0.10	382	0.11
Bienes Consumo	27.00	17.11	0.04	1.24	495	0.01
# Obs. 24	8.23	5.32	0.12	0.99	691	0.07

Table 3 (Cont.)

TICKER	IEDn	IED	EPR	BtM	CAP	SGR
A3TV	17.44	19.26	0.10	0.30	982	0.00
CBAV	19.96	20.95	0.05	0.22	106	0.04
CDR	23.66	25.92	0.11	0.50	336	0.22
FUN	32.35	38.63	0.17	3.30	99	0.16
TL5	25.74	27.31	0.06	0.79	1,794	0.18
MEL	16.92	20.18	0.06	1.59	720	0.07
PRS	10.81	4.34	-0.99	5.57	399	-0.03
PSG	19.54	21.27	0.08	0.32	2,085	0.10
VOC	13.12	12.58	-0.25	2.20	194	-0.04
VLG	17.02	21.52	0.09	2.09	116	0.08
Servicios Consumo	19.25	20.86	-0.04	1.58	1,491	0.07
# Obs. 11	6.10	8.60	0.33	1.66	2,768	0.09
TICKER	IEDn	IED	EPR	BtM	CAP	SGR
AMS	15.72	20.68	0.08	0.23	5,610	0.07
IDR	14.27	19.61	0.11	0.68	1,615	0.06
JAZ	17.17	23.46	0.01	0.10	916	0.23
TEC	15.40	27.31	0.04	1.67	105	0.13
TEF	14.56	19.14	0.10	0.45	61,089	0.03
Technology	15.42	22.04	0.07	0.63	13,867	0.10
# Obs. 5	1.14	3.38	0.04	0.62	26,482	0.08

Para cada empresa esta tabla muestra IEDn: la duración de las acciones con parámetros sectoriales a final año 2012; IED: la duración de las acciones a final 2012 metodología DSS; la ratio beneficio-precio a final 2012; BtM: la ratio valor libro-mercado a final 2012; CAP: capitalización de mercado a final 2012 en millones de euros; SGR: tasa de variación anual de las ventas a finales 2012 calculada como: $[(Ventas_t - Ventas_{t-1}) / Ventas_{t-1}]$.

Tabla 4. Estadística descriptiva para la IEDn, IED y otras medidas de riesgo relacionadas

Panel A. Estadísticas							
	Med	D.E.	Min	Max	1Q	3Q	Mediana
IEDn	21.64	8.44	-1.45	43.89	16.61	27.76	20.23
IED	18.99	6.36	1.22	38.63	16.32	21.82	19.76
EPR	0.05	0.18	-0.99	0.63	0.01	0.11	0.08
BtM	1.24	1.05	0.07	5.57	0.51	1.52	0.94
CAP	3,315.25	9,294.82	26.87	61,089.09	147.12	1,898.29	478.74
SGR	0.04	0.08	-0.13	0.23	0.00	0.09	0.05

Panel B. Correlaciones (Pearson/Spearman)						
	IEDn	IED	EPR	BtM	CAP	SGR
IEDn		0.51	-0.01	-0.25	-0.11	0.36
IED	0.60		0.08	-0.26	0.10	0.86
EPR	0.02	0.25		-0.11	0.13	0.32
BtM	-0.19	-0.27	-0.44		-0.52	-0.08
CAP	-0.08	0.04	0.06	-0.17		0.03
SGR	0.35	0.74	0.29	-0.11	0.00	

IEDn: la duración de las acciones con parámetros sectoriales a final año 2012; IED: la duración de las acciones a final 2012 metodología DSS; la ratio beneficio-precio a final 2012; BtM: la ratio valor libro-mercado a final 2012; CAP: capitalización de mercado a final 2012 en millones de euros; SGR: tasa de variación anual de las ventas a finales 2012 calculada como: $[(Ventas_t - Ventas_{t-1}) / Ventas_{t-1}]$. El coeficiente de correlación lineal de Pearson aparece en el Panel B debajo de la diagonal, y el coeficiente de correlación lineal de Spearman aparece encima de la diagonal

Table 5. Cambios totales cuantitativos y cualitativos de la IED

TICKER	IED	IEDn	Dif.	Rank IED	Rank IEDn	Dif.
ENG	22.90	27.98	5.08	51	48	-3
ELE	16.29	18.82	2.52	16	25	9
EGPW	21.92	23.44	1.53	47	37	-10
IBE	20.09	21.35	1.25	33	35	2
REE	23.61	29.22	5.61	53	49	-4
REP	22.22	26.55	4.32	48	45	-3
ABG	24.09	21.28	-2.80	54	34	-20
ANA	18.53	16.50	-2.03	22	16	-6
ACX	19.61	19.26	-0.36	30	26	-4
CAF	20.97	21.00	0.03	43	33	-10
AZK	7.44	-1.36	-8.79	4	2	-2
CIE	25.41	23.37	-2.04	55	36	-19
MDF	18.56	19.28	0.72	23	27	4
ENO	18.67	18.06	-0.61	24	23	-1
ECR	32.28	23.70	-8.58	61	39	-22
FCC	14.69	13.71	-0.98	12	7	-5
FDR	20.31	17.16	-3.15	37	19	-18
GAM	25.95	20.03	-5.92	57	31	-26
GSJ	1.22	-1.45	-2.67	1	1	0
LGT	20.30	17.80	-2.50	36	22	-14
OHL	14.06	12.67	-1.39	11	5	-6
URA	17.58	16.29	-1.29	19	13	-6

Table 5 (Cont.)

TICKER	IED	IEDn	Dif.	Rank IED	Rank IEDn	Dif.
ADZ	2.22	6.61	4.39	2	3	1
ALM	11.00	16.41	5.41	7	15	8
BDL	16.39	24.97	8.58	17	42	25
RIO	20.56	32.03	11.48	39	58	19
CFG	18.82	29.40	10.58	25	50	25
CUN	19.59	29.58	10.00	29	51	22
OLE	9.53	16.31	6.78	5	14	9
EBRO	20.64	31.54	10.90	40	56	16
ENC	12.10	19.54	7.44	8	29	21
FAE	16.20	24.32	8.12	15	41	26
GRF	18.28	27.32	9.04	21	46	25
TVX	22.67	43.89	21.22	50	62	12
IBG	15.05	23.85	8.81	13	40	27
ROVI	21.22	32.03	10.81	44	57	13
MCM	19.91	30.35	10.43	32	53	21
NAT	10.17	18.36	8.20	6	24	18
PVA	19.24	30.31	11.07	27	52	25
PRM	13.45	20.43	6.99	10	32	22
RDM	17.66	27.90	10.23	20	47	27
SNC	26.89	42.94	16.05	58	61	3
UPL	15.89	25.15	9.25	14	43	29
VID	20.27	30.79	10.52	35	55	20
VIS	20.41	30.38	9.96	38	54	16
ZEL	22.60	33.70	11.11	49	60	11

Table 5 (Cont.)

TICKER	IED	IEDn	Dif.	Rank IED	Rank IEDn	Dif.
ABE	17.47	15.27	-2.20	18	10	-8
A3TV	19.26	17.44	-1.82	28	21	-7
CBAV	20.95	19.96	-0.99	42	30	-12
CDR	25.92	23.66	-2.26	56	38	-18
FUN	38.63	32.35	-6.28	62	59	-3
TL5	27.31	25.74	-1.57	60	44	-16
MEL	20.18	16.92	-3.26	34	17	-17
PRS	4.34	10.81	6.48	3	4	1
PSG	21.27	19.54	-1.74	45	28	-17
VOC	12.58	13.12	0.54	9	6	-3
VLG	21.52	17.02	-4.50	46	18	-28
AMS	20.68	15.72	-4.96	41	12	-29
IDR	19.61	14.27	-5.34	31	8	-23
JAZ	23.46	17.17	-6.29	52	20	-32
TEC	27.31	15.40	-11.91	59	11	-48
TEF	19.14	14.56	-4.58	26	9	-17

Para cada empresa se muestra la diferencia cuantitativa entre la IEDn y la IED y la cualitativa calculada como diferencia en el ranking.

Table 6. Cambios parciales IED**Panel A: Cambios cuantitativos IED**

TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ENG	27.78	4.88	22.93	0.03	26.26	3.36	24.24	1.33
ELE	19.02	2.72	16.06	-0.24	20.15	3.86	15.31	-0.99
EGPW	23.47	1.55	21.90	-0.01	23.60	1.68	21.80	-0.11
IBE	21.47	1.38	19.97	-0.12	22.34	2.25	19.34	-0.75
REE	28.95	5.34	23.67	0.07	26.93	3.32	25.38	1.77
REP	26.43	4.21	22.20	-0.02	25.56	3.34	22.99	0.77
ABG	21.61	-2.47	24.15	0.06	29.03	4.94	17.81	-6.27
ANA	17.04	-1.49	18.29	-0.24	22.79	4.26	13.68	-4.85
ACX	19.58	-0.03	19.46	-0.15	22.86	3.25	16.85	-2.77
CAF	21.20	0.24	20.91	-0.05	23.93	2.96	18.67	-2.30
AZK	-0.03	-7.47	6.82	-0.62	12.66	5.22	-3.30	-10.74
CIE	23.56	-1.85	25.57	0.16	29.95	4.54	20.01	-5.41
MDF	19.50	0.94	18.42	-0.14	20.76	2.20	17.50	-1.06
ENO	18.40	-0.27	18.51	-0.16	21.67	3.00	15.91	-2.76
ECR	24.32	-7.96	32.57	0.29	42.24	9.96	17.13	-15.14
FCC	14.30	-0.39	14.30	-0.39	17.95	3.26	11.62	-3.08
FDR	17.71	-2.60	20.15	-0.16	25.31	5.00	13.89	-6.42
GAM	20.62	-5.33	26.01	0.06	33.31	7.36	15.23	-10.72
GSJ	-0.13	-1.35	0.17	-1.05	4.78	3.56	-2.93	-4.15
LGT	18.26	-2.03	20.18	-0.12	24.68	4.38	14.87	-5.42
OHL	13.24	-0.81	13.69	-0.36	16.93	2.87	10.94	-3.11
URA	16.86	-0.72	17.26	-0.32	21.69	4.11	13.50	-4.08

Table 6. Panel A (Cont.)

TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ALM	18.39	7.39	9.43	-1.57	20.65	9.65	9.81	-1.19
BDL	26.10	9.71	15.43	-0.96	29.22	12.83	14.75	-1.64
RIO	32.43	11.87	20.10	-0.46	38.46	17.90	17.38	-3.18
CFG	30.18	11.36	18.05	-0.77	34.53	15.71	16.53	-2.29
CUN	30.12	10.54	19.10	-0.48	32.49	12.90	18.34	-1.24
OLE	18.85	9.32	7.30	-2.23	25.38	15.85	6.09	-3.44
EBRO	31.86	11.22	20.30	-0.34	36.71	16.07	18.09	-2.55
ENC	21.51	9.41	10.38	-1.73	28.56	16.46	8.39	-3.71
FAE	25.44	9.24	15.28	-0.92	27.54	11.34	15.10	-1.10
GRF	28.07	9.78	17.68	-0.60	29.01	10.73	17.79	-0.49
TVX	44.43	21.76	21.26	-1.41	74.47	51.80	6.85	-15.82
IBG	25.23	10.18	13.80	-1.25	33.60	18.55	10.64	-4.41
ROVI	32.22	11.00	21.02	-0.20	35.94	14.72	19.25	-1.96
MCM	30.78	10.87	19.49	-0.42	35.86	15.95	17.24	-2.67
NAT	20.59	10.43	8.07	-2.10	39.67	29.50	0.11	-10.05
PVA	30.90	11.66	18.60	-0.64	39.35	20.11	14.80	-4.45
PRM	22.05	8.61	12.11	-1.34	26.12	12.67	11.30	-2.14
RDM	28.90	11.24	16.70	-0.96	34.25	16.59	14.85	-2.81
SNC	41.98	15.09	27.40	0.51	55.99	29.10	19.51	-7.38
UPL	26.48	10.59	14.67	-1.22	30.77	14.88	13.64	-2.25
VID	31.15	10.88	19.91	-0.36	35.91	15.64	17.76	-2.51
VIS	30.70	10.29	20.14	-0.27	32.78	12.37	19.32	-1.09
ZEL	33.66	11.06	22.61	0.02	34.45	11.85	22.19	-0.41

Table 6. Panel A (Cont.)

TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ABE	15.33	-2.14	17.44	-0.03	16.69	-0.78	16.09	-1.38
A3TV	17.48	-1.78	19.24	-0.02	18.38	-0.88	18.33	-0.93
CBAV	19.98	-0.97	20.94	0.00	20.70	-0.25	20.22	-0.72
CDR	23.66	-2.26	25.96	0.04	24.95	-0.97	24.65	-1.27
FUN	32.36	-6.27	38.76	0.12	42.86	4.23	28.47	-10.16
TL5	25.74	-1.58	27.36	0.04	28.14	0.83	24.98	-2.33
MEL	17.00	-3.18	20.16	-0.02	22.44	2.26	14.94	-5.24
PRS	11.08	6.74	4.12	-0.21	30.12	25.78	-13.02	-17.36
PSG	19.56	-1.71	21.27	0.00	20.60	-0.67	20.23	-1.04
VOC	13.24	0.67	12.48	-0.09	20.60	8.02	5.78	-6.80
VLG	17.11	-4.40	21.50	-0.01	24.24	2.72	14.64	-6.87
AMS	15.42	-5.26	20.96	0.28	14.40	-6.28	22.67	1.98
IDR	13.50	-6.11	20.19	0.57	10.41	-9.20	25.64	6.03
JAZ	17.19	-6.28	23.23	-0.23	16.71	-6.75	24.37	0.90
TEC	14.39	-12.92	26.63	-0.68	6.50	-20.81	42.58	15.28
TEF	13.95	-5.20	19.76	0.62	11.97	-7.17	23.00	3.86

Para cada empresa, esta tabla muestra la IED calculada modificando uno a uno los siguientes elementos (i) la tasa de descuento; (ii) los parámetros de la tasa de coste de capital; en (iii) los parámetros de la tasa de crecimiento, y (iv) los parámetros para el coste de capital y la tasa de crecimiento.

Tabla 6. Panel B: Cambios cualitativos

TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ENG	46	-3	51	-5	34	0	55	-17
ELE	24	9	17	8	13	1	27	-3
EGPW	36	-10	48	-11	25	1	50	-22
IBE	32	2	33	-1	21	0	45	-12
REE	49	-4	53	-4	35	0	59	-18
REP	44	-3	49	-4	32	1	53	-16
ABG	34	-20	54	-20	40	0	38	-14
ANA	15	-6	23	-7	23	1	17	1
ACX	27	-4	29	-3	24	-1	31	-6
CAF	31	-10	41	-12	26	-2	42	-17
AZK	2	-2	4	-2	5	0	2	1
CIE	37	-19	55	-18	42	0	47	-13
MDF	25	4	24	2	18	1	35	-5
ENO	22	-1	25	-2	19	1	28	-5
ECR	39	-22	61	-22	59	0	32	-2
FCC	9	-5	13	-3	10	1	14	-2
FDR	19	-18	36	-18	30	-1	18	-7
GAM	30	-26	57	-27	47	0	26	-10
GSJ	1	0	2	0	1	1	3	0
LGT	20	-14	38	-16	28	2	23	-8
OHL	5	-6	11	-6	9	0	12	-2
URA	13	-6	19	-6	20	0	15	1

Table 6. Panel B (Cont.)

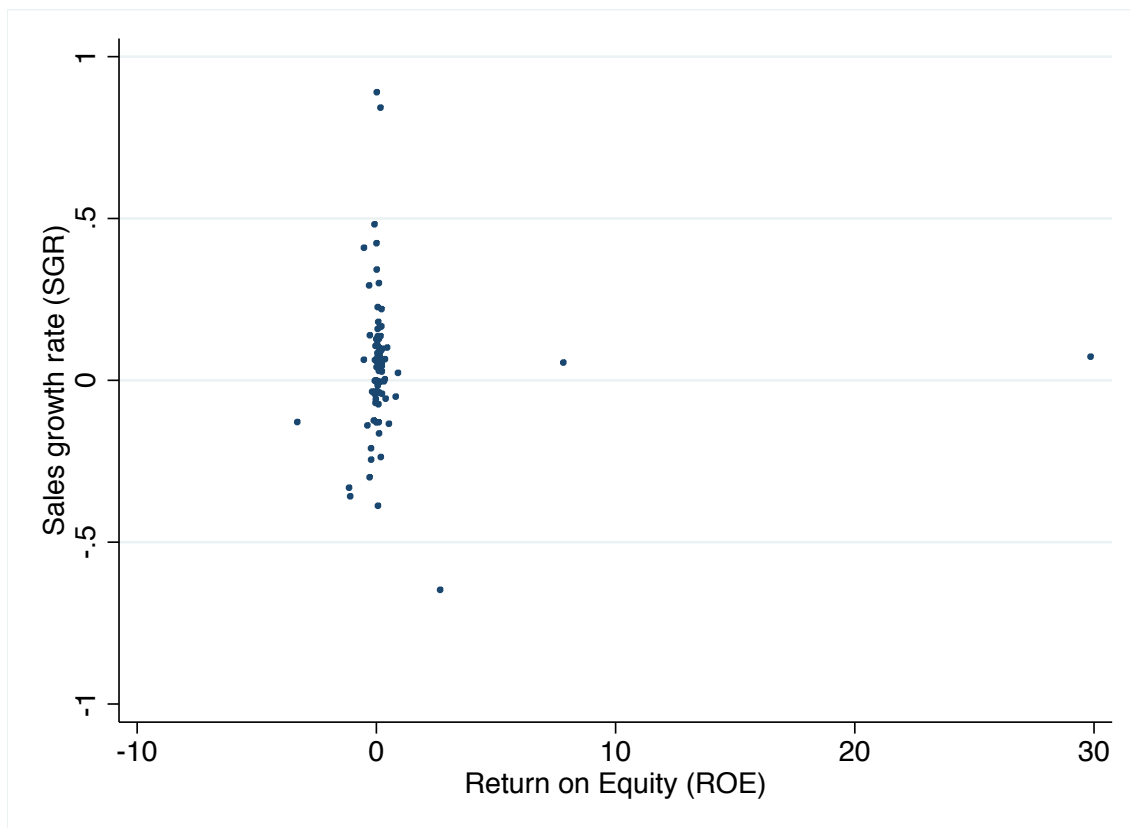
TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ADZ	3	1	1	1	12	-1	4	10
ALM	21	8	7	14	16	0	10	9
BDL	43	25	16	26	41	-1	20	24
RIO	59	19	34	20	56	-5	34	17
CFG	51	25	22	26	51	-3	30	26
CUN	50	22	27	21	45	-2	41	16
OLE	23	9	5	18	31	0	7	26
EBRO	56	16	40	16	55	0	39	15
ENC	33	21	8	25	38	0	9	30
FAE	41	26	15	26	36	0	25	21
GRF	47	25	21	26	39	0	37	18
TVX	62	12	45	12	62	-5	8	12
IBG	40	27	12	27	48	-1	11	35
ROVI	57	13	44	13	54	0	43	10
MCM	53	21	30	21	52	-2	33	20
NAT	29	18	6	23	58	0	5	52
PVA	54	25	26	27	57	-1	21	30
PRM	35	22	9	25	33	-1	13	23
RDM	48	27	18	28	49	-2	22	29
SNC	61	3	60	3	61	2	46	3
UPL	45	29	14	31	44	0	16	30
VID	55	20	32	20	53	-3	36	18
VIS	52	16	35	14	46	-3	44	8
ZEL	60	11	50	11	50	1	51	1

Table 6. Panel B (Cont.)

