

La duración implícita de las acciones del mercado español

(Versión de mayo de 2013)

Olga Fullana

Universidad CEU Cardenal Herrera

Facultad de Derecho, Empresa y Ciencias Políticas

Calle Luis Vives, 1.

46115 - Alfara del Patriarca (Valencia)

(olgafullana@uch.ceu.es)

David Toscano

Universidad de Huelva

Facultad de Empresariales

Plaza de la Merced, 11.

21071 - Huelva

(dtoscano@uhu.es)

Agradecimientos: Los autores agradecen los valiosos comentarios de Juan Nave y de los asistentes a los seminarios internos de la Universidad de Murcia, Universidad de Valencia, Universidad de Huelva y la Universidad CEU Cardenal Herrera. Asimismo, los autores agradecen la financiación recibida para la realización de este trabajo del Gobierno de España a través de los proyectos MICINN ECO2009-13616 y MEYC ECO2012-36685, y del Banco Santander a través del proyecto Copernicus CEU 36/12.

Resumen: En este trabajo estimamos empíricamente la duración implícita de las acciones (IED), desarrollada en Dechow *et al.* (RAS, 2004) mediante la adaptación de la duración de Macaulay para un bono, de las empresas no financieras cotizadas en el mercado continuo español. Además realizamos un análisis sectorial, de acuerdo con la clasificación del mercado bursátil, y un análisis por tamaño agrupando las empresas según su pertenencia a los distintos índices Ibex. Los resultados obtenidos se comparan con los alcanzados para el mercado americano y se estudia su relación con otras medidas del riesgo de las acciones como: la capitalización bursátil, el crecimiento de las ventas, el EPR y el BtM. Los resultados muestran que existe una relación directa significativa entre la IED y el EPR, el BtM y el crecimiento de las ventas, no pudiéndose afirmar lo mismo con respecto a la capitalización bursátil, descartándose la presencia de efecto tamaño, en línea con lo postulado por Chen (JFE, 2011). Los resultados refuerzan la relación de la IED con el factor HML de Fama y French (JoF, 1993) sugiriendo que este último está subsumido en la IED.

Palabras clave: Análisis financiero. Duración de las acciones. Factores de riesgo de Fama y French. Riesgo de mercado. Valoración de activos.

Clasificación JEL: G12, G14, M41.

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 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) 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 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 cuyas propiedades empíricas pusieron de manifiesto Fama y French (1993).

El objetivo de este trabajo, en este contexto, es calcular la IED para todas las empresas que cotizan en el mercado continuo español con datos disponibles a finales de 2011,

comparar los resultados de mercado con los obtenidos en Dechow *et al.* (2004) para el mercado norteamericano, analizar la relación de las IED del conjunto de empresas con otras variables utilizadas habitualmente como factores de riesgo y realizar un análisis sectorial y otro por índices bursátiles según tamaño con el fin de que la comparación entre ellos nos proporcione evidencia sobre la relación de la IED con las empresas de valor y de crecimiento que corrobore la relación con el BtM, así como sobre un posible efecto tamaño igualmente recogido por los factores de Fama y French (1993).

Este último análisis encuadra este trabajo en la literatura empírica que relaciona el riesgo sistemático de la acción con la prima de valor 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 artículo está organizado como sigue: la siguiente sección describe la IED, medida del riesgo de interés de las acciones desarrollada en Dechow *et al.* (2004). La sección 3 describe los datos utilizados y los resultados obtenidos en el cálculo de las IED, por empresas, por sectores, por índices y para el conjunto del mercado. En la

sección 4 se realizan los análisis empíricos y se reportan los resultados relativos a la relación de la IED con otras variables, el efecto valor-crecimiento y el efecto tamaño. Finalmente, la sección 5 resume los resultados encontrados en forma de 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 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).

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).

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):

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

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 del tipo de interés al vencimiento, tal y como se ha comentado anteriormente.

