

Estructura financiera de la empresa y valoración de activos en el mercado bursátil español *

*Business financial structure and asset pricing in
the Spanish stock market*

José Luis Miralles Marcelo **. Universidad de Extremadura

María del Mar Miralles Quirós. Universidad de Extremadura

José Luis Miralles Quirós. Universidad de Extremadura

RESUMEN El objetivo del presente estudio consiste en analizar la implicación del endeudamiento y la insolvencia como fuentes adicionales de riesgo sistemático en el proceso de valoración de activos del mercado bursátil español durante los años 1995-2010 empleando para ello dos metodologías alternativas basadas en los trabajos de Ferguson y Shockley (2003) y Vassalou y Xing (2004). Los resultados obtenidos nos indican que existen mejoras sustanciales en el ajuste de modelos tradicionales como el modelo de mercado o el modelo de Fama y French (1993) cuando incorporamos dichas fuentes de riesgo sistemático tanto en el análisis de serie temporal como de sección cruzada. Por último, los análisis condicionales nos indican que existe un significativo premio por riesgo de apalancamiento a lo largo de todo el periodo temporal, pero que tan sólo existe un significativo premio por riesgo asociado a la insolvencia en épocas de recesión y tendencia bajista del mercado.

PALABRAS CLAVE CAPM; Modelos multifactoriales; Riesgo de apalancamiento; Riesgo de insolvencia.

ABSTRACT The aim of this research is to analyze the implications of leverage and default as additional sources of systematic risk in the asset pricing process for the Spanish stock market over the years 1995-2010 employing two alternative methodologies based on Ferguson and Shockley (2003) and Vassalou and Xing (2004) respectively. Our results indicate that models which incorporate financial risks perform better than the traditional market model or the Fama and French (1993) model, both in time-series analyses and cross-sectionally. Finally, we observe that the market prices the leverage risk over the all sample while the default risk is only priced in recession and bear markets.

KEYWORDS CAPM; Multifactor models; Leverage risk; Default risk.

* **Agradecimientos:** Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de los evaluadores de este trabajo que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del mismo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

* **Autor para correspondencia:** José Luis Miralles Marcelo, Departamento de Economía Financiera y Contabilidad de la Universidad de Extremadura, Avda. Elvas s/n, 06071 Badajoz. Tel.: +34-924-289510. Correo-e: jlmiralles@unex.es

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de los riesgos de apalancamiento e insolvencia, su relación con la evolución de las rentabilidades bursátiles, así como su contribución al proceso de valoración de activos financieros, ha sido una constante en la literatura financiera moderna.

La teoría financiera mantiene que la rentabilidad esperada de las acciones crece con el apalancamiento. Una empresa más endeudada lleva a que los fondos propios corran un mayor riesgo, por lo que se debe esperar una mayor retribución por invertir en ella. Sin embargo, también es de esperar que un incremento del riesgo financiero de la empresa, provocado por aumentos del endeudamiento, hagan más probables situaciones de insolvencia originando costes de quiebra, especialmente en épocas de recesión (Gómez-Bezares y Santibáñez, 2011).

En este contexto, el objetivo del presente estudio consiste en analizar la implicación de los riesgos apalancamiento e insolvencia en la valoración de activos del mercado bursátil español durante el periodo 1995-2010.

Debido a las fuertes críticas existentes en relación al uso de la información contable o la procedente del mercado de bonos para medir la insolvencia, empleamos una medida basada en los precios de mercados de las acciones. Realizamos para ello una aplicación empírica del modelo de Merton (1974) en el que se propone el cálculo de la opción de impago de una empresa mediante la fórmula de valoración de opciones de Black y Scholes (1973).

En cuanto a la implicación de los riesgos financieros de la empresa en el proceso de valoración de activos, seguimos dos planteamientos metodológicos alternativos basados en los trabajos de Ferguson y Shockley (2003) y Vassalou y Xing (2004) realizados para el mercado norteamericano. En primer lugar, analizamos si dos factores de riesgo basados en la diferencia de rentabilidad de carteras asociadas a los riesgos de endeudamiento e insolvencia son el mejor complemento a la cartera de mercado del capital para explicar las variaciones en las rentabilidades bursátiles, como proponen Ferguson y Shockley (2003). En segundo lugar, analizamos si un indicador agregado de probabilidad de supervivencia es una fuente de riesgo sistemático alternativa a los factores tradicionales de Fama y French (1993), como proponen Vassalou y Xing (2004). Todo ello, aplicando la misma medida de insolvencia basada en el modelo teórico de Merton (1974), permitiéndonos de esta manera comparar ambas líneas de investigación ampliamente seguidas por la literatura financiera.