TICKER	(i)	Dif.	(ii)	Dif.	(iii)	Dif.	(iv)	Dif.
ABE	11	-8	20	-7	7	2	29	-11
A3TV	18	-7	28	-10	11	0	40	-17
CBAV	28	-12	42	-14	17	0	48	-25
CDR	38	-18	56	-18	29	0	57	-27
FUN	58	-3	62	-4	60	0	61	-2
TL5	42	-16	59	-18	37	-1	58	-23
MEL	14	-17	37	-20	22	3	24	-12
PRS	4	1	3	1	43	0	1	40
PSG	26	-17	46	-19	14	1	49	-31
VOC	6	-3	10	-3	14	1	6	5
VLG	16	-28	47	-30	27	1	19	-19
AMS	12	-29	43	-29	6	2	52	-35
IDR	7	-23	39	-24	3	8	60	-28
JAZ	17	-32	52	-35	8	0	56	-44
TEC	10	-48	58	-49	2	-1	62	-57
TEF	8	-17	31	-18	4	5	54	-22

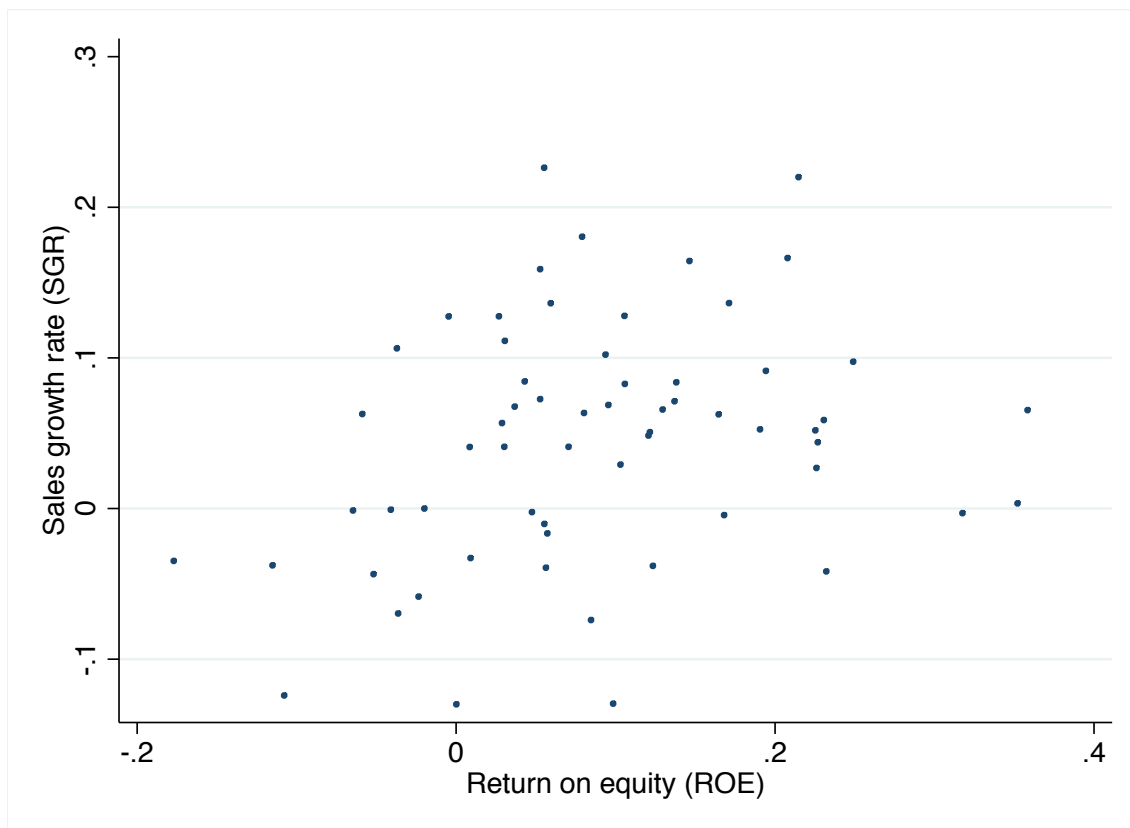
Para cada empresa, esta tabla muestra la IED calculada y el ranking, pero modificando uno a uno los siguientes elementos: (i) la tasa de descuento; (ii) los parámetros de la tasa de coste de capital; en (iii) los parámetros de la tasa de crecimiento, y (iv) los parámetros para el coste de capital y la tasa de crecimiento.

Figure 1. ROE vs SGR para la muestra inicial de 90 empresas



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad sobre los fondos propios (%) y en el de ordenadas la tasa de crecimiento de las ventas (%).

Figure 2. ROE vs SGR para la muestra final de 62 empresas



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad sobre los fondos propios (%) y en el de ordenadas la tasa de crecimiento de las ventas (%).

Capítulo 2

Efecto de las NIIF en el Conservadurismo de Balance de las empresas cotizadas españolas.⁵

1. Introducción

Desde enero del 2005 las empresas pertenecientes a la Unión Europea que coticen en algún mercado oficial deben adoptar las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) en la preparación de sus cuentas anuales consolidadas. Este hecho en aras de la armonización contable europea representa uno de los sucesos recientes más trascendentes en la búsqueda de la transparencia y la calidad en las cuentas que presentan las empresas europeas. Bajo la hipótesis de que el conservadurismo contable está influenciado por la normativa contable, este cambio desde los PCGA (Principios de Contabilidad Generalmente Aceptados) de cada país a las NIIF podría haber repercutido significativamente en el mismo, cobrando así relevancia, para legisladores, profesionales y académicos, los estudios empíricos que lo analizan.

Aunque el concepto de conservadurismo contable juega un papel crucial en la literatura (Basu, 1997; Watts, 2003; y Ball et al., 2013), no existe una

⁵ Este capítulo está basado en las últimas versiones de Fullana y Toscano (2014a) y Fullana y Toscano (2014b).

definición única admitida, pudiéndose encontrar dentro de la literatura diferentes enfoques relacionados con los resultados o con el balance de las empresas. Givoly et al. (2007) citan como definición genérica de conservadurismo la recogida en su día por el FASB (Financial Accounting Standards Board) en su marco conceptual en donde se identificaba con “la reacción prudente de intentar asegurarse de que la incertidumbre y los riesgos inherentes a la empresa son considerados de forma adecuada”. De forma generalizada, se reconocen dos tipos de conservadurismo: el incondicional (Watts, 2003, Beaver y Ryan, 2005; Givoly et. al 2007) que implica la persistencia sistemática, e independiente de las noticias, a infravalorar los activos netos de la empresa (los fondos propios) a través de políticas y métodos que son conservadores;⁶ y el condicional (Basu, 1997) que se refiere al alto grado de prudencia exigido para reconocer una buena noticia (ganancia) frente a una mala (pérdida).⁷

En este capítulo nos centramos en el estudio del efecto de la adopción de la NIIF por las empresas cotizadas en el mercado bursátil español sobre su conservadurismo incondicional. Los motivos que nos lleva a centrarnos en un solo tipo de conservadurismo, el incondicional, son varios. Primero, por la elevada probabilidad de existencia de un nivel de conservadurismo incondicional alto previo a la adopción de la NIIF en los sistemas contables continentales, como es el español, dada la importante influencia que las normas fiscales tienen en ellos. Segundo, por la influencia negativa que el

⁶ Entre otras prácticas contables el conservadurismo incondicional incluye por ejemplo el ignorar determinados activos intangibles, así como determinados costes de I+D; la aplicación de amortizaciones aceleradas a los activos fijos; y la sobrevaloración de forma sistemática de las provisiones, aunque estas dos últimas también podrían asociarse con el conservadurismo condicional, como consecuencia de sus efectos en la cuenta de resultados

⁷ Ball et al. (2000) se refiere a esta definición dependiente de las noticias como conservadurismo de cuenta de resultados, frente al conservadurismo incondicional también conocido como conservadurismo de balance.

conservadurismo incondicional tiene en la calidad de la información contable, convirtiéndolo en un claro aspecto a erradicar, frente al más deseable conservadurismo condicional que reduce la discrecionalidad de los directivos para manipular los resultados (Dechow et al., 2010).⁸ Por último, por el carácter sustitutivo entre el conservadurismo incondicional y el conservadurismo condicional ampliamente demostrado en la literatura empírica,⁹ que unido al primero de los motivos expuestos anticipa una menor importancia relativa del nivel de conservadurismo condicional en los sistemas contables continentales.

Tal y como se refleja en Nobes (1998), con anterioridad a la adopción de las NIIF el nivel de conservadurismo en general, así como el de sus dos manifestaciones, el incondicional y el condicional, difiere entre países por razones culturales (Cieslewicz, 2013), legales, de estructura del sistema financiero y de otros incentivos propios de las empresas.¹⁰ Así pues, es de esperar que los cambios producidos por la adopción de las NIIF difieran igualmente entre países, máxime cuando la evidencia reciente (Kvaal y Nobes, 2010; Martínez et al., 2011; Haller y Wehrfritz, 2013; Filip y Raffournier, 2013; y Nobes y Perramon, 2013) indica que la propia aplicación de las NIIF difiere entre países dependiendo de los PCGA

⁸ En la literatura, el conservadurismo incondicional y el conservadurismo condicional se incorporan a los modelos como efectos opuestos (Beaver y Ryan, 2005; y Roychowdhury y Watts, 2007).

⁹ Pueden verse al respecto los trabajos de Ball et al. (2000), Basu et al. (2001), Giner y Rees (2001), Pope y Walker (2003), Hanna (2003), Francis et al. (2004) y Pae et al. (2005) en donde se documenta empíricamente la relación negativa entre los dos tipos de conservadurismo, incluso a nivel de industria como en Givoly et al. (2007).

¹⁰ Según el indicador de Bae et al. (2008) construido mediante el análisis de 21 tratamientos contables a conciliar dadas sus divergencias internacionales, España ocupa el segundo puesto europeo con 16 diferencias entre los PCGA locales y las NIIF, solo superada en una por Grecia. La media de las diferencias en los países europeos con sistemas contables continentales es de 11,75 frente a la media de países europeos con sistemas contables anglosajones de 1,00.

previos, por lo que una correcta estimación de dichos cambios requiere análisis a nivel de país.

En ese contexto, el del análisis del efecto de las NIIF en el conservadurismo incondicional de las empresas cotizadas españolas, encontramos entre la literatura previa diversos trabajos que utilizan tres metodologías distintas.¹¹ En Callao et al. (2007), Callao et al. (2010) y Garrido y Vázquez (2011) se aprovecha la obligatoriedad de las empresas de rehacer en 2005 los estados contables de 2004 utilizando, en aras de la comparabilidad, las mismas prácticas usadas en la elaboración de los estados contables de 2005, con lo que se dispone de estados contables elaborados por las empresas para el mismo año, 2004, bajo las dos normas, los PCGA domésticos y las NIIF.¹² En Callao et al. (2007) y Callao et al. (2010) se calculan y comparan las dos ratios BtM que se derivan de los dos valores en libros de los fondos propios, mientras que en Garrido y Vázquez (2011) se estiman las relaciones de relevancia valorativa de los valores en libros de los activos netos y de los beneficios y, se comparan los coeficientes obtenidos para la variable valor en libros de los fondos propios bajo ambas normativas. En Iñiguez et. al (2013) se estiman también las relaciones de relevancia valorativa de los valores en libros de los activos netos y de los beneficios, pero mediante la regresiones con datos agrupados correspondientes a cuatro años, los cuatro años anteriores y a los cuatro años posteriores a la implantación de las NIIF.

¹¹ En otros trabajos se analizan efectos de la aplicación de las NIIF en las empresas cotizadas en el mercado español distintos al conservadurismo, como en el de Callao et al. (2009), donde se analiza su impacto en los valores contables en un contexto europeo, el de González et al. (2014), dedicado al efecto en las relaciones contables de las empresas españolas, y el de Garrido y Sanabria (2014), en el que se analizan los cambios en las previsiones de los analistas financieros de los resultados de las empresas españolas.

¹² Esta misma circunstancia se aprovecha en Horton y Serafeim (2010) para realizar un análisis de eventos alrededor de la fecha de difusión de los estados financieros de 2004 recalculados bajo las NIIF y un análisis de su relevancia valorativa, con el fin de determinar la reacción del mercado a esta nueva información.

Además, este trabajo consideran la ratio BtM como medida proxy del conservadurismo incondicional y analizan su evolución comparando sus medias y medianas construidas con datos muestrales de cuatro años anteriores y posteriores a la implantación de las NIIF.

Los resultados que se obtienen en los trabajos citados son dispares. Mientras que en su mayoría evidencian que, o bien no se han producido cambios (Garrido y Vázquez 2011), o bien se ha producido un incremento (Callao et al. 2007; y Callao et al., 2010) en el conservadurismo de balance tras la aplicación de las NIIF en enero de 2005 por las empresas cotizadas en el mercado bursátil español. Por el contrario, en Iñiguez et al. (2013), cuando utilizan los cambios en la relevancia valorativa para la variable valor en libros de los fondos propios y la comparación entre las medias de la ratio BtM, se obtiene evidencia de una reducción significativa del conservadurismo incondicional.¹³

Más allá de la disparidad de resultados previos, continuar profundizando en los análisis, para dar la respuesta más adecuada posible a la pregunta planteada deviene en pertinente al menos por dos razones. En primer lugar, por lo inesperado de los resultados mayoritarios, ya que se preveía que la transición desde los PCGA continentales hacia las NIIF redujera al menos las prácticas excesivamente conservadoras, y así el sesgo de infravaloración de los activos netos, logrando una representación de las condiciones económicas de la empresa más ajustada a la realidad. La otra razón es de carácter metodológico: los trabajos mencionados presentan características metodológicas que pueden de alguna forma estar incidiendo en las conclusiones obtenidas a partir de sus resultados.

Por una parte, los resultados obtenidos en Callao et al. (2007), Callao et al.

¹³ El resultado de Iñiguez et. al (2013) respecto a los cambios en la relevancia valorativa del BtM están alineados con los obtenidos para España en Horton y Serafeim (2007) y en Devalle et al. (2010).

(2010) y Garrido y Vázquez (2011) mediante el recalcu­lo del valor en libros para 2004 con las prácticas aplicadas en 2005, pueden estar afectados por efectos transitorios, tanto de índole normativo como gerencial (García-Osma y Pope, 2011; y Kvaal y Nobes, 2012). Por otro lado, los trabajos que utilizan la dinámica de medidas basadas en el mercado (Iñiguez et al., 2013) no tienen en cuenta la incidencia del valor de las opciones de crecimiento que incorpora el valor de mercado, tal y como ponen de manifiesto Roychowdhury y Watts (2007) entre otros, ni tampoco la de los posibles factores explicativos del conservadurismo incondicional distintos a la normativa aplicable. Por último, los trabajos de Garrido y Vázquez (2011) e Iñiguez et al. (2013) que utilizan los cambios en la relevancia valorativa de la variable valor en libros de los fondos propios no están exentos de riesgo de modelo, ya que la relación entre dichos cambios y el conservadurismo de balance está condicionada a la validez de la relación teórica entre ellos que se deriva del modelo de valoración de Ohlson (1995) (Joos, 1997).¹⁴

De este modo, el objetivo de este capítulo es analizar el efecto de la adopción de las NIIF sobre el conservadurismo incondicional de una muestra altamente representativa de las empresas que cotizan en el mercado bursátil español, primero a partir del análisis de la ratio BtM agregada (BtMa), y posteriormente a partir del análisis, anterior y posterior a la adopción de las NIIF de las ratios BtM individuales mediante regresiones agrupadas y técnicas de datos de panel, pero a diferencia de los trabajos previos, teniendo en cuenta el valor de las opciones de crecimiento que el valor de mercado de dichas empresas recoge, así como los posibles factores

¹⁴ El modelo de Ohlson (1995) está construido sobre supuestos poco plausibles (González et al., 2013) por lo que las relaciones teóricas que se derivan del mismo pueden no coincidir con la evidencia empírica. De hecho, en Balachandran y Mohanram (2011) se rechaza empíricamente la existencia de esta relación, lo que desvirtúa la utilización de la relevancia valorativa de la variable valor en libros de los fondos propios en el análisis del conservadurismo incondicional.

explicativos del conservadurismo incondicional no relacionados con las normas contables vigentes.

Para ello se utiliza una ventana de datos que permita recoger, en su caso, los efectos transitorios normativos y gerenciales. De hecho, la muestra de datos utilizada abarca un periodo temporal de diez años, cinco años antes y cinco años después de la implantación de las NIIF por mandato de la UE. Con todo, pretendemos corroborar, o no, la robustez de los resultados hallados por la literatura previa, así como coadyuvar a discernir entre ellos cuando sean controvertidos.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2 se introduce la medición del conservadurismo condicional basada en el mercado a través de la ratio BtMa. En el apartado 3 a partir de las muestras seleccionadas, se analiza la ratio BtMa para a continuación, en el apartado 4, analizar el efecto de las NIIF sobre dicho ratio. En el apartado 5 introducimos las opciones de crecimiento y la consideración de los retardos en la medida de BtM. En el apartado 6 se introduce el efecto de las NIIF considerando las opciones de crecimiento y los retardos y, a continuación, en el apartado 7 se realiza el análisis empírico. Por último, en el apartado 8 concluimos a partir de los principales resultados del análisis realizado.

2. La ratio Book-to-Market agregada

Una primera aproximación al análisis del efecto de aplicación de las NIIF es, como hemos expuesto anteriormente, analizar la evolución de la ratio Book-to-Market (BtM) a lo largo de una ventana temporal centrada en el momento de implantación de dichas normas en las empresas cotizadas, el inicio del año 2005. En esta línea, esto es, trabajos que utilizan como proxy del conservadurismo incondicional la ratio BtM, destacan Joos y Lang

(1994); Givoly y Hayn (2000) y García y Mora (2004) entre otros. Respecto a los estudios que relacionan de forma directa conservadurismo y NIIF cabe reseñar: Callao (2007); Garrido y Vázquez (2011) e Iñiguez et. al (2013).

Los contratos de igualdad de medianas realizados por Iñiguez et. al (2013) sobre la ratio BtM muestran que, en línea con la evidencia previa en Callao et al. (2007) y Garrido y Vázquez (2011), la aplicación de las NIIF no ha supuesto una reducción del conservadurismo contable en las empresas españolas cotizadas, y contradicen su conclusión general. Sin embargo, los contrastes de igualdad de medias realizados por Iñiguez et. al (2013), y su análisis de regresión agrupada muestran evidencia de lo contrario y en esta línea presentan sus conclusiones finales.

En esta sección usamos como proxy del conservadurismo de balance para el conjunto de las empresas consideradas en cada muestra la variable BtMa, que se define como la relación entre el valor en libros del total de empresas (VL_a) y la suma de su valor de mercado (VM_a). Otras medidas alternativas usadas a tal fin son la media simple de las ratios individuales de cada empresa y la mediana de su distribución (Iñiguez et al., 2013). La diferencia entre la primera y las segundas es fundamentalmente que la ratio BtMa no depende de la estructura de la función de distribución de las ratios individuales mientras que las segundas sí.

Givoly y Hayn (2000) ya ponen de manifiesto que la media simple de las ratios BtM de las distintas empresas está condicionada por la varianza de las mismas, es por ello por lo que arguyen que el cálculo de la ratio correspondiente a un conjunto de empresas debe calcularse como la ratio entre la media de los valores en libros de las empresas y la media sus valores de mercado, lo que equivale a dividir la suma de valores en libros entre la suma de valores de mercado, como recogen García y Mora (2004), ratio a la que denominan BtMa.

3. Análisis de la ratio BtMa de las empresas cotizadas

3.1. Datos

Al igual que en Íñiguez et al (2013), y tal y como sintetizamos en la Tabla 1, partimos de todos los datos de valor en libros (VL) y valor de mercado (VM) contenidos en la base de datos Compustat Global Vantage para las 150 empresas cotizadas en el periodo 2000-2009 con frecuencia anual, concretamente 1.274 datos de VL y 1.030 de VM. De este conjunto de datos se seleccionan los datos que constituyen las muestras de empresa-año a utilizar en el posterior análisis. En la Tabla 1 resumimos el proceso de selección.

El requerimiento mínimo para que los datos formen parte de las muestras será que se disponga del dato de ambas variables, VL y VM, simultáneamente y que ambos sean positivos, lo que limita el tamaño de las muestras a 1.019 observaciones empresa-año. Las distintas muestras se dividen en dos que abarcan los periodos 2000-2004, que denominamos pre-NIIF, y 2005-2009, que denominamos pos-NIIF. Al tratarse de dos submuestras complementarias la suma del número de datos contenidos en ellas ha de ser necesariamente igual al número de datos de la muestra global que los contiene. Esta primera muestra está formada por los 1.019 datos seleccionados, repartidos entre los dos periodos, con 445 datos en el periodo pre-NIIF y 574 en el periodo pos-NIIF. La estadística de dichos datos puede verse en el Panel A de la Tabla 2.

En la literatura contable en general, y en la dedicada al análisis del conservadurismo en particular, es habitual la exclusión de las empresas financieras por su peculiar composición del activo. En este trabajo en donde se analizan los efectos de un cambio de normativa contable, cabe además

reparar en la aplicación de normas contables específicas en este sector dictadas por las autoridades supervisoras, por lo que su exclusión se convierte en más oportuna aun. Por ello elaboramos una segunda muestra obtenida a partir de la primera, pero excluyendo aquellas observaciones referidas a empresas del sector financiero. La estadística de esta muestra la presentamos en el Panel B de la Tabla 2.

Por otro lado, con el objetivo de evitar el sesgo introducido por los cambios en la composición del conjunto de empresas en los periodos pre-NIIF y pos-NIIF, más allá de cambios significativos en la composición sectorial, optamos por utilizar también, como en Givoly y Hayn (2000), una muestra constante de empresas. Seguidamente, y partiendo de la primera muestra, eliminamos todas aquellas empresas para las que no estén disponibles todas las observaciones (diez) empresa-año y obtenemos una tercera muestra, compuesta por 75 empresas, con un total de 750 observaciones, que se reparten a partes iguales entre el periodo pre-NIIF y pos-NIIF, y su estadística puede verse en el Panel C de la Tabla 2. La contrapartida en este tipo de muestras, más allá de la reducción en el número de observaciones, es la posibilidad de introducir un sesgo por supervivencia, aunque no es menos cierto que dicho sesgo puede verse compensado por el sesgo introducido al no considerar las empresas que durante el periodo obtienen su inclusión en los mercados bursátiles, por lo que la significatividad del sesgo y su signo devienen en un cuestión meramente empírica.

La cuarta y última de las muestras aúna las características de las dos anteriores. Así, de la tercera muestra excluimos las observaciones referidas a empresas financieras quedándonos con un total de 600 observaciones correspondientes a 60 empresas no financieras de las que se dispone de todas las observaciones (diez) empresa-año. Su estadística aparece en el Panel D de la Tabla 2.

3.2. Resultados

En la Tabla 3 reportamos los valores calculados para cada muestra y para cada año de la variable BtMa y sus componentes, VMa y VLa. En la Figura 1 representamos los valores anuales de esta variable para la muestra global (escala derecha) junto con la evolución de sus componentes, el VMa y el VLa (escala izquierda). Puede observarse como la variable VLa evoluciona a lo largo del tiempo de forma suave, mientras que la variabilidad observada en la ratio BtMa viene determinada en gran medida por la variabilidad de la variable VLa, dibujando ambas variables un comportamiento simétrico casi exacto.

En la Figura 2 representamos, para la muestra global también, los valores de la ratio BtMa y por otra parte, los valores de la media y la mediana de las ratio BtM individuales por empresa y año. Como podemos observar los valores de estas tres variables presentan diferencias importantes, tanto en su valor absoluto como en su evolución temporal, estando las mayores diferencias centradas en el periodo pre-NIIF, lo que redundaría en una mayor incidencia en el análisis entre periodos pretendido, y justifica empíricamente también la relevancia de la elección de la variable utilizada para este tipo de análisis.