Diferenciando la expresión para el valor de un bono respecto al tipo de interés al vencimiento 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:

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

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 que dura hasta T y otra 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:

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

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 basadas en la contabilidad 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:

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

Por lo que para calcular en la ecuación 8 la previsión de 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. Análisis empírico.

3.1. 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.

Las primeras tres variables necesarias para el análisis las extraemos de datos contables anuales de las empresas no financieras² que cotizan en el mercado continuo español obtenidos de la base de datos SABI para el año 2011, que abarca 90 empresas con dichas características, tal y como se desprende de la Tabla 1 Panel A. Al igual que en Dechow *et al.* (2004), eliminamos la influencia de los valores atípicos extremos, que en este caso se consigue descartando las colas del cinco por ciento del ratio crecimiento de ventas. La muestra que finalmente se analiza se compone de 80 empresas.

La cuarta variable requerida, la capitalización bursátil, de las 80 empresas que componen la muestra final, se ha obtenido de Bolsa Madrid, de donde también se han obtenido las clasificaciones sectoriales (1: Petróleo y Energía, 2: Materiales Básicos, Industria y Construcción, 3: Bienes de consumo, 4: Servicios de consumo y 6: Tecnología y Telecomunicaciones) y por índices (Ibex35, Ibex Medium Cap e Ibex Small Cap) a 31 de diciembre de 2011, tal y como aparece en la Tabla 2.

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), usamos 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.

² La idiosincrasia del sector financiero respecto de los tipos de interés hace necesaria esta separación que, a su vez, a creado un cuerpo de literatura centrada en el estudio de la sensibilidad de las empresas financieras a los movimientos de los tipos de interés (Ballester *et al.*, 2011).

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 valores medios de los calculados para cada empresa de la muestra que tengan al menos 10 datos en COMPUSTAT. Los valores medios así obtenidos, recogidos en la Tabla 1- Panel C, se aplican a todas las empresas analizadas por igual, como si de variables de mercado se tratara.

3.2. 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 2011, junto con el resto de las variables características de las mismas en esa fecha y/o periodo.

En el Panel A de la Tabla 4 se presentan las estadísticas de la duración implícita junto con las de un conjunto de variables que igualmente caracterizan a las acciones. La duración implícita de las acciones IED tiene una media de 16,07 años y una desviación estándar de 10,18 años. El valor que define el cuartil más bajo es de 11,94 y el que define al superiores de 19,71. Por lo tanto, para la gran mayoría de las empresas la duración está por debajo de 19 años, duración de los flujos de caja terminales. La mayoría de las empresas distribuye por lo tanto sólo una pequeña proporción del valor representado por el precio de sus acciones durante el período de predicción finito de 10 años. El valor mínimo de la duración es de -6,43 años y el mayor de 64,79 años.

El Panel B de la Tabla 4 presenta la correlación entre la duración implícita de las acciones y las variables características de las empresas. Las correlaciones son generalmente de la intensidad y signo esperados.

Dadas las relaciones entre la IED y el EPR, y entre la IED el BtM, demostradas de forma analítica por Dechow *et al.* (2004), tal y como se reflejan en el Apéndice, se ha realizado un análisis de regresión entre la IED y el EPR y el BtM, tomando como variables de control la capitalización bursátil y el crecimiento de las ventas respecto del ejercicio anterior, en el que se esperan encontrar relaciones significativas.

En la Tabla 5 reportamos los resultados del análisis de regresión realizado. Tal y como se preveía la significación de las variables EPR y BtM a la hora de explicar la IED es clara, también resulta significativa la variable crecimiento de las ventas, lo que resulta lógico dada su importancia en la determinación empírica de la corriente de flujos de caja esperados utilizados en la determinación de la IED. Sin embargo, la variable capitalización bursátil no ha resultado significativa, probablemente porque su efecto quede recogido por la variable BtM (Chen, 2011). Estos resultados en las variables de control sugiere la realización de un análisis ulterior por sectores y por tamaño.