El análisis empírico realizado en el presente estudio consta, en primer lugar, de un análisis de serie temporal con el objeto de comprobar cuál es el modelo que mejor ajusta las rentabilidades bursátiles. Posteriormente, realizamos un análisis de sección cruzada basado en la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973) para todo el periodo temporal objeto de estudio, así como por subperiodos. Por último, realizamos un análisis condicional ex-post en función del estado del mercado de los premios por riesgo obtenidos en sección cruzada, así como un análisis condicional escalar en función del estado de la economía.

Los resultados obtenidos nos indican que existen mejoras sustanciales en el ajuste de modelos tradicionales como el modelo de mercado o el modelo de Fama y French (1993) cuando incorporamos dichas fuentes de riesgo sistemático tanto en el análisis de serie temporal como de sección cruzada. Sin embargo, los análisis condicionales nos indican que existe un significativo premio por riesgo de apalancamiento a lo largo de todo el periodo temporal, pero que tan sólo existe un significativo premio por riesgo asociado a la insolvencia en épocas de recesión y tendencia bajista del mercado, siendo estos resultados coincidentes para ambas metodologías de estudio.

Este trabajo pone por tanto de manifiesto la importancia de la estructura financiera de la empresa en la valoración de activos del mercado bursátil español, al igual que para otros mercados. No obstante, también revela la importante implicación del momento económico y bursátil en los resultados.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En un segundo apartado presentamos la evidencia empírica previa más relevante en relación a las implicaciones de los riesgos de apalancamiento e insolvencia en el proceso de valoración de activos. En un tercer apartado se describen las medidas de endeudamiento e insolvencia empleadas. El apartado cuatro describe la base de datos necesaria para la realización del estudio y se presentan los resultados de la construcción de carteras en función de la insolvencia y el endeudamiento de las empresas de la muestra así como de los factores e indicador asociados a estos riesgos financieros. El quinto apartado presenta el análisis empírico efectuado que consta de un análisis de serie temporal, un análisis de sección cruzada, un análisis condicional en función del estado del mercado y un análisis condicional en función del estado de la economía. Por último, en el apartado seis presentamos las conclusiones derivadas del conjunto del trabajo.

2. EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

Con el objetivo de analizar el comportamiento de los precios bursátiles, se han desarrollado en las últimas décadas una gran variedad de modelos de valoración de activos financieros. Entre ellos, destaca el *Capital Asset Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965), caracterizado por considerar al riesgo de mercado el responsable de los cambios en la rentabilidad esperada de los títulos. Sin embargo, a pesar de que los primeros contrastes realizados para el mercado norteamericano (Black, Jensen y Scholes, 1972 y Fama y MacBeth, 1973, entre otros) mantenían las principales conclusiones del modelo, no tardaron en surgir los primeros trabajos empíricos en rechazar la relación positiva y significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático (Gibson, 1982) y poner de manifiesto la importancia de las características de los activos para explicar las rentabilidades bursátiles como son el tamaño (Banz, 1981) y el ratio *book-to-market* (Fama y French, 1992)⁽¹⁾.

(1) Del mismo modo, para el mercado de valores español, podemos citar trabajos como el de Gómez-Bezares, Madariaga y Santibañez (1994), favorables al modelo CAPM frente a otros trabajos como los de Rubio (1988 y 1991), Gallego, Gómez y Marhuenda (1992) y Sentana (1995 y 1997) entre otros, que rechazan claramente la relación establecida por el CAPM para el mercado español, obteniendo primas de riesgo no significativas e incluso en algunos casos negativas. Al mismo tiempo, los trabajos de Gómez y Marhuenda (1998) y Nieto y Rubio (2002) documentan la existencia del conocido como «efecto tamaño» así como la relevancia del ratio *book-to-market* en el proceso de valoración, respectivamente.