Por último, en la Figura 3, hemos representado la ratio BtMa para cada muestra. En las cuatro muestras analizadas se observa un compartimiento temporal similar, si bien, tanto las muestras que incluyen las empresas financieras (1 y 3) como las que las excluyen (2 y 4) dan lugar a ratios BtMa casi idénticos, por lo que el sesgo empírico de muestra constante es prácticamente inexistente. Por otro lado, puede observarse como las

muestras que incluyen las empresas financieras (1 y 3) dan lugar a ratios BtMa sensiblemente diferentes a las muestras que las excluyen (2 y 4), lo que viene a corroborar la pertinencia de su exclusión, tal como recomienda la literatura contable empírica.

4. Efecto de la aplicación de las NIIF a través de la ratio Book-to-market agregada

En el análisis de las diferencias entre los periodos pre-NIIF y pos-NIIF utilizamos los test paramétricos habituales de diferencias de medias así como test no paramétricos para diferencias de suma de rangos, dado el número reducido de datos anuales que componen los periodos. Concretamente, en cuanto a los test paramétricos se refiere, utilizamos el t-test de contraste de igualdad de medias en función de la igualdad o no de varianzas de las submuestras, para lo que previamente realizamos un test de igualdad de varianza. Aunque del análisis efectuado en la sección anterior se desprende la idoneidad de trabajar únicamente con la muestra de empresas no financieras constante (Muestra 4), en esta sección realizamos las pruebas sobre las cuatro muestras, a modo de análisis de robustez de los resultados que se obtengan para la muestra de empresas no financieras constante.

Los resultados del test de varianza para las cuatro muestras no permiten rechazar la hipótesis de igualdad de varianza¹⁵. En la Tabla 4 se muestran los resultados obtenidos para el t-test de igualdad de medias para

¹⁵ Hemos utilizado el test de Brown-Forsythe que permite no tener que asumir normalidad de las submuestras para el contraste de igualdad de varianzas. En los casos en que el estadístico estaba próximo a su rechazo (entre el 15% y el 10% de significatividad) hemos realizado también el t-test no asumiendo igualdad en las varianzas de las submuestras, constatando que no varía el resultado reportado en la Tabla 4.

submuestras con varianzas iguales. Podemos observar que la hipótesis de igualdad de medias entre los dos subperiodos no puede ser rechazada para el nivel de significatividad del 10% en el caso de la muestra de empresas no financieras constante (Muestra 4), pero tampoco en ninguna de las otras muestras.

Por otra parte, el test no paramétrico de suma de rangos (Mann-Whitney), cuyos resultados aparecen en la última columna de la Tabla 4, viene a confirmar los resultados obtenidos con los test paramétricos, en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de medianas. También puede apreciarse en la Tabla 4 que el nivel de significación es más alto en aquellas muestras (2 y 4) en las que no aparecen las empresas financieras, confirmándose la justificación de su exclusión, debido a la idiosincrasia de este tipo de empresas.

Nuestros resultados sin embargo están en línea con la evidencia previa citada en Íñiguez et al. (2013), la encontrada en Callao et al. (1997) y en Garrido y Vázquez (2011). La crítica de un tamaño muestral insuficiente en Callao et al. (1997) por considerar solo 26 empresas (las no financieras pertenecientes al Ibex35 en 2004), incluso la del posible efecto tamaño que esa muestra puede incorporar a sus resultados, quedan totalmente desvirtuadas por los resultados obtenidos en Callao et al. (2010), en donde se replica para el conjunto de las cotizadas no financieras el trabajo inicial de Callao et al. (2007), corroborándose los resultados allí obtenidos mediante observación directa, es decir, sin incidencias ni de modelos ni de metodologías.

Por otra parte, la evidencia mostrada en Garrido y Vázquez (2011) se basa en análisis de regresión agrupada, antes y después del inicio del año 2005, de un modelo empírico que relaciona el valor de mercado con el valor en libros de las empresas. Y aunque el mismo modelo se utiliza en Íñiguez et

al. (2013) obteniendo resultados opuestos, la crítica a los resultados de Garrido y Vázquez (2011) que estos autores realizan se sustenta únicamente en el trabajo de Easton y Sommers (2003) y no tiene en cuenta otros tipos de escalados, como los de Barth y Clinch (2009) por ejemplo, que ponen de manifiesto que el escalado por acción presentan los menores efectos en la estimación de este tipo de modelos. Analizar las causas que provocan las diferencias entre la evidencia mostrada en ambos trabajos empíricos y su conciliación es pues, en nuestra opinión, una cuestión abierta.

5. El conservadurismo de Balance en la ratio BtM

En Watt (2003) se proporciona una revisión de la literatura previa sobre conservadurismo de balance y se describe cómo éste afecta a diferentes aspectos de la contabilidad. En la literatura previa son varios los trabajos que se han enfocado a analizar la existencia de conservadurismo incondicional, los diferentes factores que lo motivan y su repercusión en las relaciones entre los distintos usuarios de la información contable. Un aspecto común a todos ellos es que, en la medida en que ello es posible, utilizan las cotizaciones de mercado de las empresas analizadas para implementar sus análisis ya que, de existir, el conservadurismo de balance debe provocar una diferencia entre dichas cotizaciones y el valor en libros de las empresas. Esta diferencia queda recogida en la ratio Book-to-Market (BtM) y su inversa, la ratio Market-to-Book (MtB), que por ello suelen ser utilizadas como proxy del conservadurismo incondicional. De este modo las firmas que aplican alto grado de conservadurismo se esperaría que tuvieran bajos BtM, tal y como señalan Ahmed y Duellman (2007), o alternativamente altos MtB.

Así, Joos y Lang (1994) analizan el conservadurismo usando la ratio BtM para Alemania, Francia y Reino Unido en un periodo previo a implantación de las NIIF en Europa, y encuentran que efectivamente esta ratio es menor

que uno en los tres casos, lo que probaría la presencia de conservadurismo incondicional, y en concreto, en Alemania con más intensidad, al hallarse allí las menores ratios BtM. De forma análoga, los trabajos de Stober (1996) y Givoly y Hayn (2000), entre otros, analizan el conservadurismo de balance en el mercado estadounidense. En este caso, usan como proxy del conservadurismo incondicional la ratio MtB encontrando que en tres décadas ésta ha sido mayor que la unidad, lo que prueba su existencia también en este mercado, y lejos de reducirse con la evolución de las normas contables, se ha ido incrementando con el paso del tiempo.

En estos trabajos la definición del conservadurismo incondicional medio de un país viene dada por la media aritmética de las ratio BtM (o MtB) de las empresas cotizadas, cuyo cálculo es inmediato, pero puede formalizarse mediante el siguiente modelo que utilizamos como punto de partida de posteriores extensiones, y en donde la constante CI es la estimación del conservadurismo incondicional del mercado a partir de las ratio BtM de las i-empresas consideradas:

$$BtM_{i,t} = CI_t + error_{i,t} \quad (1)$$

No obstante, la diferencia entre el valor en libro de los fondos propios de una empresa y su valor de mercado no solamente viene determinada por el conservadurismo incondicional. La cotización de mercado también refleja posibles sinergias operativas y las futuras oportunidades de crecimiento (Roychowdhury y Watts, 2007; y Ball et al., 2010). Por tanto, es muy importante controlar estos efectos en el análisis del conservadurismo incondicional a partir de dicha medida. En ese sentido, Beaver y Ryan (2000) proponen un modelo en el que distinguen dos posibles fuentes de variación en la ratio BtM, una que recogería el efecto de los procesos

contables, es decir el conservadurismo incondicional, y otra que recogería el efecto del valor esperado de los proyectos acometidos, también denominado como valor de las opciones de crecimiento.¹⁶

El modelo de Beaver y Ryan (2000) puede verse como una extensión del modelo representado en la ecuación (1), en donde el conservadurismo incondicional medio de un país viene medido por la “componente del sesgo” de la ratio BtM, es decir, la parte de la ratio BtM de las empresas cotizadas no explicada por el valor de sus opciones de crecimiento, tal y como sigue:

$$\text{BtM}_{i,t} = \text{CI}_t + \text{VOC}_{i,t} + \text{error}_{i,t} \quad (2)$$

La parte del BtM explicada por el valor de las opciones de crecimiento (VOC) de cada empresa en cada año se supone que queda determinado a partir de sus rendimientos actuales y retardados (R) por lo que se le denomina comúnmente como “componente de retardos de Beaver y Ryan”:¹⁷

¹⁶ Ahmed et al. (2002), usando el modelo propuesto en Beaver y Ryan (2000), encuentran que el conservadurismo atenúa los conflictos entre los accionistas y los prestamistas (tenedores de bonos) y reduce el coste de la deuda de la firma. Zhang (2000) llega también a parecidas conclusiones indicando que los prestamistas se benefician del conservadurismo a través de los incumplimientos de la deuda, mientras que los prestatarios se benefician través de las tasas de interés iniciales más bajas.

¹⁷ Basándose en los resultados de Ryan (1995) que muestran que los coeficientes asociados a cada retardo pueden ser significativos al menos hasta el cuarto retardo, Beaver y Ryan (2000) utilizan en su análisis empírico hasta el cuarto retardo ya que los retardo mayores tienen coeficientes mucho más pequeños y añaden poco a la bondad de su modelo. Con ello también consiguen aumentar el número de datos disponibles para el análisis.

$$VOC_{i,t} \equiv \sum_{L=0}^n \alpha_{i,t-L} \cdot R_{i,t-L} \quad (3)$$

Otros autores han utilizado como variable sustituta del valor de las opciones de crecimiento otras características de las empresas diferentes a los rendimientos. Estas variables han sido utilizadas después, por separado o conjuntamente, en trabajos de corte empírico para "limpiar" la ratio BtM del efecto de dichas opciones. Así, Ahmed (1994) utiliza el gasto en I+D como variable que recoge las opciones de crecimiento futuro de la empresa, mientras que en Chava y Jarrow (2004) se utiliza el sector, al considerar que las opciones de crecimiento varían de acuerdo con el sector al que pertenece la empresa.

6. El efecto de la implantación de las NIIF en el conservadurismo de balance

Tras la discusión sobre la forma más adecuada de medir el conservadurismo incondicional basándose en las cotizaciones de mercado, nos centramos ahora en el objetivo último de nuestro trabajo que no es otro que el de aislar el efecto de los cambios en la normativa contable en enero de 2005 sobre conservadurismo incondicional medio de las empresas españolas cotizadas. Para ello, es además necesario controlar las variaciones en el conservadurismo incondicional debidas a factores de corte idiosincrático determinantes del mismo no relacionados con la normativa contable.

Para ello adoptamos la metodología seguida en Ahmed y Duellman (2007). Incorporamos como variables de control para recoger las opciones de

crecimiento de las empresas las comentadas en el apartado anterior originarias de los trabajos de Ahmed (1994), Beaver y Ryan (2000). La variable sector utilizada en Chava y Jarrow (2004) no se utiliza porque interactuaría con las variables motivo de análisis dentro del modelo propuesto. A estas variables añadimos como explicativas del conservadurismo incondicional las siguientes:

(i) Una variable de tamaño que recoja un posible efecto indeterminado a priori, ya que aunque las pequeñas firmas no se enfrentan a costes políticos tan altos como las grandes, por lo que tienden a ser más conservadoras, a éstas últimas, tal y como señalan La Fond y Watts (2008), se le requiere más información por parte de los grupos de interés y ello podría reducir su conservadurismo contable.

(ii) El crecimiento de las ventas que afecta al conservadurismo incondicional en la medida en que incrementa las expectativas de flujos de caja futuros (Ahmed, 1994).

(iii) El rendimiento operativo ya que para las empresas con bajo rendimiento operativo es más difícil aplicar conservadurismo (Ahmed, 1994).

(iv) El nivel de endeudamiento como proxy de los *problemas de agencia entre accionista y prestamistas*. Así, es de esperar que empresas con un alto nivel de endeudamiento probablemente experimentarían un mayor conflicto entre acciones y prestamista, al tener un alto coste de la deuda frente al pago del dividendo. Una manera de solucionar estos conflictos sería a través del conservadurismo (Ahmed et al., 2002).

(v) Una variable que recoge el *riesgo de litigio*, ya que las firmas que sobrestiman las ganancias y los fondos propios se espera que tengan un riesgo de litigio superior y el conservadurismo reduciría la capacidad de los administradores para hacerlo. Por tanto, este aspecto debería ser también

considerado para limpiar de las opciones de crecimiento la ratio BtM. Como muestran Field et al. (2005), las empresas tecnológicas están expuestas en mayor medida a este riesgo.

Finalmente, dado nuestro objetivo introducimos una variable de control del efecto de la implantación de las NIIF por parte de las empresas cotizadas españolas. De este modo el modelo econométrico a estimar quedaría como sigue:

$$\text{BtM}_{i,t} = \text{cons} + \beta_0 \text{NIIF}_{i,t} + \beta_1 \text{Tamaño}_{i,t} + \beta_2 \text{CrecV}_{i,t} + \beta_3 \text{ID}_{i,t} + \beta_4 \text{CFO}_{i,t} + \beta_5 \text{Deuda}_{i,t} + \beta_6 \text{Litigio}_{i,t} + \sum_{j=7}^{11} \beta_j R_{i,t-j+7} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

donde para cada empresa i y año t :

$\text{BtM}_{i,t}$ es la ratio Book-to-Market multiplicada por menos uno.

$\text{NIIF}_{i,t}$ es una variable dicotómica que toma el valor uno si la variable explicada pertenece al periodo NIIF (2005-2009) y cero si es del periodo pre-NIIF (2000-2004).

$\text{Tamaño}_{i,t}$ es el logaritmo natural de los activos totales medios.

$\text{CrecV}_{i,t}$ es el porcentaje anual de crecimiento de las ventas.

$\text{ID}_{i,t}$ es el gasto en investigación y desarrollo dividido por las ventas.

$\text{CFO}_{i,t}$ es el cashflow operativo real dividido entre los activos totales medios.¹⁸

Deuda $_{i,t}$ es la deuda total dividida entre el valor de mercado de los fondos propios.

Litigio $_{i,t}$ es una variable dicotómica igual a cero si la firma pertenece al sector tecnológico y uno en caso contrario.

$R_{j,i,t-L}$ es el rendimiento de los activos para un para un periodo t considerando desde cero hasta cuatro retardos.

En el modelo representado en la ecuación (4) la constante aísla el efecto de la normativa contable en el conservadurismo incondicional presente en la ratio BtM, mientras que el coeficiente que acompaña a la variable dicotómica NIIF recoge las diferencias de este efecto tras la aplicación de la nueva normativa en enero de 2005.

7. Análisis empírico

7.1. Muestra

Tal y como se ha mencionado con anterioridad, trabajamos con una muestra de datos referida a diez años, desde el año 2000 al año 2009. Esta ventana de datos está intencionadamente centrada en el inicio del año 2005, momento de implantación de las NIIF, para que quede subdivida en dos periodos de cinco años cada uno, el anterior (pre-NIIF) y el posterior (NIIF) a dicha fecha. Dos periodos de igual amplitud y lo suficientemente largos para que los posibles efectos transitorios, tanto normativos como

¹⁸ Utilizamos este cash flow operativo real frente a los beneficios operativos tal y como hacen Givoly y Hayn (2000) por tratarse de una proxy menos ruidosa del BtM. El cash flow operativo real para la empresa lo hemos calculado a partir del beneficio antes de operaciones extraordinarias más la depreciación, menos las variaciones de capital circulante, todos ellos ítems en Compustat Global. Para las variaciones de circulante hemos tomado de la misma base de dato los ítems Inventario, cuentas deudoras, otros activos corrientes, cuentas a pagar y otros pasivos corrientes.

gerenciales, queden minimizados.

Como se resume en la Tabla 5 Panel A, hemos utilizado la muestra de empresas que cotizan en el mercado continuo español con información disponible en la base de datos Compustat Global Vantage. Del total de 150 empresas que allí se recogen hemos descartado las pertenecientes al sector financiero,¹⁹ quedando reducidas a 119 empresas. De éstas, solo 98 empresas tienen datos disponibles para el periodo de estudio. Estas 98 empresas son las que finalmente constituyen la muestra utilizada y las que en el Panel C de la Tabla 5 se cifran por sector.

En la Tabla 5 Panel B se listan las variables que para nuestro estudio hemos obtenido de la base de datos Compustat Global Vantage: total de activos, tasa de crecimiento de las ventas, gasto en I+D, flujo de caja operativo, deuda total, ratio BtM, y sector. Con el fin de incorporar el efecto del componente de retardos de Beaver y Ryan (2000) se obtienen, a partir de la serie de precios corregidas por dividendos y operaciones de capital, las rentabilidades de mercado para el periodo 1995-2009²⁰. En la Tabla 5 Panel B se resumen igualmente el número de observaciones para cada una de las variables citadas. Observamos que el número de datos de la variable gasto en I+D es más reducido por lo que se supone que las empresas que no incurren en ellos por falta de actividad de I+D no reportan dato alguno, y por ello lo consideramos como valor cero. Finalmente, para realizar la

¹⁹ En el apartado anterior se analizó el efecto de incluir o excluir las empresas del sector financiero en el análisis del conservadurismo incondicional mediante la ratio BtM agregada. Los resultados muestran diferencias significativas por lo que, dada su peculiar composición del activo y la aplicación de normas contables específicas en este sector dictadas por las autoridades supervisoras, optamos por su exclusión.

²⁰ Las rentabilidades de mercado las hemos obtenido como variación relativa de precios teniendo en cuenta los dividendos y otras operaciones de capital (yo lo pondría en la variable, no en una nota a pie, es importante).

estimación, seleccionamos aquellos periodos en los que las 98 empresas tienen los datos de todas las variables involucradas en el análisis. En total resultan 736 observaciones empresa-año.

En la Tabla 6 aparecen las estadísticas descriptivas correspondientes a los 736 datos utilizadas de cada variable. Se ha reportado la media, la desviación estándar, el mínimo y el máximo tanto para el BtM, como para las variables utilizadas como variables de control. El BtM tiene una media de 0,7261 para el periodo 2000-2009, con una horquilla entre -0,4505 y 10,7527. Los valores negativos de la ratio BtM se corresponde con las empresas cuyo valor en libros es negativo, empresas que optamos por mantener en la muestra dado que el mercado les otorga un valor positivo.

En la Tabla 7 presentamos la correlación entre las distintas variables utilizadas para la muestra total. Aparecen los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman, así como su nivel de significación. Puede observarse como el BtM está positivamente relacionada con el resto de variables de control aunque el grado de correlación es bajo, excepto con la Deuda que además presenta un valor más alto, -0,5248. En todos los casos dicha correlaciones son significativas para alguno de los dos coeficientes. Las correlaciones entre las distintas variables explicativas no alcanzan niveles que indiquen la existencia de multicolinealidad entre dichas variables.

7.2. Resultados

La Tabla 8, presenta los resultados de las estimaciones de distintas especificaciones del modelo econométrico, ecuación (4), que nos permiten medir las diferencias en el conservadurismo incondicional entre los dos subperiodos: el pre-NIIF y el NIIF. Las dos primeras columnas de coeficientes, (1) y (2), recogen el resultado de la estimación de la ecuación (4) en regresión agrupada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para

dos especificaciones distintas del modelo (también conocido como pooled-OLS). Las dos últimas columnas de coeficientes, (3) y (4), recogen los resultados de estimar la ecuación (4) mediante un panel de datos con el estimador de sistemas por MGM (MGM-SIS) para las mismas dos especificaciones del modelo (Método Generalizado de los Momentos mediante Sistema de ecuaciones). Las estimaciones se realizan además sin considerar los retardos de la rentabilidad, columnas (1) y (3), e incluyéndolos, columnas (2) y (4). A pesar de ello, puede observarse como en ninguna de las cuatro especificaciones la variable dicotómica NIIF es significativa.

En los resultados de la estimación por MCO de la primera especificación en los que no se controla por el componente de retardos de Beaver y Ryan, todas las variables introducidas son significativas, al menos al 10%, excepto la variable dicotómica NIIF. Por último, cabe destacar que la constante del modelo es significativa al 1%, por lo que, tanto antes como después de la implantación de las NIIF, BtM no está explicada únicamente por las variables incluidas en la especificación del modelo, es decir, el efecto de la legislación sobre el conservadurismo incondicional de las empresas consideradas no es el único.

Los resultados de la estimación de la especificación (2) en la que se controla por el efecto del componente de retardos de Beaver y Ryan, muestra cómo la variable gasto en I+D deja de ser significativa al introducir la rentabilidad de mercado, la contemporánea y cuatro retardos, lo que parece indicar que la parte de la ratio BtM explicada por las opciones de crecimiento de la empresa queda recogida de forma más adecuada por dichas rentabilidades. De igual forma, la variable que recoge la rentabilidad operativa pierde su significatividad, puesto que, a pesar de haber sido introducida como explicativa del conservadurismo incondicional, no deja de ser una parte de la rentabilidad de la empresa recogida por la rentabilidad de mercado contemporánea. Completar las observaciones empresa-año en este

caso requiere que se disponga del valor de las últimas cinco rentabilidades anuales de mercado de la empresa, lo que reduce el número de observaciones a 429. Al igual que en la especificación (1) comentada anteriormente, el valor estimado de la constante del modelo es significativo al 1% y el valor de la variable dicotómica NIIF no es significativo.