4. Análisis por sectores e índices Ibex.

Con el fin de profundizar en el análisis de los posibles efecto tamaño y efecto opciones de crecimiento realizamos un análisis por índices Ibex y por sectores bursátiles. Para ello dividimos la muestra de empresas analizadas en cinco grupos correspondientes con los cinco sectores bursátiles incluidos en este trabajo, tal y como se ha descrito en el

apartado 3.1 y queda recogido en la Tabla 2 Panel B. Paralelamente, hemos agrupado a las empresas analizadas dependiendo del índice Ibex (Ibex35, IbexMediumCap e IbexSmallCap), dejando fuera a 21 empresas que no están incluidas en ninguno de estos índices por no alcanzar las características necesarias para ello, por lo que su valoración bursátil puede que no sea tan eficiente.

En la Tabla 6 se recogen los principales estadísticos por subgrupos tanto de la IED como del resto de variables manejadas en el análisis. Por sectores, en el panel A, se observa que tanto las IED medias como sus desviaciones estándar varían notablemente, en línea con lo que ocurre con el resto de variables. Por índices, en el panel B, se observa que la variabilidad de las IED medias y de sus desviaciones estándar es menor a la del resto de variables.

En la Tabla 7 reportamos los resultados de realizar test de diferencias de medias entre sectores, panel A, y entre índices, panel B. Se reportan resultados, tanto para test paramétricos³ como no paramétricos,⁴ habida cuenta del reducido número de observaciones incluidos en alguno de los grupos creados.

Cuando se analizan las diferencias de medias entre sectores aparecen diferencias significativas, tanto con los test paramétricos como con los no paramétricos que en general no han mostrado diferencias en sus resultados. Puede observarse como la diferencia de medias de aproximadamente 7,75 años entre el sector 3: Bienes de consumo, que presenta la menor IED, y el sector 4: Servicios de consumo, que presenta

³ Se ha utilizado el t estadístico previa realización de la prueba de Levene para igualdad de varianzas.

⁴ El U test de Mann-Whitney en el caso de que se asuma normalidad y el W test de Wilcoxon en caso contrario.

la mayor IED sectorial, resulta significativa al 10% con el test paramétrico y al 5% con el no paramétrico. Lo mismo sucede con la diferencia de medias de aproximadamente 6,48 años entre el sector 3: Bienes de consumo y el sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones, con la segunda mayor IED sectorial.

En cuanto a las diferencias de medias entre los distintos índices, recogidas en el panel B de la tabla 7, en un solo caso han resultado significativas, entre el índice IbexMediumCap y el índice IbexSmallCap, con un nivel de significación del 5% en el test paramétrico y del 10% en el no paramétrico.

5. Conclusiones.

En el presente trabajo hemos calculado, por primera vez hasta donde llega nuestro conocimiento, la medida de duración implícita de las acciones (IED) de las empresas no financieras cotizadas en el mercado continuo español, tal y como la desarrollan Dechow *et al.* (2004). Concretamente, la IED se calcula a 31 de diciembre de 2011 para 80 empresas. Los resultados obtenidos 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 de la misma muy probablemente provocada por la relación entre el número de IED calculadas en cada estudio.

Un análisis por sectores bursátiles y por índices Ibex ulterior permite realizar test de diferencias de medias entre los distintos grupos. Los test implementados entre los distintos sectores confirman la existencia de diferencias significativas entre los sectores con IED más extremas. Los test de diferencias de medias entre índices detectan

incidencia del tamaño en la determinación de las IED también entre las posiciones mas extremas.

Las correlaciones entre las IED calculadas y los ratios usuales que describen el riesgo de las empresas, EPR y BtM, son de la intensidad y signo esperados dadas las relaciones analíticas descritas en Dechow *et al.* (2004). Un ulterior análisis de regresión, incorporando la capitalización bursátil y el crecimiento de las ventas respecto del ejercicio anterior además de los dos mencionados ratios, nos confirma 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 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 sobre el EPR y el Crecimiento de Ventas.