En este contexto, Fama y French (1993) proponen un modelo de valoración trifactorial en el que, además del factor de riesgo de mercado, añaden dos factores de riesgo adicionales no observables relacionados con el tamaño y el ratio *book-to-market* convirtiéndose en un modelo de referencia en la valoración de activos a nivel internacional⁽²⁾. Sin embargo, la interpretación económica de estos dos factores de riesgo adicionales no observables es una cuestión aún no resuelta que conlleva una gran controversia en la literatura sobre valoración.

Más recientemente, Ferguson y Shockley (2003) demuestran que la invalidez del CAPM es debida a la incorrecta especificación del coeficiente beta por la omisión del riesgo asociado a la deuda. Más concretamente, argumentan que la cartera de mercado, sobre la que se sustenta la estimación del CAPM y por tanto del coeficiente beta, puede ser dividida en dos subcarteras: la cartera de mercado representativa de la deuda y la cartera de mercado representativa de la propiedad o capital, debiendo la verdadera beta incluir ambos componentes. Sin embargo, en la práctica, ignoramos la deuda en la construcción de la cartera de mercado calculando un coeficiente beta aproximado de la propiedad o capital.

Demuestran teóricamente que este error de cálculo del coeficiente beta tiene dos componentes: un error escalar que es común a todos los activos y un error específico que refleja la covarianza de la empresa con respecto a los derechos de deuda omitidos por el CAPM en su estimación empírica. El término escalar implica que las betas aproximadas son generalmente demasiado pequeñas, no teniendo consecuencias en la implementación empírica ya que todas las betas aproximadas estarán afectadas de la misma manera. En cambio, observan que el error específico si tiene consecuencias empíricas ya que tiene una relación directa con el nivel de endeudamiento de la empresa. Cuanto más apalancada esté la empresa, mayor será dicho error de estimación. Demostrando también que dicha función creciente tiene forma convexa, por lo que se espera que el error específico en la estimación del coeficiente beta sea más pronunciado aún para las empresas con mayor probabilidad de insolvencia⁽³⁾.

Una importante implicación de los resultados de Ferguson y Shockley (2003) es que proporcionan una explicación teórica al empleo de los factores de Fama y French (1993). Concretamente, Fama y French (1996) afirman que el riesgo de insolvencia está recogido dentro de su modelo trifactorial en base a que los activos más pequeños son normalmente menos eficientes, tienen más intensidad de deuda y, por tanto, mayor probabilidad de impago, mientras que los activos con elevado ratio *book-to-market* tienen menores oportunidades de crecimiento y mayor riesgo de insolvencia.

(2) Para el caso del mercado bursátil español, artículos como el de Nieto y Rodríguez (2005) documentan que este modelo de tres factores es el que tiene un mejor coeficiente de determinación entre los modelos estáticos considerados, siendo usado como modelo de referencia por Matallín (2005), Forner y Marhuenda (2006) y Forner, Sanabria y Marhuenda (2009), entre otros, para sus respectivos trabajos.

(3) Mayers (1972) ya demostró que la beta aproximada era errónea y que dicho error era específico de las empresas. La contribución de Ferguson y Shockley (2003) es demostrar que dicho error específico es una función creciente y convexa del nivel de endeudamiento de la empresa.

Sin embargo, Ferguson y Shockley (2003) sugieren que factores formados en relación con el apalancamiento y la insolvencia deberían proporcionar el mejor complemento a la cartera de mercado del capital para explicar las variaciones en las rentabilidades bursátiles. De esta manera, construyen dos carteras basadas en el apalancamiento (ratio deuda-capital) e insolvencia (Z de Altman) usando el mismo método que Fama y French (1993) para la construcción de sus factores tamaño y *book-to-market*. Si bien los resultados en serie temporal no mejoran los obtenidos por el modelo de Fama y French (1993), los resultados en sección cruzada del modelo propuesto proporcionan un mayor poder explicativo que el popular modelo trifactorial.