No obstante, la estimaciones de regresiones agrupadas mediante MCO anteriores no están exentas de problemas de endogeneidad. Con el fin de controlar los efectos de dicha endogeneidad, las especificaciones (3) y (4) se estiman utilizando técnicas de datos de panel. En Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) se diseña un estimador dinámico para paneles con pocos periodos de tiempo y muchos individuos, en donde las variables independientes no son estrictamente exógenas, es decir, están correlacionadas con los errores pasados y probablemente con los contemporáneos. Este estimador construye un sistema de dos ecuaciones, la original y la transformada mediante la introducción de variables instrumentales, y usa el método generalizado de momentos (MGM), por lo que se le denomina comúnmente estimador MGM-SIS.²¹

En la especificación (3) la variable dicotómica NIIF tampoco es significativa. Destacar que al igual que ocurría en las dos especificaciones cuando se estimaban por MCO, el valor estimado de la constante del modelo nos señala que una parte del BtM, significativa al 1%, no queda explicada por las variables presentes en esta especificación del modelo estimado mediante MGM-SIS. Finalmente, en la estimación (4), en donde se controla por los efectos del componente de retardos de Beaver y Ryan, la variable dicotómica NIIF continua siendo no significativa. Puede observarse como, al igual que en la especificación (2), la inclusión del componente de retardos del modelo de Beaver y Ryan absorbe parte de la capacidad

²¹ Esta metodología ha sido utilizada en el análisis del conservadurismo de resultados por Tapia et al. (2011) y, más recientemente, por Jara y Arias (2013).

explicativa de la variable crecimiento de ventas, lo que indica que dicha variable actúa, además de cómo variable explicativa del conservadurismo incondicional (Ahmed, 1994), como indicador del crecimiento de la empresa, tal y como se recoge en la literatura (Nissim y Penman, 2001).

El análisis comparado de las estimaciones (2) y (4) desvela que, al menos en este caso, la endogeneidad no afecta significativamente a las estimaciones por MCO. Ello nos permite retomar la especificación (2) para, después de quitarle la variable que recoge el efecto de la introducción de las NIIF y añadirle nueve variables dicotómicas que recojan el efecto temporal por año, poder estimar valores de la constante del modelo para cada uno de los años considerados, y tener así una dinámica de dicha variable que aproxime la dinámica del conservadurismo incondicional. En la Figura 4 se plasma esta dinámica junto con la evolución anual de la ratio BtM media de las empresas incluidas en la muestra. Puede observarse como de la modelización desarrollada se extrae una medida del conservadurismo incondicional que difiere del comportamiento temporal de la ratio BtM, pudiendo incluso cambiar el sentido de los resultados y de las conclusiones cuando la ratio BtM es considerada como una medida no sesgada del conservadurismo incondicional.

8. Conclusiones

La adaptación, por mandato de la Unión Europea, de las NIIF por parte de las empresas cotizadas a partir del 1 de enero de 2005 supuso un cambio de normativa que pronosticaba una reducción del conservadurismo de balance en las empresas de los países miembros al eliminar las prácticas contables conservadoras o, al menos, las excesivamente conservadoras. En la literatura previa, los trabajos dedicados al análisis del conservadurismo incondicional utilizan cotizaciones de mercado siempre que ello es factible, ya que, de existir, el conservadurismo de balance debe provocar una diferencia entre dichas cotizaciones y el valor en libros de las empresas.

Esta diferencia queda recogida por la ratio BtM (y su inversa) que por ello suele ser utilizada como proxy del conservadurismo incondicional. Para el caso español, los trabajos empíricos realizados en este contexto obtienen resultados dispares, y en la mayoría de casos inesperados, mediante el empleo de distintas metodologías que pueden de alguna forma estar sesgando sus conclusiones.

En la primera parte de este capítulo hemos pretendido llegar a resultados robustos en cuanto a la incidencia de la aplicación de las Normas Internacionales de Información Financiera en el conservadurismo de balance medido a través de la ratio Book-to-Market de las empresas cotizadas españolas. Para ello hemos realizado un tratamiento exhaustivo de los datos disponibles en la base de datos Compustat Global Vantage conformando cuatro muestras distintas y sus correspondientes submuestras que nos permiten analizar el conservadurismo contable de las empresas cotizadas españolas antes y después de la aplicación de las Normas Internacionales de Información Financiera. Asimismo, hemos construido para cada una de las cuatro muestras la ratio Book-to-Market agregada para la ventana de diez años, centrada en el momento la implantación de dichas normas, que cubre el periodo 2000-2009.

Los distintos test, paramétricos y no paramétricos, que se han realizado sobre las cuatro muestras utilizadas, no permiten concluir que el conservadurismo de balance de las empresas cotizadas españolas haya cambiado debido a la aplicación de las Normas Internacionales de Información Financiera. Este resultado se alinea con los de Callao et al. (2010) y Garrido y Vázquez (2011) obtenidos con metodologías alternativas. La única evidencia encontrada en contrario es la de Íñiguez et al. (2013), que utilizan la misma metodología que Garrido y Vázquez (2011), pero escalan de forma diferente los datos. La conciliación de estos dos resultados es un tema abierto que queda fuera del objetivo de este

trabajo.

Las diferencias entre las cotizaciones y el valor en libros de las empresas además de reflejar el conservadurismo de balance también reflejan las sinergias operativas y las oportunidades de crecimiento de las empresas. Por otro lado, aunque se admita que el conservadurismo incondicional está influenciado por la normativa contable, existen otras variables analizadas en la literatura que pueden explicar tanto el nivel de conservadurismo incondicional de las empresas como su variación en el tiempo. Por todo ello, para analizar la influencia del cambio de normativa sobre el conservadurismo de balance de las empresas españolas, hemos diseñado un modelo que recoge todas esas circunstancias, y lo hemos estimado para una muestra temporal de datos lo suficientemente larga como para diluir los posibles efectos transitorios provocados por dicho cambio de normativa; además, para su estimación, hemos utilizado la MGM-SIS, que elude los importantes problemas de endogeneidad en este tipo de modelos. Adicionalmente, se ha realizado un análisis de robustez mediante distintas especificaciones del modelo propuesto y diferentes técnicas de estimación (MCO y MGM-SIS) para comprobar la influencia de todas estas cuestiones.

Finalmente, el modelo propuesto se ha estimado mediante MGM-SIS sobre una muestra de diez años centrada en la fecha de modificación de la normativa. Los resultados obtenidos muestran que, al igual que en el resto de estimaciones realizadas, la variable dicotómica que nos indica la diferencia de la parte de la ratio BtM no explicada por los regresores antes y después de la aplicación de las NIIF resulta altamente no significativa, indicando que no existe evidencia que confirme cambios significativos en el conservadurismo incondicional debidos al cambio normativo analizado.

Referencias

- Ahmed, A.S. (1994). Accounting earnings and future economic rents: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 377 – 400.
- Ahmed, A.S. y Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 43(2), 411-437.
- Ahmed, A.S., Billings, B.K. y Morton, R.M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review*, 77(4), 867 –890.
- Arellano, M., and O. Bover. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68, 29–51.
- Bae, K., Tan, H. y Welker, M. (2008). International GAAP Differences: The Impact on Foreign Analysts. *The Accounting Review*, 83, 593 – 628.
- Balachandran, S., y Mohanram, P. (2011). Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism? *Review of Accounting Studies*, 16(2), 272-301.
- Ball, R., Kothari, S. P., y Nikolaev, V. V. (2013). Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1071-1097.
- Ball, R., Kothari, S.P., y Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1-51.
- Barth, M. E. y Clinch, G. (2009). “Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3-4), 253-288.

- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Basu, S., Hwang, L. S., y Jan, C. L. (2002). Auditor conservatism and quarterly earnings. *Working Paper*, Emory University.
- Beaver, W.H. y Ryan, S.G. (2000). Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research*, 38(1), 127 – 148.
- Beaver, W.H. y Ryan, S.G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: concepts and modelling. *Review of Accounting Studies*, 10, 269 – 309.
- Blundell, R., and Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115–143.
- Callao, S., Ferrer, C., Jarne, J.I. y Lainez, J.A. (2009). The impact of IFRS on the European Union: Is it related to the accounting tradition of the countries? *Journal of Applied Accounting Research*, 10(1), 33-55.
- Callao, S., Ferrer, C., Jarne, J.I. y Lainez, J.A. (2010). IFRS adoption in Spain and the United Kingdom: Effects on accounting numbers and relevance. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 26, 304–313
- Callao, S., Jarne, J.I. y Lainez, J.A. (2007). Adoption of IFRS in Spain: effect on the comparability and relevance of financial reporting. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 16, 148-178.
- Chava, S., y Jarrow, R.A. (2004). Bankruptcy prediction with industry effects. *Review of Finance*, 8, 537-569.
- Cieslewicz, J.K. (2013). Relationships between national economic culture, institutions, and accounting: Implications for IFRS. *Critical Perspectives on Accounting*, 25(6), 511–528.
- Dechow, P., Ge, W. y Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their

- consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2), 344-401.
- Devalle, A., Onali, E. y Magarini, R. (2010). Assessing the value relevance of accounting data after the introduction of IFRS in Europe. *Journal of international financial management and accounting*, 21(2), 85-119.
- Easton, P. y Sommers, G. (2003), “Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research”, *Journal of Business, Finance & Accounting*, Vol. 30, 25-56.
- Field, L., Lowry, M., y Shu, S. (2005). Does disclosure trigger litigation? *Journal of Accounting and Economics*, 39, 487–507.
- Filip, A., y Raffournier, B. (2013). The value relevance of earnings in Europe after IFRS implementation: why do national differences persist? *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 9(4), 388-415.
- Fullana, O. y Toscano, D. (2014a). Conservadurismo de Balance y Aplicación en España de las NIIF: Análisis Mediante la Ratio Book-to-Market Agregada. Mimeo.
- Fullana, O. y Toscano, D. (2014b). Efecto de la implantación de las NIIF en el conservadurismo de balance de las empresas cotizadas españolas. MIMEO
- Garcia-Osma, B., y Pope, P. F. (2011). Strategic balance sheet adjustments under first-time IFRS adoption and the consequences for earnings quality. Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1735009>
- García, J.M. y Mora, A (2004). Balance Sheet versus Earnings Conservatism in Europe, *European Accounting Review*, 13 (2) p. 261-292.
- Garrido, P. y Sanabria S. (2014). The impact of mandatory IFRS adoption on financial analysts’ earnings forecasts in Spain. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 43(2), 111-131.

- Garrido, P. y Vázquez, P. J. (2011). The transition to international financial reporting standards in Spain: relevance and timeliness of adjustments. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 7 (4), 287-302.
- Giner, B., y Rees, W.P. (2001). On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the UK. *Journal of Business Finance and Accounting*, 28, 1285-1331.
- Givoly, D., Hayn, C., y Natarajan, A. (2007). Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review*, 82 (1), 65-106.
- Givoly, D., y Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, 29, 287-320.
- González, M., Nave, J. M., y Toscano, D. (2013). Testing the Building Blocks of the Ohlson-Feltham-Ohlson Models. Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2428382>
- González, M., Nave, J. M., y Toscano, D. (2014). Impact of IFRS: evidence from Spanish listed companies. *International Journal of Accounting and Information Management*, 22(2), 157-172.
- Haller, A., y Wehrfritz, M. (2013). The impact of national GAAP and accounting traditions on IFRS policy selection: evidence from Germany and the UK. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 22(1), 39-56.
- Hanna, J. (2003) Conservatism and accounting measurement, Working Paper, Southern Methodist University
- Horton, J. y Serafeim, G. (2010). Market reaction and valuation of IFRS reconciliation adjustments: first evidence from the UK. *Review of Accounting Studies*, 15(4), 725-751.
- Horton, J., y Serafeim, G. (2007). Value Relevance of the International Financial Reporting Standards (IFRS): Investigations of the Transitional Documents for UK, Spanish, French and Italian

Companies. *EU Implementation of IFRS and the Fair Value Directive*, 203-222.

- Iníguez, R., Poveda, F. y Vázquez, P.J. (2013). Evolución del conservadurismo de balance con la implantación de las Normas Internacionales de Información Financiera: aplicación al caso de España. *Revista española de financiación y contabilidad*, (160), 453-486.
- Jara M. y Arias, J.T., (2013) "The effect of mandatory IFRS adoption on accounting conservatism of reported earnings: Evidence from Chilean firms", *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, 26(1), 139 – 169.
- Joos, P. (1997). *The stock market valuation of earnings and book value: some international evidence*. INSEAD Working Paper.
- Joos, P. y Lang, M. (1994). The effects of accounting diversity: Evidence from the European Union, *Journal of Accounting Research*, 32, 141-168.
- Kvaal, E. y Nobes, C. (2010). International differences in IFRS policy choice: A research note. *Accounting and Business Research*, 40 (2), 173-187.
- Kvaal, E., y Nobes, C. (2012). IFRS policy changes and the continuation of national patterns of IFRS practice. *European Accounting Review*, 21(2), 343-371.
- LaFond, R., y Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83 (2), 447-478.
- Martínez, J. A., Martínez, F. G., y Marín Diazaraque, J. M. (2011). Optional accounting criteria under IFRSs and corporate characteristics: evidence from Spain. *Revista de Contabilidad*, 14(1), 59-85.
- Newey, W. K., and K. D. West. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703–708.

- Nissim, D. and Penman, S.H., (2001). Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice. *Review of Accounting Studies*, 6, 109–154.
- Nobes, C. (1998). Towards a general model of the reasons for international differences in financial reporting. *Abacus*, 34(2), 162-187.
- Nobes, C., y Perramon, J. (2013). Firm size and national profiles of IFRS policy choice. *Australian accounting review*, 23(3), 208-215.
- Ohson, J. A. (1995). Earnings, book values and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11, 661–687.
- Pae, J., Thornton, D. B., y Welker, M. (2005). The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-Book Ratio. *Contemporary Accounting Research*, 22(3), 693-717.
- Pope, P.F. y Walker, M. (2003). Ex-ante and ex-post accounting conservatism, asset recognition and asymmetric earnings timeliness. Working Paper. Lancaster University - Manchester University.
- Roychowdhury, S., y Watts, R. L. (2007). Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting, *Journal of Accounting and Economics*, 44(1), 2-31.
- Stober, T. (1996). Do Prices Behave as If Accounting Book Values Are Conservative? Cross-Sectional Tests of the Feltham-Ohlson (1995) Valuation Model. Working Paper, University of Notre Dame.
- Tapia, B. A., Sánchez, C. B., Alemán, J. P., y Fernández, M. T. T. (2011). Earnings conservatism and litigation exposure in the banking industry: conservadurismo del resultado y riesgo de litigio en el sector bancario. *Revista española de financiación y contabilidad*, (152), 556-586.
- Watts, R.L. (2003). Conservatism in accounting Part I: explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17 (3).
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 25–51.

Zhang, X. (2000). Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 125-149.

Figura 1. Valor de mercado, valor en libros y book-to-market agregados

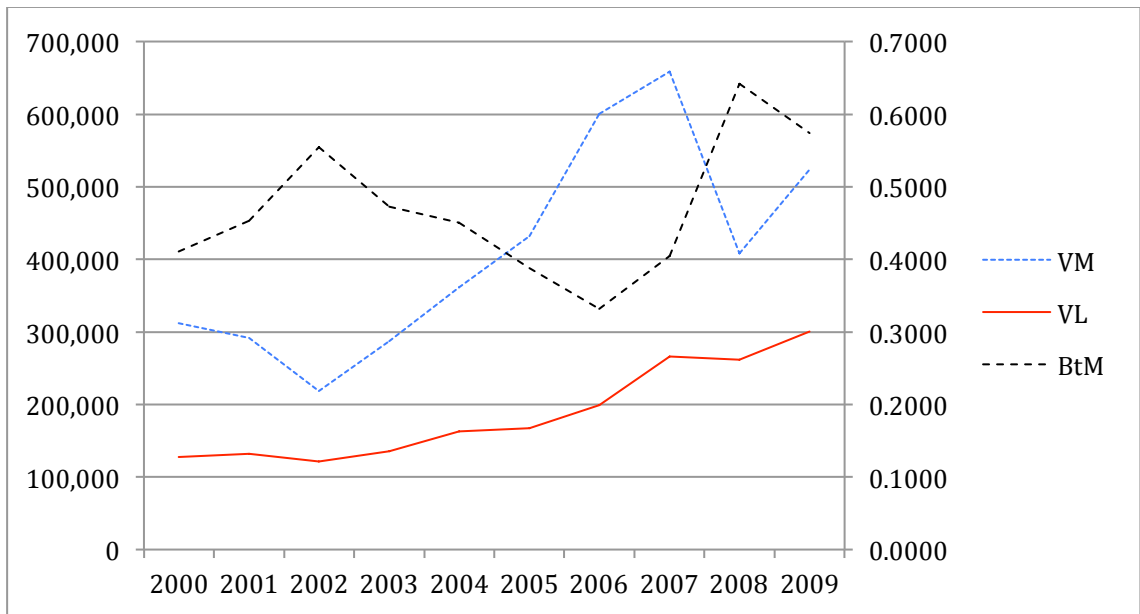


Figura 2. Book-to-market agregada, media y mediana de las BtM por empresa

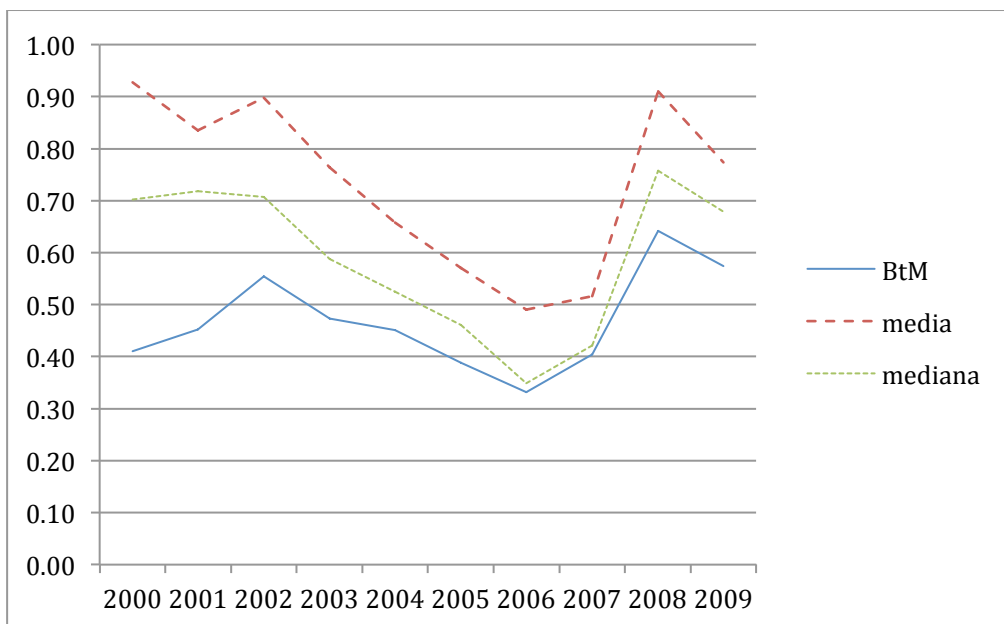
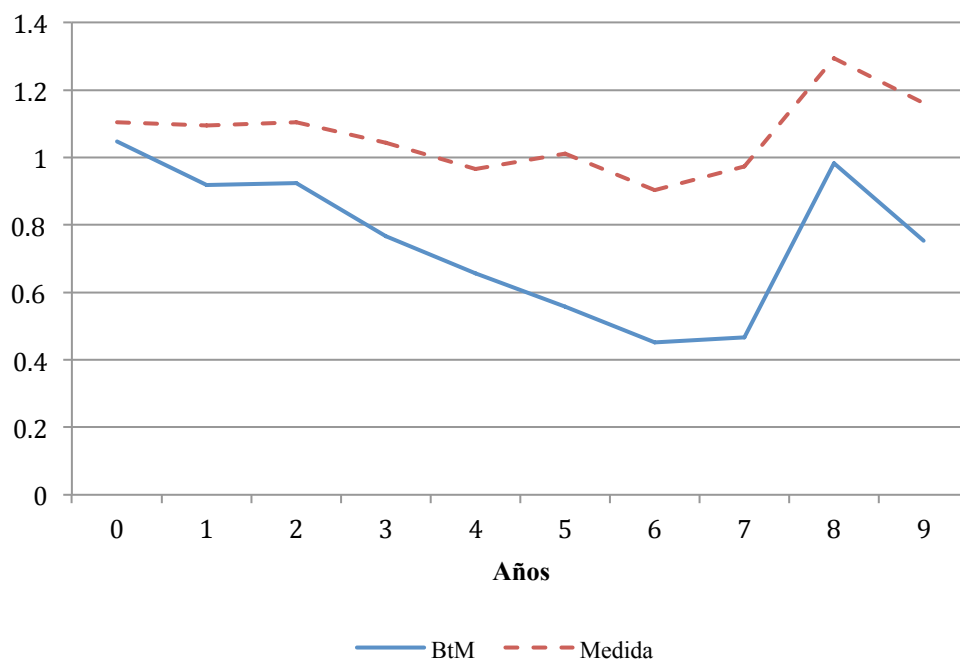


Figura 3. Ratio Book-to-market agregada para cada muestra



Figura 4. Media anual de la ratio BtM y estimación del conservadurismo incondicional medio anual.



Nota: En la figura aparece la ratio BtM media por año y la medida anual del conservadurismo incondicional estimada mediante la regresión conjunta por MCO del modelo propuesto en la ecuación (4), incluyendo el efecto temporal y sin incluir el efecto NIIF.

Tabla 1. Resumen de la selección de las muestras y variables seleccionadas.

Panel A.	Número de empresas en las distintas muestras	
	Total de empresas.	150
	Empresas no financieras	107
	Empresas con datos positivos en todos los años	75
	Empresas no financieras con datos positivos en todos los años	60
Panel B.	Número de empresas – año.	
	Valor en libros	1274
	Valor de mercado	1030
	Valor en libros y valor de mercado positivos	1019
Panel C.	Número de empresas no financiera – año.	
	Valor en libros	913
	Valor de mercado	794
	Valor en libros y valor de mercado positivos	788

Muestra obtenida a partir de Compustat Global Vantage para las empresas españolas que cotizan en bolsa.