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:

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

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:

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

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

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

entonces la ecuación 8 se reduce a:

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

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:

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

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:

- Ballester, L., Ferrer, R. y González, C. (2011). “Linear and nonlinear interest rate sensitivity of Spanish banks” *Spanish Review of Financial Economics*, 9, 35-48.
- Benito, S. (2006). “Un modelo de duración trifactorial” *Revista de Economía Financiera* 9, 26-46.
- Boquist, J.A., G.C. Racette, G.C. y Schlarbaum, G.G(1975). “Duration and Risk Assessment for Bonds and Common Stocks”, *Journal of Finance*, 30, 1360-1365
- Campbell, J. y J. Mei. (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., R.G. Sloan y M.T. Soliman, (2004). Implied Equity Duration: A New Measure of Equity Risk. *Review of Accounting Studies*, 9, 197-228.
- Fama, E. F. y K. R. French. (1993). “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics* 33, 3–55.
- González, M. y Nave, J.M., (2010). “Portfolio immunization using independent component analysis”. *Revista de Economía Financiera*, 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 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.
- Leibowitz, M. (1986). "Total Portfolio Duration: A New Perspective on Asset Allocation." *Financial Analysts Journal* 42:5, 18-29, 77.
- 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.
- Leibowitz, M. y S. Kogelman. (1993). "Resolving the Equity Duration Paradox." *Financial Analysts Journal* 49:1, 51-65.
- Lewin, R. A., Sardy, M.J. y Satchell, S. (2007). "UK measures of firm-lived equity duration". *International Finance Review* 7, 335-347.
- 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*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Nissim, D. y S. H. Penman. (2001). "Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice." *Review of Accounting Studies* 6, 109-154.
- Penman, S. H. (1991). "An Evaluation of Accounting Rate-of-Return." *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 6, 233-256.
- 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.

Tabla 1. Datos, variables y parámetros de selección y selección muestra.

Panel A.	Empresas seleccionadas	
	Número empresas mercado continuo español a 31/12/2011	123
	Empresas sector financiero (según clasificación sectorial Bolsa de Madrid)	29
	Datos no disponible SABI	4
	Eliminación datos extremos cola 5% sobre variable crecimiento de las ventas	10
	Número empresas de la muestra seleccionada	80
Panel B.	Variables financieras y base de datos	
	Valor en libro a final de año	SABI
	Beneficio antes resultados extraordinarios	SABI
	Crecimiento Ventas	COMPUSTAT
	Capitalización de mercado	BOLSA MADRID
Panel C.	Parámetros utilizados predicción	
	Coefficiente autocorrelación ROE	49,74%
	Tasa descuento (r)	10,00%
	Coefficiente autocorrelación crecimiento Ventas	82,95%
	Tasa de crecimiento de la economía a LP	5,00%

Los datos han sido obtenidos de la base de datos para empresas españolas y portuguesas SABI, perteneciente al grupo Bureau Van Dijk, de Compustat Global perteneciente a Standard&Poor's que incluye 145 empresas para el mercado continuo español lo que supone el 100% de las cotizadas, y de la Bolsa de Madrid (www.bolsamadrid.es). Como tasa de crecimiento hemos utilizado la media a largo plazo para la serie histórica de PIB español obtenida del Instituto Nacional de Estadística (www.ine.es)

Tabla 2. Empresas que componen la muestra.