El trabajo de Ferguson y Shockley (2003) ha sido ampliamente seguidos por la literatura financiera moderna y ha sido tomado como referencia por Chou *et al.* (2010), Chen *et al.* (2010), George y Hwang (2010) y Aretz y Shackleton (2011), entre otros, para analizar diferentes efectos detectados en las variaciones en las rentabilidades bursátiles del mercado norteamericano. Cabe destacar por su relación con el presente estudio el trabajo de Chou *et al.* (2010). Estos autores proponen un modelo aumentado de cinco factores siguiendo el espíritu del CAPM intertemporal de Merton (1973) en solución a los dispares resultados obtenidos por Ferguson y Shockley (2003) en relación a los análisis de serie temporal y sección cruzada. Según Merton (1973), las rentabilidades esperadas de los activos vienen explicadas por la cartera de mercado y una cartera de cobertura que refleja los cambios en el conjunto de oportunidades de inversión. En este sentido, según Chou *et al.* (2010), los factores de Ferguson y Shockley (2003) en combinación con el índice de mercado, pueden aproximar adecuadamente la cartera de mercado, mientras que los factores de Fama y French (1993) pueden reflejar los cambios en el conjunto de oportunidades de inversión a lo largo del tiempo.

Otra línea de investigación a tener en cuenta es la iniciada por Vassalou y Xing (2004) con su influyente trabajo sobre el riesgo de insolvencia. Vassalou y Xing (2004) critican fuertemente el empleo de modelos contable como la Z de Altman así como de la información obtenida en los mercados de bonos para la estimación del riesgo de insolvencia de una empresa y realizan una aplicación empírica del modelo teórico de Merton (1974) en el que se propone el cálculo de la opción de impago de una empresa mediante la fórmula de valoración de opciones Black y Scholes (1973). En base a dicha medida, analizan el efecto directo del riesgo de insolvencia en las rentabilidades bursátiles y observan que los factores construidos por Fama y French (1993) contienen información relacionada con la insolvencia, pero esta no es la principal razón de su capacidad explicativa de las variaciones en sección cruzada de las rentabilidades bursátiles.

Al final de su estudio, se plantean si el riesgo de insolvencia puede ser una fuente de riesgo sistemático, en el sentido de que si bien que en principio la insolvencia es un caso aislado que parece afectar a un número reducido de compañías, también cabe pensar que la situación de incertidumbre financiera de una empresa puede tener un efecto en el resto de activos que podría conducir a la existencia de un componente asociado a la insolvencia en el riesgo sistemático. Para su análisis, emplean un indicador agregado de supervivencia como medida del riesgo sistemático asociado a la

insolvencia y comprueban la existencia de un significativo premio por dicho riesgo en el mercado norteamericano independiente del tamaño y del ratio *book-to-market*.

Son numerosos los estudios que a partir del trabajo de Vassalou y Xing (2004) emplean su adaptación del modelo teórico de Merton (1974) para estimar la probabilidad de insolvencia empresarial así como un indicador agregado de supervivencia como fuente de riesgo sistemático (Byström, 2006; Gharghori *et al.*, 2007; Gharghori *et al.*, 2009; Aretz *et al.*, 2010; Chan *et al.*, 2011; entre otros). Entre ellos, cabe destacar los trabajos de Aretz *et al.* (2010) y Chan *et al.* (2011), en los que se pone de manifiesto el carácter macroeconómico de la fuente de riesgo basada en el indicador de supervivencia de Vassalou y Xing (2004) y, por tanto, sus diferencias con la anterior línea de investigación basada en los factores financieros propuestos por Ferguson y Shockley (2003).

3. CÁLCULO DE LOS RIESGOS FINANCIEROS DE LA EMPRESA

La literatura financiera ha establecido tres formas fundamentales de medición de la probabilidad de impago de una empresa, a través de la información proporcionada por sus estados financieros, a partir del precio de mercado de las acciones, así como de la información disponible en el mercado de bonos.

A pesar de que los modelos contables, entre los que destacan la *Z* de Altman (1968) o el *O*-score de Ohlson (1980), han sido ampliamente utilizados por la evidencia empírica previa (Ferguson y Shockley, 2003; Chou *et al.*, 2010; Chen *et al.*, 2010; George y Hwang, 2010), presentan serios inconvenientes que no aconsejan su utilización. Como señalan Vassalou y Xing (2004), estos modelos emplean información de carácter histórico obtenida anualmente de los estados financieros de la empresa y no tienen en cuenta la volatilidad del activo de la misma en su estimación del riesgo de impago, lo que implicaría que dos compañías con similares ratios financieros, pero diferentes volatilidades de sus activos, tuvieran parecidas probabilidades de impago⁽⁴⁾.