Tabla 2. Estadística descriptiva de los datos de las empresas españolas

Panel A. Muestra Global					
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
2000-2009					
VM	1.019	4.016,93	11.558,91	4,24	104.634,40
VL	1.019	1.840,34	5.576,62	0,13	68.666,56
2000-2004					
VM	445	3.303,88	9.725,33	4,24	76.396,48
VL	445	1.527,83	4.287,73	0,13	38.603,00
2005-2009					
VM	574	4.569,74	12.782,05	7,34	104.634,40
VL	574	2.082,61	6.392,98	10,19	68.666,56
Panel B. Muestra no financieras					
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
2000-2009					
VM	788	3.342,62	9.703,56	4,76	104.634,40
VL	788	1.341,32	3.553,38	0,13	26.636,53
2000-2004					
VM	349	2.678,71	8.364,26	4,76	76.396,48
VL	349	1.194,67	3.243,77	0,13	25.865,57
2005-2009					
VM	439	3.870,42	10.628,72	7,34	104.634,40
VL	439	1.457,90	3.781,09	10,19	26.636,53
Panel C. Muestra constante global					
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
2000-2009					
VM	750	5.019,96	13.266,89	4,76	104.634,4
VL	750	2.296,39	6.364,18	4,98	68.666,56
2000-2004					
VM	375	3.808,15	10.507,91	4,76	76.396,47
VL	375	1.756,89	4.627,48	4,98	38.603,00
2005-2009					
VM	375	6.231,77	15.463,85	15,49	104.634,40
VL	375	2.835,89	7.688,75	10,85	68.666,56
Panel D. Muestra constante de empresas no financieras					
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
2000-2009					
VM	600	4.063,89	10.984,59	4,76	104.634,40
VL	600	1.658,29	4.005,42	4,98	26.636,53
2000-2004					
VM	300	3.028,37	8.966,39	4,76	76.396,47
VL	300	1.357,63	3.469,79	4,98	25.865,57
2005-2009					
VM	300	5.099,40	12.616,58	23,54	104.634,40
VL	300	1.958,94	4.463,15	11,28	26.636,53

VM: Valor de mercado, VL: Valor en libros expresados en miles de €.

Tabla 3. Estadística descriptiva variables agregadas

Panel A. Muestra global										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
VMa	311.641	291.733	218.482	286.893	361.477	432.230	600.863	658.421	408.016	523.500
VLa	127.990	132.087	121.243	135.607	162.957	167.601	199.310	266.304	261.748	300.457
BtMa	0,4107	0,4528	0,5549	0,4727	0,4508	0,3878	0,3317	0,4045	0,6415	0,5739

Panel B. Muestra global no financieras										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
VMa	193.764	184.999	139.985	183.875	232.247	275.525	382.173	427.653	279.471	334.293
VLa	85.309	83.156	75.448	82.971	90.057	94.389	109.333	138.832	139.613	157.850
BtMa	0,4403	0,4495	0,5390	0,4512	0,3878	0,3426	0,2861	0,3246	0,4996	0,4722

Panel C. Muestra constante										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
VMa	311.007	287.895	213.250	277.046	338.857	400.462	538.349	576.007	357.510	464.584
VLa	127.520	128.792	117.361	130.755	154.406	158.436	183.597	229.998	228.774	262.655
BtMa	0,4100	0,4474	0,5503	0,4720	0,4557	0,3956	0,3410	0,3993	0,6399	0,5654

Panel D. Muestra constante no financieras										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
VMa	193.151	184.306	137.748	177.933	215.372	252.051	347.251	385.714	249.167	295.639
VLa	84.872	82.530	74.027	80.775	85.087	89.195	101.828	129.015	126.200	141.445
BtMa	0,4394	0,4478	0,5374	0,4540	0,3951	0,3539	0,2932	0,3345	0,5065	0,4784

VMa: Valor de mercado agregado, VLa: Valor en libros agregado y BtMa: Ratio Book-to-market calculada a partir de datos agregados expresados en miles de €.

Tabla 4. Resultados de test diferencia de medias y suma de rangos

BtMa	Media Pre NIIF	Media Pos NIIF	Diferencia	t-test	Rank-test
Muestra 1	0,468	0,467	-0,001	0,9939	0,6015
Muestra 2	0,454	0,384	-0,070	0,1886	0,3457
Muestra 3	0,466	0,468	0,001	0,9848	0,6015
Muestra 4	0,454	0,393	-0,061	0,2476	0,3472

*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; y * Significativo al 10%.

BtMa: Ratio Book-to-Market calculada a partir de datos agregados. Los resultados mostrados para el t-test están condicionados a la realización previa del test de varianza para poder asumir o no varianzas iguales. Se ha utilizado el test de Brown-Forsythe para igualdad de varianzas. Rank-test muestra los resultados para el test no paramétrico de Mann-Whitney.

Tabla 5. Resumen de la muestra de empresas, variables y observaciones.

Panel A.	Muestra de empresas	Obs
	Mercado continuo español	150
	Financieras	29
	No financieras	119
	No financieras con datos disponibles en el periodo 2000-2009	98
Panel B.	Variables y observaciones totales	
	Activo	736
	Tasa crecimiento ventas	736
	Gastos I+D	736
	Cash flows operativos	736
	Deuda	736
	Book-to-market ratio	736
	Rentabilidades de Mercado	1.568
Panel C.	Empresas de la muestra por sector	
	Petróleo y energía	10
	Materiales básicos, industria y construcción	31
	Bienes de consumo	32
	Servicios de consumo	18
	Tecnología y telecomunicaciones	7

Nota: Datos obtenidos de Compustat Global Vantage para las empresas del mercado continuo español en el periodo 2000-2009. Las rentabilidades de mercado las hemos obtenidos a partir de las series de precios corregidas por dividendos y operaciones de capital.

Tabla 6. Estadísticas descriptivas.

	Media	DS	Min	Max	Q1	Q3
BtM	-0.734	0.842	-10.753	0.451	-0.861	-0.307
LogA	2.891	0.807	1.178	5.031	2.288	3.392
CrecV	0.137	0.434	-0.570	8.725	-0.007	0.190
RD	0.003	0.027	0.000	0.547	0.000	0.000
CFO	0.082	0.098	-0.370	0.539	0.039	0.128
Deuda	1.669	2.883	0.021	30.290	0.482	1.796

Nota: Para cada variable aparece la media, la desviación estándar (DS), el mínimo, el máximo, el primer y tercer cuartil (Q1, Q3). BtM es la ratio book-to-market multiplicada por menos 1; NIIF es una variable dicotómica igual a uno si periodo pos-NIIF (2005-2009) e igual a cero si periodo pre-NIIF (2000-2004); Tamaño es el logaritmo natural de los activos totales medios; CrecV es el porcentaje anual de crecimiento de las ventas; I+Di es el gasto en investigación y desarrollo dividido por las ventas; CFO es el cashflow operativo real dividido entre los activos totales medios; Deuda es la deuda total (a corto y largo plazo) dividido entre el valor de mercado de los fondos propios. El total de observaciones por variable, 736, ha sido balanceada para poder realizar la estimación. El número de observaciones en periodo pre NIIF es de 315 y 421 pos NIIF.

Tabla 7. Correlaciones.

	BtM	LogA	CrecV	RD	CFO	Deuda
BtM		0,1326	0,2851	0,0293	0,1822	-0,5248
LogA	[0,0843]		0,1069	[0,0861]	0,104	0,3142
CrecV	0,1129	0,0107		-0,1037	-0,0377	(-0,0631)
RD	(0,0649)	-0,0489	-0,0147		-0,0086	0,013
CFO	0,0605	0,0981	-0,1845	-0,1816		-0,2701
Deuda	-0,673	0,1828	-0,047	-0,0464	-0,0484	

Nota: Debajo de la diagonal aparece el coeficiente de autocorrelación de Pearson, encima de la diagonal Spearman. También se reporta nivel de significancia para cada uno de los valores. En negrita al 1%, negritas corchetes al 5% y en negrita paréntesis al 10%.

Tabla 8. Estimación conservadurismo incondicional en sección cruzada y estimador de sistema (GMM)

	Regresión agrupada – MCO		Datos de panel – MGM SIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
NIIF	0.065 (0.120)	-0.015 (0.792)	-0.012 (0.848)	0.066 (0.478)
LogA	0.215*** (0.000)	0.207*** (0.000)	0.351*** (0.000)	0.281*** (0.009)
CrecV	0.002*** (0.008)	0.001** (0.020)	0.002*** (0.006)	0.001** (0.023)
I+Di	1.004*** (0.000)	-0.053 (0.965)	53.555 (0.160)	-13.318 (0.602)
CFO	0.366* (0.094)	0.350 (0.199)	0.939 (0.142)	0.112 (0.710)
D	-0.205*** (0.000)	-0.189*** (0.000)	-0.305*** (0.000)	-0.283*** (0.000)
Litigio	0.087** (0.043)	0.118* (0.062)		
r		0.047 (0.425)		0.011 (0.951)
r1		0.054 (0.295)		-0.007 (0.978)
r2		0.032 (0.612)		-0.090 (0.445)
r3		0.004 (0.950)		-0.125 (0.681)
r4		0.014 (0.833)		0.045 (0.843)
constant	-1.112*** (0.000)	-1.057*** (0.000)	-1.494*** (0.000)	-1.055*** (0.000)
Efecto retardo	No	Sí	No	Sí
R2 adjusted	0.5054	0.4321		
F	108,29***	28.14		
Wald			3.01(6)***	596.28 (11)***
AR(2)			0.3669	0.4897
Sargan			83.21(1.000)	60.39 (1.000)
Obs	736	429	736	429

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. La variable explicada es BtM que es el Book-to-market multiplicada por menos 1; NIIF es una variable dicotómica igual a uno si periodo pos-NIIF (2005-2009) e igual a cero si periodo pre-NIIF (2000-2004); LogA es el logaritmo natural de los activos totales medios; CrecV es el porcentaje anual de crecimiento de las ventas; I+Di es el gasto en investigación y desarrollo dividido por las ventas; CFO es el cashflow operativo real dividido entre los activos totales medios; D es la deuda total (a corto y largo plazo) dividido entre el valor de mercado de los fondos propios; r es la rentabilidad de mercado actual para cada una de las observaciones; para medir la correlación entre las variables explicativas y los efectos aleatorios se reporta el test de Wald. Para la especificación dinámica, se muestran los tests de Arellano y Bond [AR(2)] y el de Sargan que permiten contrastar la hipótesis de no autocorrelación serial de segundo orden en las perturbaciones. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y Windmeijer (2005) en MGM SIS. *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$ y * $p < 10\%$.

Capítulo 3

El conservadurismo condicional en las empresas cotizadas españolas.²²

1. Introducción

En este capítulo se analizan los efectos de la adopción de la NIIF (Normas Internacionales de Información Financiera), el 1 de enero de 2005, en el conservadurismo de resultados, o condicional, de las empresas cotizadas en el mercado bursátil español. El objetivo final de la implantación de las NIIF como normativa contable a aplicar en las empresas cotizadas es que la posición financiera de la empresa refleje un valor razonable y que la información sobre las ganancias de la empresa tenga una calidad suficiente que la convierta en útil para los distintos grupos de interés relacionados con las empresas (EU, 2002). En este contexto, son muchos los trabajos empíricos que indagan en los efectos de la adopción de las NIIF, como son los de Leuz y Verrecchia (2000), Ashbaugh y Pincus (2001), Leuz (2003), Bartov *et al.* (2005), Shi y Kim (2007), Barth *et al.* (2008), García-Lara *et al.* (2008), Daske *et al.* (2008), Barth *et al.* (2012), Yip y Young (2012), Brochet *et al.* (2013) y Wang (2014), entre los más destacables. Estos

²² Este capítulo está basado en la última versión de Fullana, González y Nave (2012).

trabajos empíricos detectan que el cambio desde los PCGA (Principios Contables Generalmente Aceptados) de cada país a las NIIF provoca efectos tales como: un incremento de la transparencia y la comparabilidad de los estados financieros, una reducción en la manipulación de resultados, así como una reducción en el coste de capital de las empresas.

Tal y como ponen de manifiesto Huijgen y Lubberink (2005), el conservadurismo contable es una característica intrínseca de la contabilidad y supone la aplicación de un determinado grado de prudencia a la hora de reconocer contablemente los cambios en el valor de los activos y pasivos y los resultados económicos. En Watts (2003) se distinguen como más importantes cuatro explicaciones del conservadurismo contable: las relaciones contractuales, las relaciones con los accionistas, la fiscalidad y la regulación contable. Es esta última de las cuatro causas más importantes que explican el conservadurismo contable la que justifica el conjunto de trabajos empíricos dedicados a medir los efectos provocados por el cambio a las NIIF desde los PCGA locales.

Siguiendo a Beaver y Ryan (2005) y a Basu (2005), entre otros, podemos diferenciar entre dos clases de conservadurismo contable en los estados financieros: el conservadurismo de balance, incondicional o ex-ante, y el conservadurismo de resultados, condicional o ex-post. Feltham y Olhson (1995) definen al primero de ellos, el conservadurismo de balance, como la infravaloración persistente del valor en libros de los recursos propios. Por su parte, Basu (1997) define a la segunda de las manifestaciones del conservadurismo contable, el conservadurismo de resultados, como el reconocimiento contable asimétrico de las buenas y malas noticias que provoca dos efectos sobre los resultados: un desfase temporal y una mayor persistencia. En este capítulo nos centramos en esta última manifestación del conservadurismo contable, el conservadurismo de resultados que es, de las dos presentadas, la más profusamente analizada en la literatura, tal y

como se indica en Ryan (2006), quizás porque se ha considerado que tiene un carácter más beneficioso, que lo convierte en deseable.

La adopción de las NIIF desde los PCGA de países con sistemas contables de corte continental supone un acercamiento a los sistemas contables anglosajones, lo que se debería traducir en una mayor comparabilidad entre estados contables de diferentes países. En países con un sistema contable continental, en donde además las normas fiscales tienen una gran influencia sobre la normativa contable, es muy probable encontrarnos con un elevado grado de conservadurismo incondicional o de balance que, dada la relación negativa entre los dos tipos de conservadurismo, se asocia con un bajo grado de conservadurismo condicional, como si de un juego de suma cero se tratara. Es por ello, por lo que algunos autores esperan que los países con sistemas contables de corte continental aumenten dicho conservadurismo condicional al aplicar las NIIF en lugar de los PCGA tradicionales.

No obstante, la evidencia empírica arroja resultados variados al respecto. Mientras que en Barth et al. (2008), García-Lara et al. (2008) y Zhang (2011) la evidencia es favorable a ese incremento esperado de conservadurismo condicional, en otros trabajos, como el de Kabir et al. (2010), no se detectan diferencias significativas y en otros, como el de Piot et al. (2011) los cambios medidos son de signo contrario, es decir, la adopción de las NIIF, concretamente en empresas europeas, reduce el conservadurismo condicional. Así pues, la medición del efecto de la implantación de las NIIF en el conservadurismo de resultados deviene en una cuestión abierta.

El marco de referencia descrito es en el que se encuadra el trabajo desarrollado en este capítulo: la relación entre la regulación contable y el conservadurismo condicional analizada a través del cambio de normativa desde los PCGA a las NIIF. En el diseño de ese análisis tratamos de forma particular dos características técnicas que pueden dar lugar a resultados

contradictorios: la elección de la muestra y la metodología econométrica usada en las pruebas formales realizadas para medir los cambios en el conservadurismo condicional.

Respecto a la elección de la muestra, Daske et al. (2008) argumentan que los adoptantes voluntarios de las NIIF lo son de forma positiva mientras que los obligados lo hacen de forma pasiva, y por ello cabe esperar que los efectos producidos en los estados contables de los unos y de los otros difieran significativamente. Por otro lado, pueden surgir problemas debidos a las diferencias entre los sistemas continentales y anglosajones: así, en los sistemas continentales en donde la volatilidad de las distintas figuras contables es tradicionalmente baja (Ball et al., 2000) cabe esperar que después de adoptar las NIIF se incremente dicha volatilidad (Leuz et al., 2003; Rivard et al., 2003; Ball, 2004 and Graham et al., 2005). Por último, tal y como ponen de manifiesto Soderstrom and Sun (2007), el sistema político y legal del país al que pertenece cada empresa afecta a la calidad de la información financiera. Por todo ello, nuestro análisis se centra en adoptantes por mandato de un único país, concretamente España, evitando así mezclar datos de diferentes países con diferentes legislaciones, de sistemas contables de diferente corte y adoptantes voluntarios y obligados, lo que podría desvirtuar y dificultar la interpretación de los resultados.

Centrándonos pues en el país de referencia, podemos apuntar que el sistema contable español es de corte continental sujeto a la regulación europea. En este sentido cabe señalar que con el fin de avanzar en el proceso de integración de la Unión Europea en junio de 2002 se dio un paso importante en la armonización contable: el Consejo de Ministros de la Unión aprobó una regulación que requería a todas las compañías cotizadas en mercados organizados a preparar sus estados contables consolidados siguiendo las NIIF a partir del periodo contable que se iniciase el 1 de enero de 2005 o después. Por todo ello el caso español se caracteriza como un sistema

contable de corte continental en donde las compañías cotizadas adoptaron la NIIF a partir de 2005 de forma obligatoria.

Hay algunos trabajos, como el de García-Lara et al. (2008) que incorporan datos de empresas españolas a muestras internacionales a la hora de estudiar los efectos de la adopción voluntaria de las NIIF. Otros trabajos de corte no empírico analizan el impacto esperado de la aplicación de las NIIF en España como los de Giner et al. (1999), Lainez et al. (1999), ICAC (2000), y Gonzalo (2004). Otros estudios han analizado el conservadurismo condicional en España como los de Garcia-Lara y Mora (2004), Cano-Rodriguez (2010) y Garcia-Lara et al. (2007), aunque no en relación con la adopción obligatoria de las NIIF. Por último, otros trabajos han analizado el efecto de la adopción obligatoria de las NIIF pero no sobre el conservadurismo condicional, como por ejemplo los de Callao et al. (2007), Callao et al. (2009), Aledo et al. (2009), Callao et al. (2010), Garrido y Vázquez (2011), Iñiguez et al. (2013), González et al. (2014), Fullana y Toscano (2014a), Garrido y Sanabria (2014) y Fullana y Toscano (2014b).

Sin embargo, hasta donde llega nuestro conocimiento, el efecto de la adopción obligatoria de las NIIF por parte de las empresas cotizadas españolas en su conservadurismo condicional o de resultados solo ha sido analizado por André y Filip (2012) en el contexto de un análisis europeo. Estos autores concluyen que en las empresas cotizadas españolas se ha producido una reducción del conservadurismo condicional tras la implantación de las NIIF, aunque llega esta tajante conclusión por el simple hecho de que los datos de empresas de un grupo de países, entre los que incluyen a las empresas españolas, muestran una reducción de conservadurismo condicional. Sin embargo, ninguno de sus resultados individualizados referidos a España (en sus tablas 2, 10 y 11) se corrobora esta conclusión, mostrándose siempre resultados sin ninguna significatividad estadística. Nuestro estudio, más específico del caso español, constituye así una prueba de robustez de esta primera evidencia, la

real, encontrada por estos autores, evidencia a la que lógicamente haremos referencia a lo largo del capítulo.

De este modo, el objetivo de este trabajo es cubrir ese hueco en la literatura comentada, analizando el efecto de la adopción de las NIIF sobre el conservadurismo condicional de una muestra altamente representativa de las empresas no financieras que cotizan en el mercado bursátil español. Para nuestro análisis utilizamos una ventana de datos que permita recoger, en su caso, los efectos transitorios, tanto normativos como gerenciales, que la aplicación por primera vez de las NIIF hubieran podido ocasionar (García-Osma y Pope, 2011; y Kvaal y Nobes, 2012). De hecho, la muestra de datos utilizada en este estudio abarca un periodo temporal de dieciocho años, diez años antes y ocho años después de la implantación de las NIIF en España por mandato de la UE.

En lo referente a la metodología seguida para realizar el análisis, utilizamos el modelo de Basu (1997) que, tal y como señalan Hsu et al. (2012), es el habitualmente empleado para medir el conservadurismo condicional en la literatura. Uno de los inconvenientes de este modelo a la hora de ser estimado es el alto grado de endogeneidad que presentan las dos variables presentes en el mismo como regresor y variable explicada, la rentabilidad de las acciones y el beneficio de la empresa respectivamente. En estos casos los coeficientes estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y los errores estándar correspondientes están sesgados, ya que cambios en el término de error afectan no sólo a la variable explicada sino también a las explicativas (Dietrich et al., 2007; Wang et al., 2009; y Dechow et al., 2010). Nosotros hemos tenido en cuenta esta circunstancia a la hora de seleccionar las técnicas de estimación del modelo. Así, junto con las estimaciones de MCO se reportan los resultados para distintos estimadores de datos de panel, entre los que se encuentra el estimador de sistemas por el Método Generalizado de Momentos (MGM-SIS), especialmente diseñado para paneles con poco datos temporales en relación con los individuos y con

problemas de endogeneidad (Arellano y Bover, 1995; y Blundell y Bond, 1998).

El resto de este capítulo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2, a partir del modelo de Basu (1997), obtenemos los modelos econométricos que nos permitirán medir el conservadurismo condicional, así como la diferencia entre el período previo y posterior a la aplicación por primera vez de las NIIF por parte de las empresas de la muestra. En el apartado 3 se describe el proceso de selección de la muestra utilizada y sus principales estadísticas. En ese mismo apartado se estima el modelo y se presentan los resultados para las distintas especificaciones realizadas y las distintas técnicas de estimación utilizadas. En el apartado 4 se analiza la influencia de valores atípicos en los resultados aplicando técnicas multivariantes para su detección. Por último, en el apartado 5, concluimos con los principales resultados del análisis realizado.