Panel A: Listado de empresas con su ticker, índice y sector al que pertenece.			
Empresa	Ticker	Índice	Sector
ABENGOA	ABG	IBEX35	2
ABERTIS	ABE	IBEX35	4
ACCIONA	ANA	IBEX35	2
ACERINOX	ACX	IBEX35	2
ADOLFO DOMINGUEZ	ADZ		3
ALMIRALL	ALM	MEDIUM	3
AMADEUS	AMS	IBEX35	6
ANTENA 3	A3TV	MEDIUM	4
AUXILIAR FFCC	CAF	MEDIUM	2
AZKOYEN	AZK	SMALL	2
BODEGAS RIOJANAS	RIO		3
BARON DE LEY	BDL	SMALL	3
BIOSEARCH	BIO		3
CAMPOFRIO	CFG	SMALL	3
CIE	CIE	SMALL	2
CLEOP	CLEO		2
CLINICA BAVIERA	CBAV		4
CODERE	CDR	SMALL	4
CORPORACIÓN DERMO	DERM		4
CVNE	CUN		3
DURO FELGUERA	MDF	MEDIUM	2
DEOLEO	OLE		3
DIA	DIA		4
EBRO FOODS	EBRO	IBEX35	3
ELECNOR	ENO		2
ENAGAS	ENG	IBEX35	1
ENCE	ENC	MEDIUM	3
ENDESA	ELE	IBEX35	1
ENEL GP	EGPW		1
ERCROS	ECR	SMALL	2
FAES	FAE	MEDIUM	3
FCC	FCC	IBEX35	2
FLUIDRA	FDR	SMALL	2
FUNESPAÑA	FUN		4
GRUPO SAN JOSE	GSJ	SMALL	2
GAMESA	GAM	IBEX35	2
GAS NATURAL	GAS	IBEX35	1
GRIFOLS	GRF	IBEX35	3
GRUPO TAVEX	TVX		3
IBERDROLA	IBE	IBEX35	1
IBERPAPEL	IBG		3
INDITEX	ITX	IBEX35	3
INDRA	IDR	IBEX35	6
IAG	IAG	IBEX35	4
JAZZTEL	JAZ	MEDIUM	6
LA SEDA	SED	SMALL	2
LABORATORIO ROVI	ROVI	SMALL	3

(Cont.)

Empresa	Ticker	Índice	Sector
LINGOTES ESPECIALES	LGT		2
MEDIASET ESP	TL5	IBEX35	4
MELIA HOTELS	MEL	MEDIUM	4
MIQUEL Y COSTAS	MCM	SMALL	3
NATRA	NAT	SMALL	3
NATRACEUTICA	NTC	SMALL	3
NH HOTELES	NHH	MEDIUM	4
OBRASCON HUARTE LAIN	OHL	IBEX35	2
PESCANOVA	PVA	SMALL	3
PRIM	PRM	SMALL	3
PRISA	PRS	SMALL	4
PROSEGUR	PSG	MEDIUM	4
RED ELECTRICA	REE	IBEX35	1
RENO DI MEDICI	RDM		3
REPSOL YPF	REP	IBEX35	1
SACYR VALLEHERMOSO	SYV	IBEX35	2
SERVICE POINT	SPS	SMALL	4
SNIACE	SNC	SMALL	3
SOLARIA	SLR	SMALL	1
TECNICA REUNIDAS	TRE	IBEX35	2
TECNOCOM	TEC		6
TELEFONICA	TEF	IBEX35	6
TUBACEX	TUB	MEDIUM	2
TUBOS REUNIDOS	TRG	MEDIUM	2
UNIPAPEL	UPL	SMALL	3
URALITA	URA		2
VERTICE 360	VER		4
VIDRALA	VID		3
VISCOFAN	VIS	MEDIUM	3
VOCENTO	VOC		4
VUELING	VLG	SMALL	4
ZARDOYA OTIS	ZOT	MEDIUM	2
ZELTIA	ZEL	MEDIUM	3

Panel B. Resumen de las empresas que componen la muestra por índice y por sector.

Sectores	Obs.	IBEX35	IBEX MC	IBEX SC
Sector 1	8	6	0	1
Sector 2	23	8	5	6
Sector 3	27	3	5	10
Sector 4	17	3	4	4
Sector 6	5	3	1	0
Total	80	23	15	21

Se lista las empresas incluidas en la muestra por orden alfabético seguido de su ticker, el índice IBEX a que pertenece (Ibex35, Ibex Medium Cap y Ibex Small Cap) y sector según clasificación sectorial de la Bolsa de Madrid (1- Petróleo y Energía, 2-Materiales Básicos, Industria y Construcción, 3-Bienes de consumo, 4-Servicios de consumo y 6-Tecnología y Telecomunicaciones).