Otros trabajos (Chen *et al.* 1986; Fama y French, 1993; Jagannathan y Wang, 1996; Hahn y Lee, 2001), en cambio, han aproximado la probabilidad de impago de la empresa utilizando la información disponible en el mercado de bonos, como su calificación crediticia o los diferenciales de crédito de su deuda. Sin embargo, Elton *et al.* (2001) y Vassalou y Xing (2004) demuestran que mucha de la información contenida en el diferencial de crédito no está relacionada con el riesgo de insolvencia. Además, como señalan Abánzano *et al.* (2010) y Del Brio (2010) para el caso del mercado bursátil español este tipo de medidas no está disponible para todos los títulos del mercado español, en especial para pequeñas empresas, pudiendo generar su uso un riesgo asociado al tamaño. Por otro lado, el empleo del *rating* como *proxy* del impago de una empresa tiene también serios inconvenientes. Como señalan Abánzano *et al.* (2010), por un lado implicaría suponer que dos activos con la misma calificación han de tener

(4) A esto hay que añadir la incongruencia de emplear las estimaciones realizadas por Altman (1968), y corregidas posteriormente por Altman *et al.* (1995) u Ohlson (1980) para otras muestras distintas de las empleadas por estos autores en cuanto al mercado analizado, periodo muestral, etc.

el mismo riesgo de insolvencia, mientras que por otro lado está el hecho de que la calidad crediticia de una empresa puede experimentar cambios sustanciales antes de que la calificación crediticia sea notificada.

Esto ha hecho que en los últimos años se haya extendido el uso de medidas de aproximación de la probabilidad de impago a partir del precio de mercado de las acciones de la empresa (Vassalou y Xing, 2004; Byström, 2006). Estas medidas tienen la ventaja de que no sólo consideran información pasada, sino que al utilizar los precios de mercado de las acciones, incorporan las expectativas de los inversores sobre el comportamiento futuro de los activos de la empresa y tienen en cuenta la volatilidad de la rentabilidad de los activos de la empresa ⁽⁵⁾.

Debido a las fuertes críticas existentes en relación al uso de la información contable y del mercado de bonos, seguimos a Vassalou y Xing (2004) y Byström (2006) y aproximamos la probabilidad de impago a partir de los precios de mercado de las acciones. Empleamos para ello una medida de probabilidad de impago basada en el trabajo de Merton (1974), según el cuál el impago es una variable endógena relacionada con la estructura de capital de la empresa, produciéndose éste en el caso de que el valor de los activos de la compañía se sitúe por debajo de la deuda. Más concretamente, considera que la posición de los accionistas puede asimilarse a la compra de una opción *call* sobre los activos de la empresa, cuyo precio de ejercicio, a partir del cual los accionistas ejercerán su opción de compra, es igual a la deuda pendiente de pago en el horizonte temporal definido. De esta forma, propone el cálculo de la opción de impago de una compañía mediante la fórmula de valoración de opciones Black y Scholes (1973).

Vassalou y Xing (2004) llevan esta propuesta teórica a la práctica partiendo del supuesto de que la empresa objeto de estudio está financiada únicamente por recursos propios y un bono cupón-cero con valor nominal D y vencimiento en T . De este modo, definen la probabilidad de impago en el momento t como la probabilidad de que el valor de los activos de la empresa V_A en T sea menor que el valor en libros de su deuda:

$$P_{def,t} = Prob (V_{A,T} \leq D | V_{A,t}) = Prob (\ln V_{A,T} \leq \ln D | V_{A,t}) \tag{1}$$

Calculándola a partir de la distribución implícita en Merton (1974):

$$P_{def,t} = N \left[- \frac{\ln \frac{V_{A,t}}{D} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{T-t}} \right] \tag{2}$$

(5) Hillegeist *et al.* (2004), para el mercado norteamericano y Samaniego *et al.* (2007), para el mercado bursátil español, obtienen que las medidas basadas en el precio de mercado de las acciones proporcionan mejores resultados que las tradicionales medidas contables.