2. Medición basada en el mercado del conservadurismo condicional

2.1. El modelo de Basu

En Basu (1997) se interpreta el conservadurismo como una consecuencia de la tendencia en la práctica contable de requerir un mayor grado de verificación para reconocer las noticias positivas en los estados financieros que para reconocer las noticias negativas. Bajo esa interpretación la cuenta de resultados recoge más rápidamente las malas noticias que las buenas noticias, quedando condicionada pues a la importancia relativa de las buenas y las malas noticias sobre el total de noticias del periodo al que estén referidos dichos resultados. Asimismo, la lenta incorporación de las buenas noticias a los resultados provoca un aumento en su persistencia.

La idea básica que utiliza Basu en la formulación del modelo que desarrolla para medir el grado de conservadurismo condicional es la eficiencia de los mercados de capitales. La eficiencia del mercado de activos, en su grado más fuerte, conlleva que tanto las buenas como las malas noticias, susceptibles de ser contabilizadas, estén recogidas en las cotizaciones. Así, el desfase en el reconocimiento de ingresos y gastos, que sesga la determinación de los resultados contables, no está presente en la determinación de los rendimientos de mercado, calculados a partir de las cotizaciones que sí recogen de forma simétrica todas las noticias que inciden en la cuenta de pérdidas y ganancias. Bajo esta perspectiva se espera que la correlación entre rendimiento de mercado y resultados de la empresa sea mayor cuando los rendimientos de mercado sean negativos (malas noticias) que cuando dichos rendimientos son positivos (buenas noticias).

Basu capta esta idea a través de la modelización de una relación lineal entre los resultados empresariales y los rendimientos de mercado, permitiendo que esa relación sea diferente cuando los rendimientos son positivos de cuando son negativos. La diferencia entre esas dos relaciones lineales mide el conservadurismo condicional. La expresión analítica del modelo propuesto es de la siguiente forma:

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{i,t} + \lambda_2 R_{i,t} + \lambda_3 D_{i,t} R_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

donde:

EPS es el resultado ordinario por acción del periodo;

P es la cotización al inicio del periodo;

D es una variable dicotómica que toma valor 1 si el rendimiento bursátil del periodo es negativo o nulo y 0 en caso contrario;

R es la rentabilidad de mercado para el periodo;

i,t son indicadores de empresa y periodo respectivamente.

El coeficiente λ_3 en la ecuación (1) mide la intensidad promedio de las relaciones asimétricas entre beneficios y rendimientos de mercado del conjunto de empresas considerado, es decir, mide el grado de conservadurismo condicional promedio del conjunto de empresas analizadas y, en su presencia, se espera que sea positivo y significativo.

2.2. Incorporación del efecto NIIF

La utilización del modelo (1) para contrastar si ha habido cambios significativos propiciados por la aplicación de las NIIF requiere una sencilla adaptación, incorporando una variable dicotómica adicional que recoja la diferencia entre la relación asimétrica anterior a 1 de enero de 2005 y la posterior a esa misma fecha. La ecuación (1) se transforma y queda como sigue:

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 NIIF_t + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 NIIF_t D_{i,t} + \alpha_4 R_{i,t} + \alpha_5 NIIF_t R_{i,t} + \alpha_6 D_{i,t} R_{i,t} + \alpha_7 NIIF_t D_{i,t} R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

en donde ahora, la variable dicotómica NIIF toma valor 1 cuando la información financiera se reporta bajo las NIIF, a partir de 2005, y cero cuando se siguen los PCGA, antes de 2005. De esta manera la muestra temporal se divide en dos sub-periodos, el pre-NIIF que se cierra en 2004, y el NIIF que se inicia en 2005.

En la ecuación (2) el parámetro que nos mide la diferencia entre la relación asimétrica anterior a 1 de enero de 2005 y la posterior a esa fecha, es α_0 , cuyo signo y significatividad, dada la evidencia empírica comentada en la introducción de este capítulo que muestra fundamentaciones, hipótesis de trabajo y resultados de diversa naturaleza, deviene en una cuestión meramente empírica que abordamos en el siguiente apartado.

3. Análisis empírico mediante la medida basada en el mercado

3.1. Datos utilizados

Todos los datos requeridos para la realización de los diferentes análisis se han extraído de la base de datos *Compustat Global Vantage*. Tal y como se lista en la Tabla 1, del total de 148 empresas cotizadas en el Mercado Continuo español recogidas en la base de datos, 41 pertenecen al sector financiero de acuerdo con la clasificación sectorial de Bolsa Madrid, y de las 107 restantes solo tienen los datos requeridos en el periodo de análisis que abarca 18 años, desde 1995 hasta 2012, 103 empresas. El número de observaciones empresa-año para las que se tienen todos los datos requeridos son 1255.

De esas 1255 observaciones empresa-año, 551 pertenecientes a 74 empresas se corresponde con el periodo pre-NIIF, desde 1995 hasta 2004, y, 704 observaciones de 103 empresas pertenecen al periodo NIIF, que comprende desde el año 2005 al año 2012. Aunque el periodo temporal de la muestra no está centrado en la fecha de aplicación por primera vez de las NIIF por parte de las empresas cotizadas del mercado continuo español y, el periodo pre-NIIF abarca un periodo temporal más amplio, de 10 años frente a los 8 del periodo NIIF, ello obedece a un intento de balancear al máximo el panel de datos, el número de observaciones disponibles en el periodo pre-NIIF y NIIF. La distribución sectorial de las 103 empresas es la siguiente: 11

empresas pertenecen al sector de *petróleo y energía*, 31 al sector de *materiales básicos, industria y construcción*, 34 al sector de *bienes de consumo*, 17 al sector de *servicios de consumo* y 10 al sector de *tecnología y telecomunicaciones*.

En la Tabla 2 se listan las variables utilizadas y sus principales estadísticos descriptivos, tanto para el periodo total (Panel A), como para los dos subperiodos considerados, el pre-NIIF (Panel B) y el NIIF (Panel C). Las variables utilizadas extraídas directamente de la base de datos son: la capitalización bursátil correspondiente al mes de diciembre de los años 1994 a 2011 (MKVAL: *market value*²³), los beneficios ordinarios (NI: *net income*²⁴+ MII: *minority interest*²⁵), y los rendimientos mensuales de mercado (MKRTXM: *market return by ex-date - monthly*²⁶). La variable dependiente, beneficios por acción respecto del precio de la acción al inicio del ejercicio, se ha calculado mediante la división de los beneficios

²³ “Precio de cierre mensual multiplicado por el número de acciones ordinarias en circulación. Si el número de acciones ordinarias en circulación para ese año no está disponible se utiliza el valor del año anterior o, en su caso, el de dos años antes. Si el número de acciones ordinarias en circulación de una empresa no está disponible para ninguno de esos años el valor de mercado no aparece”.

²⁴ “Representa los ingresos después de deducir todos los gastos, incluyendo las asignaciones libres de impuestos a reservas, impuestos sobre beneficios, interés minoritario y ajustes, pero antes de resultados extraordinarios y provisiones para dividendos”. “La cuenta de pérdidas y ganancias en España se calcula generalmente antes de impuestos. Cuando los impuestos o la propuesta de provisión para impuestos está disponible en las notas a los estados financieros, Standard & Poor's calcula el beneficio neto. Cuando la empresa no reporta estos datos este ítem y el de impuestos totales sobre beneficios no están disponibles. Cuando la empresa reporta pérdidas, éstas aparecen como beneficio neto aunque no esté disponible el dato relativo a los impuestos”.

²⁵ “Parte de los resultados que no corresponden a la participación de la empresa dominante del grupo”.

²⁶ “Precio de cierre al final del mes de calendario más los dividendos por acción conocidos durante ese mes, dividido por el precio de cierre al final del mes de calendario anterior. A esta cantidad se le resta 1 y se multiplica después por 100”.

ordinarios del ejercicio entre la capitalización bursátil al inicio de ejercicio (correspondiente con el final del mes diciembre del año anterior). La variable rendimiento de mercado anual se ha calculado componiendo los rendimientos mensuales del año correspondiente.

3.2. Resultados obtenidos

En la Tabla 3, Tabla 4 y Tabla 5 se muestran los resultados de estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el modelo de Basu (1997) en regresión agrupada para la muestra total descrita en el epígrafe anterior y las dos sub-muestras que define la fecha de implantación de las NIIF en las empresas cotizadas en el mercado bursátil español, respectivamente. En el Panel A se incluyen los resultados cuando se utiliza el signode rendimientos anuales de las acciones como indicador de las buenas y malas noticias. En el Panel B los resultados que se muestran se obtienen considerando buenas noticias los excesos de rendimiento sobre el mercado, y malas noticias los defectos. Por último, en el Panel C se reportan los resultados obtenidos cuando se utiliza el exceso de rendimiento respecto del rendimiento anual del sector al que pertenece la empresa como indicador de buenas noticias y lo contrario como indicador de malas noticias. Así pues, en cada Panel (A, B y C) la variable dummy (D) es estimada de forma diferente.

Los resultados en cuanto al conservadurismo condicional, medido por el coeficiente λ_3 de la ecuación (1) son idénticos: en los tres casos analizados, para ninguna de las tres muestras incluidas en cada caso el parámetro es significativo. No existe pues evidencia de presencia alguna de conservadurismo condicional en las empresas no financieras cotizadas en el mercado continuo español durante el periodo analizado, 1995–2012. Ahora bien, cuando contrastamos el efecto de los rendimientos negativos ($\lambda_2 + \lambda_3 = 0$) en su conjunto, en todas las muestras se rechaza la hipótesis nula, lo que puede indicar un problema con la metodología de estimación.

En la Tabla 6 se muestran los resultados de estimar también por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en regresión agrupa el modelo de Basu (1997) transformado para captar el efecto de la implantación de las NIIF tal y como se recoge en la ecuación (2), ahora utilizando, lógicamente, sólo el total de observaciones empresa-año de la muestra. Al igual que antes se repite el análisis considerando como indicador de buenas y malas noticias el signo de los rendimientos anuales (Panel A), los excesos y defectos de rendimiento respecto del mercado (Panel B) y los excesos y defectos de rendimiento respecto del sector (Panel C).

En este caso es el parámetro α_7 el que nos mide si ha habido cambios significativos en el conservadurismo condicional debidos a la implantación de las NIIF. En consonancia con los anteriores, los resultados obtenidos son concluyentes en ninguno de los tres casos analizados se observa influencia alguna de la aplicación de las NIIF en el conservadurismo condicional de las empresas no financieras cotizadas en el mercado continuo español durante el periodo analizado, 1995 – 2012.

La ordenada en el origen, el parámetro α_0 , nos indica el beneficio por acción relativo que en promedio tienen las empresas para una rentabilidad de mercado nula. Cuando se utilizan rentabilidades de mercado sin ajustar (Panel A) este parámetro no es significativo, pero cuando se ajustan las rentabilidades a la rentabilidad de mercado (Panel B) o del sector al que pertenece la empresa (Panel C), el parámetro α_0 es ya significativo, lo cual nos indicaría un efecto individual diferente para cada compañía, captado a través de la dummy en el Panel A.

Adicionalmente hemos contrastado si los rendimientos negativos antes de las NIIF ($\alpha_4 + \alpha_6 = 0$), así como, los negativos ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 = 0$) y los positivos ($\alpha_4 + \alpha_5 = 0$) tras aplicar las NIIF son significativos. Los resultados muestran una evidente significación estadística en todos los casos, en cambio al contrastar el efecto de introducir las NIIF sobre el conservadurismo

condicional ($\alpha_6 + \alpha_7 = 0$), observamos que estadísticamente no existe ningún efecto.

La escasa significatividad estadística de los parámetros individuales reportada en la Tablas 3 a 6, unido a la significación conjunta encontrada sobre el conservadurismo condicional, nos llevan a cuestionar la homogeneidad de los datos, provenientes de ejercicios económicos tan dispares como los contenidos en el periodo temporal que abarca la muestra, desde 1995 a 2012, y a plantear la necesidad de abordar el análisis utilizando técnicas de datos de panel en donde puedan además considerarse la presencia de efectos fijos para dar más robustez a la estimación y de efectos variables que repercutan en la eficacia de la estimación.

Así, en la Tabla 7, reportamos los resultados correspondientes a la estimación del modelo de Basu (1997) incluyendo el efecto NIIF, ecuación (2), y utilizando rendimientos de mercado no ajustados, pero incluyendo un estimador de efectos fijos y otro de efectos variables en datos de panel. A efectos comparativos se incluyen los resultados obtenidos mediante MCO en regresión agrupada, (i), reportados para este mismo caso en la Tabla 6 Panel A. En el caso de la estimación con técnicas de datos de panel que incorporan los efectos fijos (ii) los resultados vuelven a mostrar parámetros no significativos, en línea con los resultados obtenidos al aplicar MCO en la regresión agrupada (i). Sin embargo, cuando el modelo se estima incorporando efectos aleatorios por Mínimos Cuadrados Generalizados (within/between), (iii), además de reaparecer el efecto significativo en α_1 , aparece, por primera vez en todo el análisis, un atisbo de conservadurismo condicional con una tímida significatividad (al 10%) del parámetro α_6 . Por tanto, la introducción de las NIIF aunque tienen un efecto, medido por α_7 , del signo esperado, reduciendo el conservadurismo condicional, este no resulta significativo en ninguna de las tres estimaciones que se reportan en la Tabla 7.

Ahora bien, cuando realizamos los test conjuntos de significatividad, volvemos a encontrar disparidad de resultados: mientras que para los efectos aleatorios no hallamos evidencias de conservadurismo condicional antes o después de las NIIF, cuando consideramos un efecto individual fijo los resultados indican que existía un conservadurismo antes de las NIIF ($\alpha_4 + \alpha_6 = 0$), y tras su adopción se reduce ($\alpha_6 + \alpha_7 = 0$). Nuevamente estos resultados contradictorios parecen indicar la existencia de problemas metodológicos.

Dos son los problemas de carácter metodológico que pueden subsistir en los resultados de la Tabla 7: el tamaño reducido de las observación en serie temporal, 18 años, respecto de las de individuos, 103 empresas; y la posible endogeneidad de las variables introducidas en el modelo, es decir, las variables independientes no son estrictamente exógenas por lo que están correlacionadas con los errores. El estimador en datos de panel MGM-SIS está especialmente diseñado (Arellano y Bover, 1995; y Blundell y Bond, 1998) para solventar, justamente, estos dos problemas: construye un sistema de dos ecuaciones, la original y la transformada mediante la incorporación de variables instrumentales, que estima con el método generalizado de los momentos (MGM).

En la Tabla 8 presentamos los resultados de la estimación de distintas especificaciones del modelo recogido en la ecuación (2) mediante MGM-SIS utilizando como indicador de las buenas y malas noticias el signo de los rendimientos. En este caso, al corregir los modelos de la posible endogeneidad, los test de significación conjunta sobre los efectos de los rendimientos positivos y negativos (conservadurismo condicional) rechazan en todos los casos la hipótesis nula. Por el contrario, cuando analizamos los parámetros individualmente podemos ver en la especificación (i), sólo con la variable rendimientos, cómo los rendimientos de mercado explican en general los beneficios por acción relativos, aunque cuando dividimos la muestra condicionando la estimación al signo de los rendimientos de

mercado en (ii), o ecuación (1), la explicación de los rendimientos negativos, medida por la suma de los parámetros α_4 y α_6 , que esperaríamos que fuese mayor que la explicación de los rendimientos positivos resulta ser lo contrario, menor; es más, su signo es negativo. Este resultado se atribuye en la especificación del modelo completo (iii), o ecuación (2), al periodo NIIF al dejar de ser negativo el parámetro α_6 , aunque ahora ya no es significativo, recogiendo todo ese efecto el parámetro α_7 , negativo y significativo, con un valor que, una vez más, convierte en negativa la suma de los parámetros α_4 , α_6 , y α_7 .

Atendiendo pues, de forma estricta, a este resultado, deberíamos concluir que el escasísimo conservadurismo condicional que pudiera existir en los resultados de las empresas cotizadas del mercado continuo español antes de la adopción obligatoria en 2005 de las NIIF ha desaparecido en su totalidad después de esta fecha. Es más, siguiendo esta metodología de trabajo, generalmente aceptada en la literatura, deberíamos afirmar que se intuye un cambio en las prácticas contables que refleja cierto grado de agresividad en las cuentas de resultados de estas empresas con posterioridad a la adopción de las NIIF.

4. La influencia de los valores atípicos

4.1. Valores atípicos en contextos multivariantes

Los valores atípicos multidimensionales son observaciones que se consideran extrañas no por el valor que toman en una determinada variable, sino en el conjunto de aquellas. Son mucho más difíciles de identificar que los valores atípicos unidimensionales, dado que no pueden considerarse como valores extremos, como sucede cuando se tiene una única variable bajo estudio. Su presencia tiene efectos todavía más perjudiciales que en el caso unidimensional, porque distorsionan no sólo los valores de la media y

varianza, sino, muy especialmente, las correlaciones entre las variables, que es precisamente la idea principal en la que se basan este tipo de estudios.

Sin embargo, en los trabajos empíricos realizados con datos contables y financieros, como el que nos ocupa, está generalizado el uso de técnicas univariantes para la corrección de valores atípicos²⁷. Las técnicas más extendidas son por este orden la winsorización, el recorte y la eliminación de datos extremos. Se trata de técnicas univariantes aplicadas a datos multivariantes que por lo general requieren aplicar cierto grado de subjetividad (que por una pretendida precaución en muchos casos se importa de otros autores que trabajan en un contexto muestral muy diferente) y que pueden llevarnos a incurrir en problemas de selección de muestra y a estimaciones sesgadas.

En la detección de valores atípicos multivariante es importante que el procedimiento no esté afectado por los conocidos como efecto enmascaramiento y efecto inundación. Se trata de efectos opuestos que tienen lugar por la distorsión que la presencia de un grupo de valores atípicos provoca en la media y la matriz de covarianzas, haciendo que datos con valores bastante alejados del núcleo principal de la nube de puntos no aparezcan como valores atípicos o, por el contrario, que parezcan como valores atípicos puntos que no lo son, simplemente porque están alejados de la media calculada.

Nosotros para la detección de valores atípicos multivariantes usamos el método MCD (determinante de mínima covarianza)²⁸, que consiste en

²⁷ Adams et al. (2014) revisan las técnicas utilizadas para el tratamiento de los valores atípicos en las cuatro revistas de finanzas más relevantes durante los últimos 25 años y muestran una estadística acorde con esta percepción.

²⁸ Verardi y Dehon (2010) muestran a través de un ejemplo simulado que el estimador “determinante de mínima covarianza” supera a otros métodos como el de Hadi. En Verardi y Croux (2009) y Verardi (2010) se diseña un algoritmo rápido

buscar la matriz de covarianzas con mínimo determinante para diferentes muestras con un número determinado de datos. La idea subyacente es que el determinante de la matriz de covarianzas está inversamente relacionado con la intensidad de las correlaciones.

La aplicación de esta técnica a la muestra utilizada en el apartado anterior ha llevado a detectar 293 valores atípicos para la muestra total de 1.255 observaciones, lo que viene a representar un 23,35% de los datos iniciales. Hemos realizado el mismo análisis para las dos submuestras encontrando 108 valores atípicos en el periodo pre-NIIF y 182 en el periodo NIIF, lo que supone un 19,60% y un 25,85% de los datos iniciales, respectivamente. La Figura 1, la Figura 2, y la Figura 3, muestran gráficamente el efecto de la eliminación de los valores atípicos de la muestra total, de la submuestra correspondiente al periodo pre-NIIF y de la submuestra correspondiente al periodo NIIF, respectivamente.

4.2. Resultados obtenidos

Los resultados de estimar distintas especificaciones del modelo representado en la ecuación (2) mediante MCO en regresión agrupada y MGM-SIS en datos de panel se reportan en la Tabla 9 y la Tabla 10, respectivamente. Todos los resultados se corresponden con estimaciones que utilizan la muestra total de observaciones limpia de valores atípicos, 962 observaciones. Con una primera visión general se observa ya que los resultados han cambiado drásticamente respecto de los obtenidos en el apartado anterior.

En un análisis más detallado observamos que los rendimientos de mercado explican en las especificación (i) de la ecuación (2) en la Tabla 9 y la Tabla

de este estimador. Nosotros hemos utilizado este algoritmo a través del comando *mcd* de Stata tomando los valores opcionales aplicados por defecto.

10, los resultados relativos del conjunto de observaciones empresa-año de forma significativa (al 1%). Esa significatividad se mantiene en la especificación (ii) del modelo. En esa misma especificación, la (ii), independientemente de la técnica de estimación utilizada no se detecta una presencia significativa de conservadurismo condicional, resultado que podría estar afectado por el hecho de no incorporar el efecto de la adopción de las NIIF.

Cuando se estima el modelo completo mediante la técnica de MCO en regresión agrupada, representado en la ecuación (2), vemos en la especificación (iii) de la Tabla 9, que los resultados señalan que la introducción de las NIIF tiene efecto en la constante y en la explicación de los resultados relativos por parte de los rendimientos de mercado. El conservadurismo condicional continúa siendo no significativo y el efecto de la adopción de las NIIF no influye sobre el mismo de forma significativa. Finalmente, cuando se contrastan la significación de la suma de los parámetros, tal y como se ha venido haciendo en el resto de estimaciones, se corrobora que existe conservadurismo contable antes de las NIIF, y que su introducción no ha variado dicho efecto, en cambio si se aprecia una significación del efecto de los rendimientos positivos ($\alpha_4 + \alpha_5$). Estos resultados son contrarios a los esperados según la literatura.