Tabla 3. Duración, Earning-to-Price Ratio, Book-to-Market, Capitalización y Crecimiento de las Ventas

TICKER	Duración	EPR	BtM	Cap.	C. Ventas
ABG	18,59	0,12	1,16	1.484	0,13
ABE	15,66	0,11	0,46	9.576	-0,04
ANA	15,17	0,04	1,33	4.241	0,06
ACX	16,56	0,05	0,76	2.471	0,04
ADZ	-2,26	-0,10	2,79	47	-0,07
ALM	9,26	0,10	0,97	882	-0,13
AMS	18,86	0,08	0,23	5.610	0,07
A3TV	17,53	0,10	0,30	982	0,00
CAF	18,21	0,10	0,51	1.320	0,09
AZK	-0,03	0,63	2,74	28	0,06
RIO	16,82	0,03	0,94	27	0,06
BDL	14,02	0,04	0,80	224	-0,04
BIO	15,29	-0,40	1,07	23	-0,14
CFG	15,77	-0,04	0,91	657	0,00
CIE	20,46	0,13	0,86	638	0,16
CLEO	3,37	-0,42	1,88	21	-0,21
CBAV	19,14	0,05	0,22	106	0,04
CDR	21,94	0,11	0,50	336	0,22
DERM	47,48	-2,27	0,69	12	-0,13
CUN	17,38	0,02	0,50	214	0,00
MDF	16,75	0,13	0,36	810	0,00
OLE	5,95	-0,04	1,85	440	-0,06
DIA	20,12	0,04	0,04	2.374	0,02
EBRO	17,43	0,07	0,72	2.208	0,07
ENO	15,73	0,14	0,72	868	0,05
ENG	19,30	0,11	0,62	3.412	0,14
ENC	8,30	0,09	1,60	450	-0,02
ELE	11,57	0,18	1,49	16.781	0,05
EGPW	20,45	0,00	0,07	7.910	-0,01
ECR	20,44	-0,01	2,80	68	0,13
FAE	14,27	0,06	0,65	257	-0,07
FCC	11,63	0,01	1,21	2.551	-0,03
FDR	14,81	0,08	1,52	215	0,07
FUN	7,57	0,17	3,30	99	0,07
GSJ	-2,06	-0,28	2,59	135	-0,12
GAM	17,35	0,07	2,13	794	0,11
GAS	19,06	0,12	0,00	13.155	0,07
GRF	16,67	0,00	0,40	2.770	-0,13
TVX	8,76	-0,27	4,54	36	0,06
IBE	12,05	0,01	0,91	28.465	-0,10

(Cont.)

TICKER	Duración	EPR	BtM	Cap.	C.Ventas
IBG	10,64	0,16	1,51	147	0,03
ITX	20,38	0,03	0,06	39.444	0,07
IDR	16,64	0,11	0,68	1.615	0,06
IAG	14,61	0,18	0,34	3.228	-0,13
JAZ	19,78	0,01	0,10	916	-0,15
SED	26,33	-0,28	1,04	185	0,14
ROVI	18,45	0,07	0,52	255	0,08
LGT	15,50	0,13	1,23	28	0,08
TL5	22,26	0,06	0,79	1.794	0,18
MEL	14,57	0,06	1,59	720	0,07
MCM	16,65	0,10	0,77	233	0,07
NAT	1,72	0,38	3,09	43	0,05
NTC	-5,54	0,31	1,69	51	-0,24
NHH	20,67	0,02	0,00	538	0,05
OHL	11,10	0,18	1,07	1.933	0,00
PVA	14,63	0,10	1,28	501	0,06
PRM	10,85	0,13	1,04	69	-0,04
PRS	-6,43	-0,99	5,57	399	-0,03
PSG	19,03	0,08	0,32	2.085	0,10
REE	20,22	0,10	0,50	4.473	0,17
RDM	14,27	-0,02	1,11	36	0,00
REP	17,93	0,09	0,94	28.977	0,10
SYV	0,52	0,17	1,56	1.678	-0,16
SPS	30,65	-1,00	1,91	40	0,06
SNC	19,80	0,09	1,51	75	0,14
SLR	1,22	-0,43	1,94	96	-0,25
TRE	30,30	0,09	0,89	268	0,30
TEC	19,76	0,04	1,67	105	0,13
TEF	16,99	0,10	0,45	61.089	0,03
TUB	36,77	0,01	0,97	248	0,34
TRG	30,30	0,09	0,89	268	0,30
UPL	12,98	-0,06	1,11	147	-0,04
URA	13,64	-0,09	1,36	309	0,00
VER	64,79	-0,76	2,49	46	0,29
VID	17,12	0,10	0,70	456	0,07
VIS	18,35	0,08	0,34	1.336	0,05
VOC	7,79	-0,25	2,20	194	-0,04
VLG	14,05	0,09	2,09	116	0,08
ZOT	19,70	0,05	0,06	3.889	-0,05
ZEL	20,92	0,00	0,10	382	0,11

Duración calculada según Dechow (2004) a final de año 2011, Earning-to-Price calculado a final de año 2011 como beneficio entre valor de mercado, Book-to-market ratio calculado a final de año 2011 como valor en libro de los fondos propios entre valor de mercado, Capitalización de mercado expresada en millones de euros y el crecimiento de las ventas calculado como diferencia relativa de las ventas con el periodo anterior $[(Ventas_t - Ventas_{t-1}) / Ventas_{t-1}]$.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos para la medida de la Duración Implícita de las acciones y el resto de medidas relacionadas.

Panel A. Estadísticos.

	Media	Desv.	Min	Max	1 ^{er} Cuartil	3 ^{er} Cuartil	Mediana
Duración	16,065	10,177	-6,429	64,793	11,943	19,714	16,660
EPR	-0,019	0,3499	-2,266	0,632	13,7958	0,103	0,066
BtM	1,182	0,999	0,002	5,566	0,498	1,565	0,940
Cap.	3.388	9.275	12	61.089	113	1.971	445
Crec. V	0,031	0,115	-0,245	0,342	-0,037	0,083	0,052

Panel B. Correlaciones (Pearson/Spearman).

	Duración	EPR	BtM	Cap.	C. Ventas
Duración	-	-0.122	-0.564	0.192	0.621
EPR	-0,365	-	-0.144	0.283	0.212
BtM	-0,393	-0,231	-	-0.576	-0.038
Cap.	0,027	-0,218	0,098	-	0.046
C. Ventas	0,587	-0,051	0,180	-0,004	-

En el Panel B aparecen debajo de la diagonal los coeficientes de correlación lineal de Pearson entre las variables estudiadas y encima de la diagonal los coeficientes de correlación lineal de Spearman para dichas variables.

Tabla 5. Resultados regresión de la duración frente a otras variables proxy del riesgo corporativo.

	Coefficiente	DE	t	p
Const.	19,99113	0,88111	22,69	0,000
EPR	-17,51065	1,53529	-11,41	0,000
BtM	-5,12408	0,54019	-9,49	0,000
Cap.	-2,19e-08	5,69e-08	-0,39	0,701
C.Ventas	5,89534	4,53393	13,00	0,000

Los coeficientes que aparecen en la tabla se han estimado a mediante regression lineal a través de la ecuación $Dur_i = Const + EPR_i + MtB_i + Cap_i + CrecV_i + \varepsilon_i$. A continuación aparece la desviación estandar del coeficiente seguida del estadístico t y su significación. El estadístico F obtenido para 4 grados de libertad fue 79,17, el R cuadrado del 80,85% y el R cuadrado ajustado del 79,83%.