Sin embargo, cuando se utiliza el estimador MGM-SIS en datos de panel claramente se evidencia la presencia de conservadurismo condicional en el periodo pre-NIIF, significativa al 1%, unida a una clara disminución del mismo, significativa al 1%, en el periodo NIIF. Estos resultados para los parámetros individualmente considerados, se refrendan al realizar los test conjuntos, en concreto, se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de efecto de los rendimientos negativos pre-NIIF ($\alpha_4 + \alpha_6 = 0$) y NIIF ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 = 0$) al 1% y al 5% respectivamente, del mismo modo, se rechaza la hipótesis de que las NIIF no han tenido efecto sobre el conservadurismo condicional ($\alpha_6 + \alpha_7 = 0$) al 1%. En cambio, y al contrario que ocurría con la estimación

MCO, no se rechaza la hipótesis nula del efecto de los rendimientos positivos ($\alpha_4 + \alpha_5 = 0$).

Así pues, la suma de los parámetros que identifican el grado de explicación de los resultados relativos por parte de los rendimientos de mercado cuando estos son negativos en el periodo NIIF continua teniendo un valor positivo, desapareciendo el controvertido resultado en esta misma estimación cuando no se realizaba sobre una muestra limpia de valores atípicos en el apartado anterior.

5. Conclusiones

En este capítulo se analiza el conservadurismo condicional de las empresas cotizadas en el Mercado Continuo español en un intento de medir la repercusión en el mismo de la implantación obligatoria de las NIIF al inicio del año 2005 para los estados financieros consolidados. Para ello se utiliza la metodología más extendida en el estudio del conservadurismo condicional, la extraída del modelo de Basu (1997), medida basada en el mercado. En este caso la utilización de una medida basada en el mercado no restringe el análisis ya que las únicas empresas afectadas por el cambio normativo son precisamente las cotizadas. La muestra de datos utilizada abarca 1.255 observaciones de los años 1995 a 2012, en frecuencia anual, siendo 103 empresas no financieras de las que se tienen información suficiente en la base de datos *Compustat Global Vantage*.

Los resultados obtenidos al aplicar a dicha muestra distintas técnicas de estimación de los modelos econométricos propuestos, concretamente: mínimos cuadrados ordinarios en regresión agrupada, datos de panel con efectos fijos, datos de panel con efectos aleatorios y datos de panel con pocas observaciones temporales y endogeneidad, son robustos. También se han utilizado distintas definiciones de las buenas y malas noticias ajustando

los rendimientos de mercado de las empresas por el rendimiento medio del mercado y por el rendimiento medio del sector al que pertenecen, y una vez más los resultados obtenidos han sido robustos.

De dichos resultados cabe destacar las siguientes conclusiones. En primer lugar, como cabría esperar, los rendimientos de mercado de las compañías explican sus beneficios ordinarios. Sin embargo, cuando se condiciona la estimación para separar los efectos de las buenas (711) y malas (544) noticias, la diferencia entre su poder explicativo de los resultados ordinarios relativos de las empresas analizadas resulta no significativa, tanto en la muestra total como en las dos sub-muestras definidas por la fecha de implantación de las NIIF.

Al profundizar en el análisis del efecto de implantación de las NIIF continuamos sin detectar muestras de conservadurismo condicional en los datos. Tan solo al aplicar técnicas de datos de panel con efectos aleatorios aparece una débil significatividad en su medida. Aunque, es al considerar efectos fijos cuando las hipótesis de significación conjunta son rechazadas.

Sin embargo, los resultados no afectados por la escasa longitud de la serie temporal utilizada respecto del número de individuos y por la endogeneidad de las variables que se obtienen al estimar por MGM-SIS muestran: que los rendimientos de mercado explican débilmente los resultados ordinarios relativos; que el conservadurismo contable existente no llega a ser significativo; y que la aplicación de las NIIF ha revertido de forma significativa dicho conservadurismo, apreciándose en el periodo NIIF prácticas contables agresivas.

Sin embargo, después de realizar una búsqueda de valores atípicos multidimensionales que pudieran estar condicionando la robustez y eficiencia de las estimaciones y de proceder a su eliminación de la muestra inicial quedando ésta reducida a 962 observaciones, se han estimado nuevamente distintas especificaciones del modelo, utilizando MCO en

regresión agrupada y MGM-SIS en datos de panel, y los resultados han experimentado un importante cambio. Ahora, cuando se estima el modelo completo por MGM-SIS en datos de panel se obtienen los resultados esperados de forma altamente significativa: los rendimientos de mercado explican los resultados relativos de las observaciones empresa-año utilizadas, se muestra evidencia de conservadurismo condicional, y se detecta un efecto NIIF que reduce dicho conservadurismo condicional tras la adopción de la normativa internacional en enero de 2005.

Con todo, resulta importante resaltar como conclusión final, al margen de las importantes y novedosas conclusiones realizadas sobre la cuestión motivo de análisis -el conservadurismo condicional en las empresas cotizadas españolas y su afectación por el cambio de normativa al adoptar las NIIF-, que ha resultado de crucial importancia para llegar a tales conclusiones la adecuación, tanto de las técnicas de estimación de los modelos, como de las técnicas de tratamiento de datos.

Para finalizar, hemos de volver sobre el trabajo señalado como referente previo en la introducción (André y Filip, 2012), e indicar que, al igual que ellos, hemos hallado una reducción significativa del conservadurismo contable en España consecuencia de la introducción de las NIIF. Ahora bien, y a diferencia de ellos, este resultado no ha sido encontrado sobre una muestra plurinacional, sino únicamente con empresas españolas y desarrollando una metodología que para este tipo de estudios de panel de datos permite corregir los efectos de la endogeneidad del modelo y los valores extremos de la muestra.

Referencias

- Adams, J.C.; Hayunga, D.K. y Verardi, V. (2014). Outliers in Finance Research. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=2511456>.
- Aledo, J., Garcia-Martinez, F. y Diazaraque, J. M.M. (2009) “Firm-specific factors influencing the selection of options provided by the IFRS: Empirical evidence from Spanish Market”. Working paper del Servicio de Estudios del Banco de España, 0926. Madrid. Disponible en:
<http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/09/Fic/dt0926e.pdf>.
- André, P. y Filip, A. (2012). Accounting Conservatism in Europe and the Impact of Mandatory IFRS Adoption: Do country, institutional and legal differences survive? Working paper ESSEC Business School KPMG Reporting Financial Centre. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1979748>.
- Arellano, M. y Bover, S.R. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Ashbaugh, H. y Pincus, M. (2001). Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings. *Journal of Accounting Research*, 39(3), 417-434.
- Ball, R. (2004). Corporate Governance and Financial Reporting at Daimler-Benz (DaimlerChrysler) AG: From a “Stakeholder” toward a “Shareholder Value” Model. In C. Leuz, D. Pfaff and A. Hopwood, *The Economics and Politics of Accounting: International Perspectives on Research Trends, Policy, and Practice*, 103-143. (Oxford: Oxford University Press).

- Ball, R., Kothari, S.P. y Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings, *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1-51.
- Barth, M. E., Landsman, W. R. y Lang, M. H. (2008). International Accounting Standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Barth, M.; Landsman, W.; Lang, M. y Williams, C. (2012). Are IFRS-based and US GAAP-based accounting amounts comparable? *Journal of Accounting & Economics*, 54(1),68-93.
- Bartov, E., Goldberg, S. y Kim, M. (2005). Comparative value relevance among German, U.S., and International Accounting Standards: a German stock market perspective. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 20(2), 95-119.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37.
- Basu, S. (2005). Discussion of conditional and unconditional conservatism: concepts and modelling. *Review of Accounting Studies*, 10(2/3), 311-321.
- Beaver, W.H. y Ryan, S.G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 269-309.
- Blundell, R.W. y Bond, S.R. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

- Brochet, F.; Jagolinzer, A. y Riedl, E. (2013). Mandatory IFRS adoption and financial statement comparability. *Contemporary Accounting Research*, 30(4), 1373-1400.
- Cano-Rodríguez, M. (2010). Big auditors, private firms and accounting conservatism: Spanish evidence. *European Accounting Review*, 19(1), 131-159.
- Callao, S.; Jarne, J. I. y Laínez, J. A. (2007). Adoption of IFRS in Spain: effect on the comparability and relevance of financial reporting. *Journal of International Accounting Auditing and Taxation*, 16(2), 148-178.
- Callao, S.; Ferrer, C.; Jarne, J.I. y Lainez, J.A. (2009). The impact of IFRS on the European Union: Is it related to the accounting tradition of the countries? *Journal of Applied Accounting Research*, 10(1), 33-55.
- Callao, S.; Ferrer, C.; Jarne, J.I. y Lainez, J.A. (2010). IFRS adoption in Spain and the United Kingdom: Effects on accounting numbers and relevance. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 26, 304-313
- Daske, H.; Luzzi Hail , C. L. y Verdi, R. S. (2008). Mandatory IFRS reporting around the world: early evidence on the economic consequences *Journal of Accounting Research*, 46(5), 1085-1142.
- Dechow, P. M.; Ge, W. y Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50, 344-401.
- Dietrich, J.R.; Muller, K.A. y Riedl, E.J. (2007). Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies*, 12(1), 95-124.

- European Union (EU) (2002). Regulation (EC) No 1606/2002 of the European Parliament and of the Council of 19 July 2002 on the application of international accounting standards (OJEC nº L243, 11.9.2002).
- Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 689-731.
- Fullana, O.; González, M. y Nave, JM (2012). Effects of IFRS adoption on accounting conservatism: Evidence from Spain. *IX Workshop on Empirical Research in Financial Accounting*. Octubre, Las Palmas de Gran Canaria (España).
- Fullana, O. y Toscano, D. (2014a). Conservadurismo de Balance y Aplicación en España de las NIIF: Análisis Mediante la Ratio Book-to-Market Agregada. Mimeo.
- Fullana, O. y Toscano, D. (2014b). Efecto de la implantación de las NIIF en el conservadurismo de balance de las empresas cotizadas españolas. MIMEO
- García Lara, J.M. y Mora, A. (2004). Balance sheet versus earnings conservatism in Europe. *European Accounting Review*, 13(2), 261-292.
- García Lara J.M.; García Osma, B. y Penalva, F. (2007). Board of directors' Characteristics and conditional accounting conservatism: Spanish evidence. *Europea Accounting Review*, 16(4), 727-755.
- García Lara, J.M.; Torres, J.A. y Veira, P.J.V. (2008). Conservatism of earnings reported under International Accounting Standards: A comparative study. *Spanish Journal of Finance and Accounting*, 37(139), 197-210.

- García-Osma, B. y Pope, P. F. (2011). Strategic balance sheet adjustments under first-time IFRS adoption and the consequences for earnings quality. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1735009>.
- Garrido, P. y Sanabria S. (2014). The impact of mandatory IFRS adoption on financial analysts' earnings forecasts in Spain. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 43(2), 111-131.
- Garrido, P. y Vázquez, P. J. (2011). The transition to international financial reporting standards in Spain: relevance and timeliness of adjustments. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 7 (4), 287-302.
- Giner, B.; Mora, A. y Arce, M. (1999). *Análisis comparado de la Normativa Contable de AECA y el IASC*. Madrid: Monografías AECA.
- Gonzalo, J.A. (2004). Principales cambios entre las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) y el PGCE. *Partida Doble*, 152, 6-31.
- González, M.; Nave, J. M. y Toscano, D. (2014). Impact of IFRS: evidence from Spanish listed companies. *International Journal of Accounting and Information Management*, 22(2), 157-172.
- Graham, J.R.; Harvey, C.R. y Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting, *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3-73.
- Hsu, A.; O'Hanlon, J. y Peasnell, K. (2012). The Basu measure as an indicator of conditional conservatism: Evidence from UK earnings components. *European Accounting Review*, 21(1): 87-113.

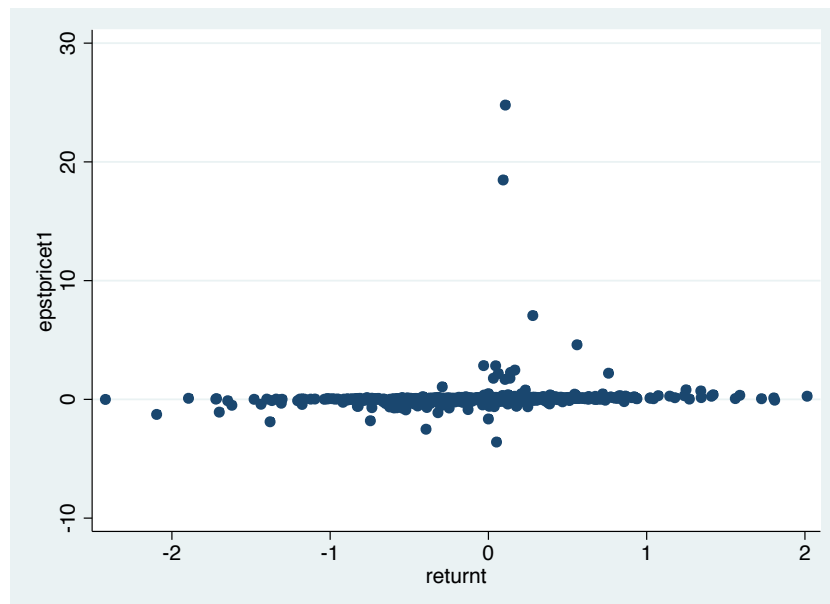
- Huijgen, C. y Lubberink, M. (2005). Earnings Conservatism, Litigation and Contracting: The Case of Cross-Listed Firms. *Journal of Business Finance and Accounting*, 32(7/8), 1275-1309.
- Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas (ICAC) (2000). Informe provisional sobre el análisis comparativo de la normativa contable general española con las normas del IASC (NIC). *BOICAC*, 41, 27-48.
- Iníiguez, R.; Poveda, F. y Vázquez, P.J. (2013). Evolución del conservadurismo de balance con la implantación de las Normas Internacionales de Información Financiera: aplicación al caso de España. *Revista española de financiación y contabilidad*, (160), 453-486.
- Kabir, M.H.; Laswad, F. y Islam, M.A. (2010). Impact of IFRS in New Zealand on accounts and earnings quality. *Australian Accounting Review*, 20(4), 343-357.
- Kvaal, E. y Nobes, C. (2012). IFRS policy changes and the continuation of national patterns of IFRS practice. *European Accounting Review*, 21(2), 343-371.
- Laínez, J.A.; Jarne, J.I. y Callao, S. (1999). The Spanish accounting system and international accounting harmonization, *European Accounting Review*, 8(1), 93-113.
- Leuz, C. (2003). IAS versus U.S. GAAP: Information asymmetry-based evidence from Germany's new market, *Journal of Accounting Research*, 41(3), 445-472.
- Leuz, C. y Verrecchia, R. (2000). The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38(Suppl.), 99-124.

- Leuz, C.; Nanda, D. y Wysocki, D. (2003). Earnings management and investor protection: An international comparison, *Journal of Financial Economics*, 69, 505-527.
- Newey, W.K. y West, K.D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703–708.
- Piot, C.; Dumontier, P. y Janin, R. (2011). IFRS consequences on accounting conservatism within Europe: the role of big 4 auditors. Working paper. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1754504>.
- Rivard, R.J.; Bland, E. y Hatfield, G.B. (2003). Income Smoothing Behavior of U.S. Banks under Revised International Capital Requirements, *International Advances in Economic Research*, 9(4), 288-294.
- Ryan, S. (2006). Identifying conditional conservatism. *European Accounting Review*, 15(4), 511-525.
- Shi, S. y Kim, J.B. (2007). *International Financial Reporting Standards, institutional infrastructures and costs of equity capital around the world* SSRN eLibrary. Working Paper. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=9841>.
- Soderstrom, N. y Sun K. (2007). IFRS adoption and accounting quality: A review. *European Accounting Review*, 16(4): 675-702.
- Verardi, V. y Croux, C. (2009). Robust regression in Stata. *Stata Journal*, 9(3), 439-453.
- Verardi, V. (2010). Software Update: st0173 1: Robust regression in Stata. *Stata Journal*, 10, 313.

- Verardi, V. y Dehon, C. (2010). Multivariate outlier detection in Stata. *Stata Journal*, 10(2), 259-266.
- Wang, Z.; Zijl, T. V. y O'Hogartaigh, C. (2009). Measures of accounting conservatism: A construct validity perspective. *Journal of Accounting Literature*, 28, 165-203.
- Wang, C. (2014). Accounting Standards Harmonization and Financial Statement Comparability: Evidence from Transnational Information Transfer (March 28, 2014). *Journal of Accounting Research*, 2014, Forthcoming. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1754199>
- Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207-221.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.
- Yip, R.W.Y. y Young, D. (2012). Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability? *The Accounting Review*, 87(5), 1767-1789.
- Zhang, J. (2011). The Effect of IFRS Adoption on Accounting Conservatism – New Zealand Perspective. Faculty of Business and Law, Auckland University of Technology, Auckland.

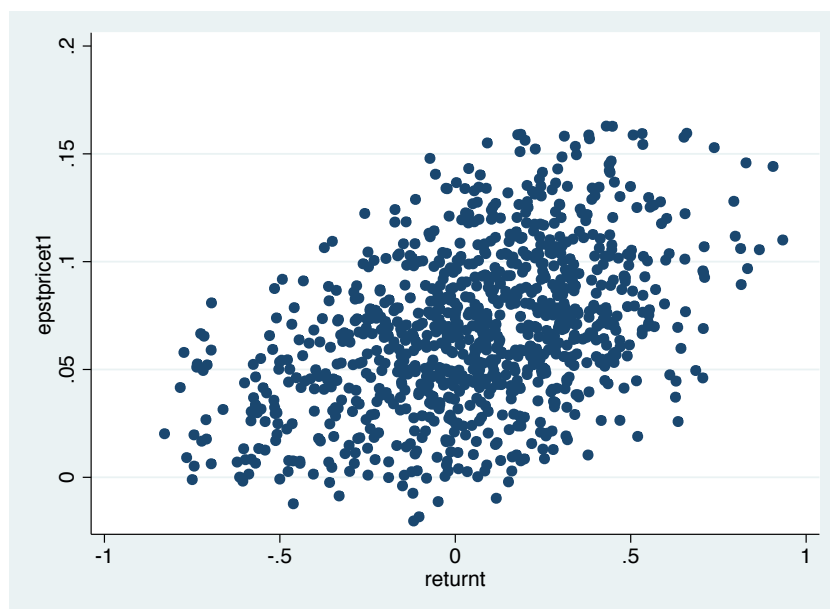
Figura 1. Muestra total (1995-2012)

1.A. Sin eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

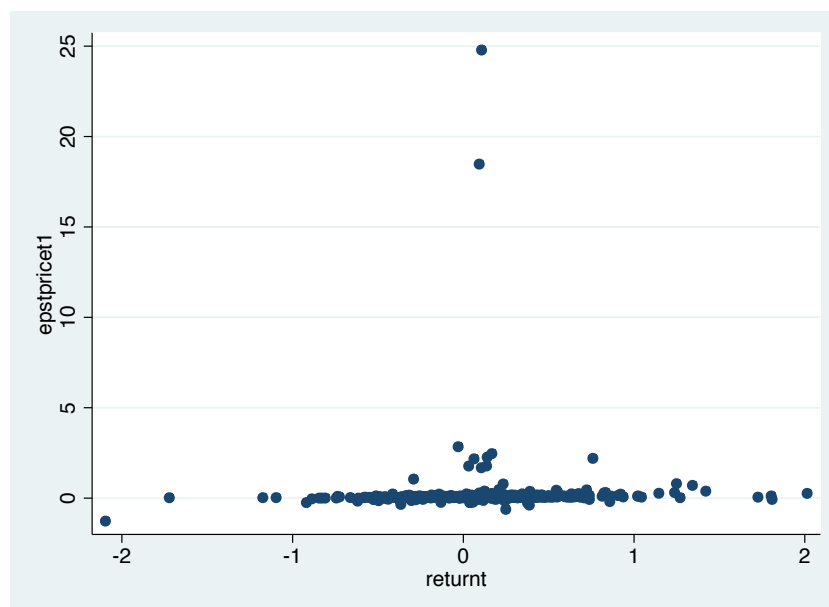
1.B. Tras eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

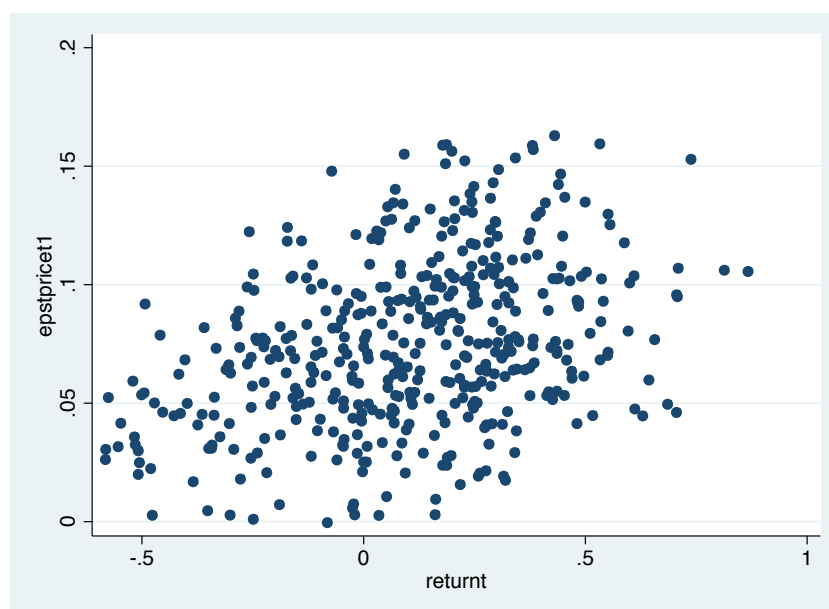
Figura 2.Muestra pre-NIIF (1995-2004)