Tabla 6. Estadísticos descriptivos para las medidas por sectores e índices.

Panel A. Por sectores.

	Duración		EPR		BtM		Cap.		C. Ventas		Obs
	Media	DE	Media	DE	Media	DE	Media	DE	Media	DE	
1	15,22	6,66	0,02	0,19	0,81	0,67	12,9	11,12	0,02	0,14	8
2	16,14	9,65	0,05	0,20	1,29	0,73	1.06	1,22	0,06	0,14	23
3	12,92	6,67	0,04	0,15	1,21	0,97	1.90	7,53	0,00	0,09	27
4	20,67	15,81	-0,25	0,65	1,34	1,47	1.33	2,33	0,05	0,11	17
6	18,41	1,51	0,07	0,04	0,63	0,63	13.88	26,48	0,03	0,11	5

Panel B. Por índices.

	Duración		EPR		BtM		Cap.		C. Ventas		Obs
	Media	DE	Media	DE	Media	DE	Media	DE	Media	DE	
IBEX 35	16,56	5,39	0,09	0,05	0,81	0,51	10,34	15,30	0,04	0,11	23
MEDIUM	18,96	7,12	0,06	0,04	0,58	0,52	1.00	0,94	0,05	0,14	15
SMALL	12,41	10,41	-0,04	0,39	1,73	1,17	0,21	0,19	0,03	0,12	21

Aparece para las medidas utilizadas su media y desviación estándar para cada uno de los sectores según clasificación sectorial de la Bolsa de Madrid en el Panel A (1- Petróleo y Energía, 2-Materiales Básicos, Industria y Construcción, 3-Bienes de consumo, 4-Servicios de consumo y 6-Tecnología y Telecomunicaciones) y por índice en el Panel B (Ibex35, Ibex Medium Cap y Ibex Small Cap). La capitalización aparece expresada en millones de euros y el crecimiento de las ventas en tasa de variación.

Tabla 7. Test de igualdad de medias y de igualdad de varianzas.**Panel A. Entre sectores.**

	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sector 4	Sector 6
Sector 1 15,224 (6,661)	-	0,400 (0,532)	0,006 (0,939)	1,106 (0,304)	5,557 (0,038)
Sector 2 16,136 9,646	0,912 (0,807) [0,892]	-	1,207 (0,277)	1,044 (0,313)	3,297 (0,081)
Sector 3 12,922 (6,668)	2,304 (0,397) [0,195]	3,215 (0,172) [0,182]	-	3,553 (0,066)	3,994 (0,055)
Sector 4 20,672 (15,810)	5,447 (0,363) [0,485]	4,536 (0,268) [0,389]	7,751 (0,070) [0,037]	-	2,422 (0,135)
Sector 6 18,405 (1,507)	3,181 (0,230) [0,770]	2,269 (0,295) [0,294]	5,486 (0,070) [0,040]	2,266 (0,756) [0,969]	-

Panel B. Entre índices.

	IBEX35	Medium	Small
IBEX35 16,789 (4,811)	-	0,526 (0,473)	9,899 (0,003)
Medium 18,951 (7,128)	2,402 (0,245) 0,269	-	3,677 (0,064)
Small 13,160 (15,840)	4,144 (0,113) [0,226]	6,546 (0,032) [0,096]	-

En la primera columna de la tabla aparece la media y la desviación estándar por sectores e índices. En el cuerpo de la tabla hemos recogido, debajo de la diagonal, la diferencia de medias por sectores e índices respectivamente, seguida del nivel de significación paramétrico para el estadístico t entre paréntesis y a continuación la significación asintótica para los test no paramétricos realizados entre corchete (U de Mann-Whitney en caso de que se asuma normalidad y W de Wilcoxon en caso contrario); encima de la diagonal aparece el resultado de la prueba de Levene para igualdad de varianzas seguido entre paréntesis de significancia. Esta prueba previa condiciona el test de igualdad de medias a utilizar.