2.A. Sin eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

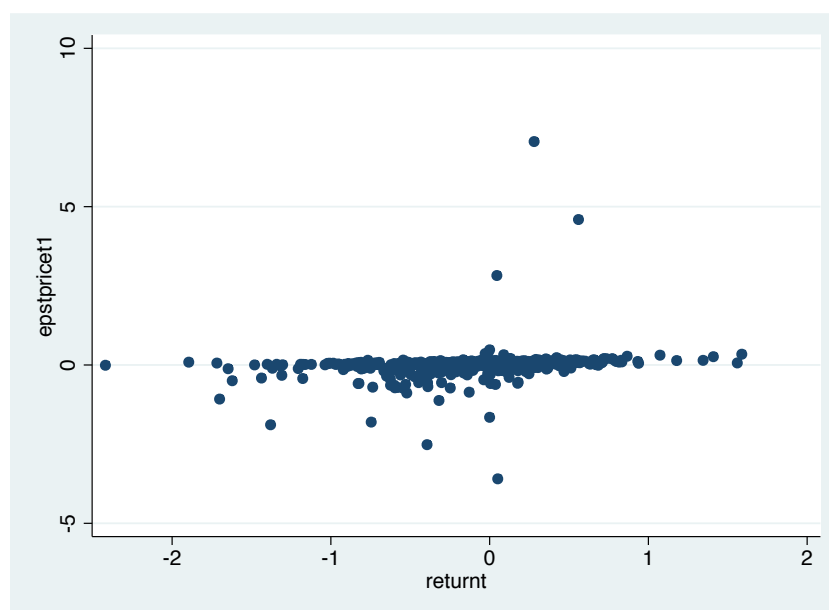
2.B. Tras eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

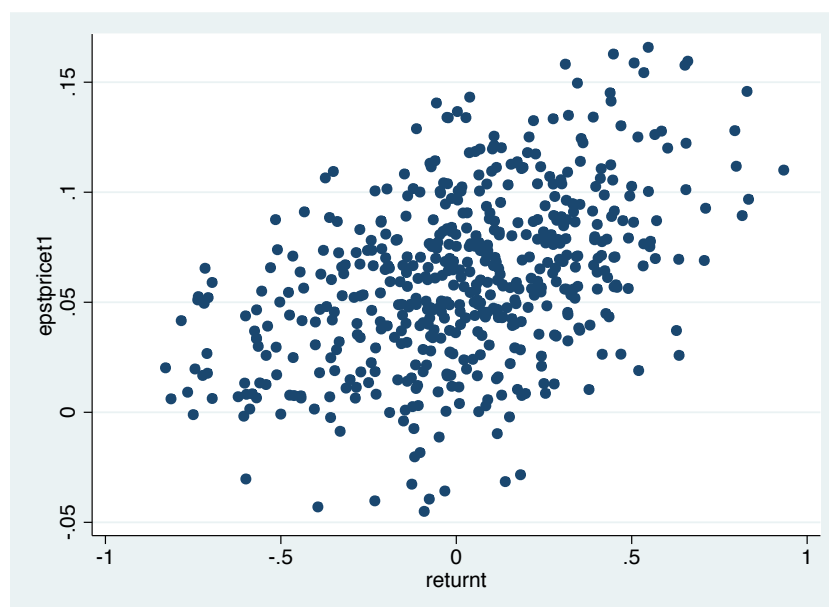
Figura 3. Muestra NIIF (2005-2012)

3.A. Sin eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

3.B. Tras eliminar outliers



Nota: En el eje de abscisas se recoge la rentabilidad (%) y en el de ordenadas el cociente entre la ganancia por acción del ejercicio y el precio al inicio de mismo (%).

Tabla 1. Resumen de la muestra de empresas, variables y observaciones obtenidas de la base de datos *Compustat Global Vintage*.

Panel A. Empresas en la base de datos	
Mercado continuo español	148
No financieras	107
Con datos disponibles en el periodo 1995-2012	103
Panel B. Variables y observaciones totales	
Variables primarias utilizadas ^a	4
Observaciones con datos en todas las variables:	
Periodo 1995 - 2012	1255
Periodo 1995 - 2004	451
Periodo 2005 - 2012	704
Panel C. Empresas de la muestra por sector	
Petróleo y energía	11
Materiales básicos, industria y construcción	31
Bienes de consumo	34
Servicios de consumo	17
Tecnología y telecomunicaciones	10

^a Las cuatro variables extraídas de la base de datos *Compustat Global Vintage* son la capitalización bursátil a final del mes de diciembre, resultados de la actividad, intereses minoritarios y los rendimientos mensuales de mercado.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables.

Panel A. Periodo: 1995 – 2012. # Empresas: 103. # Observaciones: 1255.

	Media	Dev. Est.	Min	Q1	Mediana	Q3	Max
Cap.	3,043.836	9,021.561	0.019	102.569	377.616	1,829.392	104,634.435
Resultados	219.272	852.340	-11,372.401	3.251	20.563	120.559	10,072.000
BPA(t)/Cot	0.089	0.946	-3.597	0.027	0.062	0.095	24.783
Rendimient	0.015	0.451	-2.420	-0.210	0.0602	0.2782	2.0139

Panel B. Periodo: 1995 – 2004. # Empresas: 74. # Observaciones: 551.

	Media	Dev. Est.	Min	Q1	Mediana	Q3	Max
Cap.	2,376.523	7,496.052	0.0190	83.3110	227.3690	1,265.971	80,918.04
Resultados	142.8077	649.9054	-	6.2750	19.5340	98.7090	3,258.300
BPA(t)/Cot	0.1850	1.3378	-1.2704	0.0459	0.0738	0.1068	24.7826
Rendimient	0.1165	0.4026	-2.0964	-0.0933	0.1313	0.3122	2.0139

Panel C. Periodo: 2005 – 2012. # Empresas: 103. # Observaciones: 704.

	Media	Dev. Est.	Min	Q1	Mediana	Q3	Max
Cap.	3,622.9618	10,155.565	7.3390	142.2455	537.3180	2,240.3735	104,634.43
Resultados	278.4796	976.6937	-	1.1240	21.6460	136.3100	10,072.000
BPA(t)/Cot	0.0143	0.4255	-3.5965	0.0104	0.0508	0.0808	7.0552
Rendimient	-0.0648	0.4694	-2.4200	-0.3147	-0.0096	0.2315	1.5884

Nota: Las variables *Cap. Bursátil* y *Resultados ord.* Están expresados en millones de euros. Las variables *BPA(t)/Cot(t-1)* y *Rendimiento* están expresadas en %. (.) representa unidades de millar y (.) decimales

Tabla 3. Coeficientes y R² ajustados (%) de regresiones en serie cruzada de datos agrupados de beneficios por acción deflactados con el precio de la acción a principio del ejercicio sobre los rendimientos de mercado anuales contemporáneos. ^a

Panel A: Definición de las noticias por el signo de los rendimientos anuales. ^b

λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.08641 [2.07]*	---	0.19288 [6.40]**	---	0.7644%
0.1886 [1.51]	-0.1333 [-1.06]	-0.0582 [-0.32]	0.2600 [1.43]	0.9988%
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		19.68 [0.000]***		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. positivos</u>	<u>Rdto. Negativos</u>	
R ² Ajustado (%)		0.0012%	6.2176%	
# Observaciones		711	544	

Panel B: Definición de las noticias por el rendimiento medio del mercado. ^c

λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.0690 [2.73]**	0.0855 [0.92]	0.1121 [3.81]**	0.2363 [1.55]	1.0381%
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		6.204 [0.013]* *		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Mercado</u>	<u>Rdto. < Mercado</u>	
R ² Ajustado (%)		1.1772%	1.1102%	
# Observaciones		569	686	

Panel C: Definición de las noticias por el rendimiento medio del sector. ^d

λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.0616 [3.33]**	0.0952 [1.04]	0.1282 [5.02]**	0.2107 [1.58]	1.0297%
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		7.138 [0.008] ***		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Sector</u>	<u>Rdto. < Sector</u>	
R ² Ajustado (%)		2.0400%	1.0512%	
# Observaciones		635	620	

^a Todas las empresas cotizadas en el mercado continuo español con datos disponibles en la base de datos *Compustat Global Vintage* entre 1995 y 2012. Newey-West (1987) *t-HACS* entre paréntesis. (**) y (*) son significativos al 1% y al 5% respectivamente.

^b En este panel hemos estimado la relación entre la variable explicada (BPA/Precio) y la rentabilidad como variable explicativa. Además se ha estimado el modelo de Basu (1997) representado por la ecuación (1). Finalmente, se ha estimado el poder explicativo de la rentabilidad para los rendimientos positivos y negativos.

^c Ahora, se han realizado las mismas estimaciones que en el Panel anterior pero la dummy se ha determinado con respecto al rendimiento del índice del mercado (Índice General de la Bolsa de Madrid).

^d Por último, se han repetido las estimaciones de los paneles anteriores, pero en este caso la dummy se estima con relación al rendimiento del índice sectorial del mercado para cada empresa.

Tabla 4. Coeficientes y R² ajustados (%) de regresiones en serie cruzada de datos agrupados de beneficios por acción deflactados con el precio de la acción a principio del ejercicio sobre los rendimientos de mercado anuales contemporáneos.^a

<i>Panel A: Definición de las noticias por el signo de los rendimientos anuales.</i> ^b				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.1720	---	0.1116	---	0.0691%
[1.99]*	---	[2.62]**	---	
0.3318	-0.1945	-0.2638	0.5362	0.2188%
[1.46]	[-0.82]	[-0.80]	[1.70]*	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		4.924 [0.027] **		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. positivos</u>	<u>Rdto. Negativos</u>	
R ² Ajustado (%)		0.0576%	9.0502%	
# Observaciones		367	184	
<i>Panel B: Definición de las noticias por el rendimiento medio del mercado.</i> ^c				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.1182	0.1678	0.0467	0.4401	0.3303%
[2.49]*	[0.89]	[0.59]	[1.41]	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		2.968 [0.085]*		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Mercado</u>	<u>Rdto. < Mercado</u>	
R ² Ajustado (%)		0.0565%	0.3889%	
# Observaciones		271	280	
<i>Panel C: Definición de las noticias por el rendimiento medio del sector.</i> ^d				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.1170	0.1400	0.0695	0.3177	0.0648%
[3.09]*	[0.89]	[1.21]	[1.26]	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		2.99 [0.084]*		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Sector</u>	<u>Rdto. < Sector</u>	
R ² Ajustado (%)		0.3717%	0.1478%	
# Observaciones		265	286	

^a Todas las empresas cotizadas en el mercado continuo español con datos disponibles en la base de datos *Compustat Global Vintage* entre 1995 y 2004. Newey-West (1987) *t-HACS* entre paréntesis.

^b En este panel hemos estimado la relación entre la variable explicada (BPA/Precio) y la rentabilidad como variable explicativa. Además se ha estimado el modelo de Basu (1997) representado por la ecuación (1). Finalmente, se ha estimado el poder explicativo de la rentabilidad para los rendimientos positivos y negativos.

^c Ahora, se han realizado las mismas estimaciones que en el Panel anterior pero la dummy se ha determinado con respecto al rendimiento del índice del mercado (Índice General de la Bolsa de Madrid).

^d Por último, se han repetido las estimaciones de los paneles anteriores, pero en este caso la dummy se estima con relación al rendimiento del índice sectorial del mercado para cada empresa.

Tabla 5. Coeficientes y R² ajustados (%) de regresiones en serie cruzada de datos agrupados de beneficios por acción deflactados con el precio de la acción a principio del ejercicio sobre los rendimientos de mercado anuales contemporáneos.^a

<i>Panel A: Definición de las noticias por el signo de los rendimientos anuales.</i> ^b				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.0267	---	0.1906	---	4.2861%
[1.04]	---	[4.50]**	---	
0.0358	-0.0303	0.1864	-0.0300	4.0932%
[0.84]	[-0.64]	[3.41]**	[-0.62]	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		11.42 [0.001]***		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. positivos</u>	<u>Rdto. Negativos</u>	
R ² Ajustado (%)		0.5043%	3.9171%	
# Observaciones		344	360	
<i>Panel B: Definición de las noticias por el rendimiento medio del mercado.</i> ^c				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.0345	-0.0017	0.1542	0.0543	4.0638%
[1.64]	[-0.03]	[2.79]**	[1.29]	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		7.362 [0.007] ***		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Mercado</u>	<u>Rdto. < Mercado</u>	
R ² Ajustado (%)		1.6672%	3.3552%	
# Observaciones		298	406	
<i>Panel C: Definición de las noticias por el rendimiento medio del sector.</i> ^d				
λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj. R ²
0.0341	0.0047	0.1383	0.0876	4.1796%
[2.13]*	[0.09]	[2.99]**	[1.75]	
H0: ($\lambda_2 + \lambda_3$)=0		7.724 [0.006] ***		
<u>Sub-muestras</u>		<u>Rdto. > Sector</u>	<u>Rdto. < Sector</u>	
R ² Ajustado (%)		1.9141%	3.8944%	
# Observaciones		370	334	

^a Todas las empresas cotizadas en el mercado continuo español con datos disponibles en la base de datos *Compustat Global Vintage* entre 2005 y 2012. Newey-West (1987) *t-HACS* entre paréntesis.

^b En este panel hemos estimado la relación entre la variable explicada (BPA/Precio) y la rentabilidad como variable explicativa. Además se ha estimado el modelo de Basu (1997) representado por la ecuación (1). Finalmente, se ha estimado el poder explicativo de la rentabilidad para los rendimientos positivos y negativos.

^c Ahora, se han realizado las mismas estimaciones que en el Panel anterior pero la dummy se ha determinado con respecto al rendimiento del índice del mercado (Índice General de la Bolsa de Madrid).

^d Por último, se han repetido las estimaciones de los paneles anteriores, pero en este caso la dummy se estima con relación al rendimiento del índice sectorial del mercado para cada empresa.

Tabla 6. Estimación ecuación (2)

	Regresión agrupada – MCO		
	Cero (i)	Mercado (ii)	Sector (iii)
α_0	0.3318 [1.46]	0.1182 [2.49]**	0.1170 [3.09]***
α_1	-0.2960 [-1.33]	-0.0837 [-1.74]*	-0.0829 [-2.34]**
α_2	-0.1945 [-0.82]	0.1678 [0.89]	0.1400 [0.89]
α_3	0.1642 [0.69]	-0.1694 [-0.85]	-0.1353 [-0.79]
α_4	-0.2638 [-0.8]	0.0467 [0.59]	0.0695 [1.21]
α_5	0.4501 [1.36]	0.1075 [0.86]	0.0687 [0.75]
α_6	0.5362 [1.70]*	0.4401 [1.41]	0.3177 [1.26]
α_7	-0.5662 [-1.80]*	-0.3858 [-1.28]	-0.2301 [-0.94]
R ² ajustado	1.4332%	1.5278%	1.308%
Wald	43.10***	104.5***	84.87***
AR(2)	1.520**	1.539**	1.500**
Obs	1255	1255	1255
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5$)=0	11.63 [0.001]***	7.789 [0.005]***	8.97 [0.003]***
H0: ($\alpha_4 + \alpha_6$)=0	4.93 [0.027]**	2.99 [0.085]*	2.99 [0.084]*
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7$)=0	11.43 [0.001]***	7.36 [0.007]***	7.72 [0.006]***
H0: ($\alpha_6 + \alpha_7$)=0	0.75 [0.386]	0.97 [0.325]	0.49 [0.485]

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y Windmeijer (2005) en MGM -SIS. ** p < 1%, * p < 5% y * p < 10%. La hipótesis nula del test AR(2) es que los residuos muestran autocorrelación de orden 2. El test Wald es un test de significación conjunta de los parámetros.

Tabla 7. Estimación ecuación (2) con datos de panel

	Regresión agrupada	Datos de panel	
	MCO (i)	Efectos fijos (ii)	Efectos aleatorios (iii)
α_0	0.3318 [1.46]	0.321366 [1.37]	0.330964 [4.30]***
α_1	-0.2960 [-1.33]	-0.217969 [-1.21]	-0.150207 [-1.26]
α_2	-0.1945 [-0.82]	-0.116248 [-0.60]	-0.264746 [-2.58]**
α_3	0.1642 [0.69]	-0.0491211 [-0.34]	0.0607232 [0.39]
α_4	-0.2638 [-0.8]	-0.300706 [-0.71]	-0.287916 [-1.73]*
α_5	0.4501 [1.36]	0.23888 [1.13]	0.351971 [1.37]
α_6	0.5362 [1.70]*	0.767531 [1.21]	0.677818 [2.30]**
α_7	-0.5662 [-1.80]*	-0.680014 [-1.72]*	-0.611837 [-1.64]*
R ² ajustado	1.4332%	10.9392%	1.5504%
Wald	43.10***	47.51***	28.45***
AR(2)	1.520**	0.2851***	0.9176***
Obs	1255	1255	1255
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5$)=0	11.63 [0.001]***	0.07 [0.791]	0.11 [0.746]
H0: ($\alpha_4 + \alpha_6$)=0	4.93 [0.027]**	4.11 [0.043]**	2.62 [0.106]
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7$)=0	11.43 [0.001]***	0.14 [0.712]	1.06 [0.303]
H0: ($\alpha_6 + \alpha_7$)=0	0.75 [0.386]	4.21 [0.041]**	0.93 [0.336]

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y MCG, y Windmeijer (2005) en MGM SIS. ** p < 1% y * p < 5%. La hipótesis nula del test AR(2) es que los residuos muestran autocorrelación de orden 2. El test Wald es un test de significación conjunta de los parámetros.

Tabla 8. Estimación por MGM-SIS para toda la muestra

	Datos de panel – MGM SIS		
	(i)	(ii)	(iii)
α_0	0.0871 [2.08]**	0.0932 [1.69]*	0.0873 [1.91]*
α_1			-0.1006 [-1.18]
α_2		-0.1014 [-1.72]*	0.2292 [2.68]***
α_3			-0.2796 [-1.98]**
α_4	0.1245 [3.75]***	0.1698 [1.99]**	0.2018 [2.49]**
α_5			0.0314 [0.20]
α_6		-0.2403 [-2.06]**	0.3293 [1.19]
α_7			-0.7312 [-2.30]**
Wald	14.10***	23.89***	124.00***
AR(2)	1.371**	1.253**	1.437**
Sargan	97.02***	96.85***	64.95***
Obs	1255	1255	1255
H0: (α_4+ α_5)=0			4.66 [0.031]**
H0: (α_4+ α_6)=0		4.71 [0.021]**	5.72 [0.017]**
H0: (α_4+ α_5+ α_6+ α_7)=0			5.04 [0.023]**
H0: (α_6+ α_7)=0			9.24 [0.002] ***

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y Windmeijer (2005) en MGM SIS. *** p < 1%, ** p < 5% y * p < 10%. La hipótesis nula del test AR(2) es que los residuos muestran autocorrelación de orden 2. La hipótesis nula en el test Sargan es que los instrumentos no son válidos para corregir la endogeneidad. El test Wald es un test de significación conjunta de los parámetros.

Tabla 9. Estimación sin valores extremos y mediante MCO

	Regresión agrupada MCO		
	(i)	(ii)	(iii)
α_0	0.0953 [11.92]***	0.0972 [12.10]***	0.1018 [12.12]***
α_1			-0.0193 [-2.41]**
α_2		-0.0063 [-2.10]**	-0.0113 [-2.26]**
α_3			0.0089 [1.28]
α_4	0.0616 [8.80]***	0.0588 [8.40]***	0.0429 [3.90]***
α_5			0.0298 [1.86]*
α_6		-0.0101 [-0.92]	0.0062 [0.38]
α_7			-0.0299 [-1.42]
R ² ajustado	28.23%	28.40%	28.41%
Wald	190.9***	193.8***	213.1***
AR(2)	4.87***	4.83***	4.82***
Obs	962	962	962
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5$)=0			47.24 [0.000]***
H0: ($\alpha_4 + \alpha_6$)=0		37.30 [0.000] ***	15.52 [0.000]***
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7$)=0			26.57 [0.000]***
H0: ($\alpha_6 + \alpha_7$)=0			0.01 [0.992]

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y Windmeijer (2005) en MGM SIS. *** p < 1%, ** p < 5% y * p < 10%. La hipótesis nula del test AR(2) es que los residuos muestran autocorrelación de orden 2. El test Wald es un test de significación conjunta de los parámetros

Tabla 10. Estimación sin valores extremos y mediante MGM-SIS

	Datos de panel – MGM SIS		
	(i)	(ii)	(iii)
α_0	0.0928 [8.21]***	0.0891 [4.30]***	0.0349 [1.75]*
α_1			0.0245 [1.06]
α_2		0.0086 [0.36]	0.1961 [3.50]***
α_3			-0.1617 [-2.69]***
α_4	0.1728 [8.07]***	0.1725 [3.56]***	0.1266 [1.94]**
α_5			-0.0803 [-1.02]
α_6		0.0199 [0.22]	0.633 [4.01]***
α_7			-0.5833 [-3.52]***
Wald	65.15***	61.84***	33.68**
AR(2)	1.233**	1.014**	0.4636***
Sargan	33.69***	32.89***	13.03***
Obs	962	962	962
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5$)=0			1.12 [0.29]
H0: ($\alpha_4 + \alpha_6$)=0		8.75 [0.003] ***	18.16 [0.000]***
H0: ($\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7$)=0			5.08 [0.024] **
H0: ($\alpha_6 + \alpha_7$)=0			12.70 [0.000]***

Nota: En la tabla aparece en cada celda el coeficiente estimado y debajo el p-valor entre paréntesis. Los p-valores están calculados mediante matrices de covarianzas robustas, consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación, aplicando Newey-West (1987) en MCO y Windmeijer (2005) en MGM SIS. *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$ y * $p < 10\%$. La hipótesis nula del test AR(2) es que los residuos muestran autocorrelación de orden 2. La hipótesis nula en el test Sargan es que los instrumentos no son válidos para corregir la endogeneidad. El test Wald es un test de significación conjunta de los parámetros.