donde $N(\cdot)$ es la probabilidad acumulada de la distribución Normal, μ es la tasa de rentabilidad instantánea esperada del valor de los activos de la empresa y σ_A es la volatilidad de esta rentabilidad. Sin embargo, el valor de los activos de la empresa $V_{A,t}$ no es directamente observable y, por lo tanto, tampoco su volatilidad ni su tasa media de rentabilidad. En cambio, la variable que sí puede observarse es el valor de mercado de los recursos propios de la empresa $V_{E,t}$ a partir de la cual puede estimarse la volatilidad de su rentabilidad σ_E .

Es por ello que, siguiendo a Merton (1974), aplican el modelo de Black y Scholes (1973) a la valoración de los recursos propios de la empresa,

$$V_{E,t} = V_{A,t} N(d_1) - De^{-r(T-t)} N(d_2) \quad (3)$$

donde:

$$d_1 = \frac{\ln \frac{V_{A,t}}{D} + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{T-t}} \quad \text{y} \quad d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T-t}$$

siendo r el tipo de interés libre de riesgo y $\sigma_E = \frac{V_A}{V_E} N(d_1) \sigma_A$ la relación entre σ_A y σ_E .

De esta manera, partiendo del valor de mercado de los recursos propios de la empresa, el valor contable de la deuda y el tipo de interés libre de riesgo, es posible resolver la ecuación (3) mediante un proceso iterativo y se pueden estimar el valor de los activos de la empresa $V_{A,t}$, su tasa de rentabilidad μ , así como la volatilidad de dicha rentabilidad σ_A . Una vez obtenidos dichos valores, se sustituyen en la ecuación (2) y se obtiene $P_{def,t}$.

Es preciso señalar que tampoco existe unanimidad en la medida a emplear para el cálculo del ratio de endeudamiento. Ferguson y Shockley (2003) emplean el ratio D/V_E . Sin embargo, estudios más recientes que emplean medidas de insolvencia basadas en el trabajo de Merton (1974), como es el caso de Chelley-Steeley y Steeley (2005) o Byström (2006), emplean una medida de apalancamiento basada en la relación D/V_A , como sugiere la propuesta metodológica de Merton (1974), empleando la siguiente medida de cálculo del ratio de endeudamiento o riesgo *leverage*:

$$Lev = \frac{D}{V_E + D} \quad (4)$$

una medida de mercado basada en el cociente entre el valor en libros de la deuda y una aproximación del valor de los activos en base al valor de mercado de los recursos propios más la deuda.

4. BASE DE DATOS

La muestra analizada en este estudio está formada por todas aquellas empresas no financieras que han cotizado en el mercado continuo español en algún periodo comprendido entre los años 1995 y 2010 y para las cuales exista información bursátil así como de sus estados financieros⁽⁶⁾.

La información bursátil ha sido obtenida de la base de datos *Datastream* y consta de la serie histórica de precios de cierre y del número títulos admitidos a cotización para cada empresa que forman parte de la muestra. Estos datos nos permiten calcular, en primer lugar, la rentabilidad de cada activo de la muestra en cada mes t como la diferencia relativa de su precio el último día de negociación del mes t y del mes $t-1$; en segundo lugar, la rentabilidad del mercado obtenida a través de la media aritmética de las rentabilidades de los títulos de la muestra en cada periodo; y, por último, el nivel de capitalización bursátil de cada título, multiplicando el número de títulos admitidos a cotización para cada empresa por el precio de cierre del día correspondiente. Por otro lado, la tasa de rentabilidad mensual de las Letras del Tesoro observada en el mercado secundario es empleada como rentabilidad libre de riesgo. Información, esta última, que ha sido obtenida de los boletines estadísticos del Banco de España.

TABLA 1
DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA POR AÑOS DE ESTUDIO

Esta tabla presenta una descripción de las variables empleadas por años de estudio: número de empresas que forman parte de la muestra, la rentabilidad media obtenida en porcentajes, tamaño medio en millones de euros, ratio *book-to-market*, probabilidad de impago calculada en función del trabajos de Vassalou y Xing (2004) y ratio de apalancamiento.

AÑO	EMPRESAS	RENTAB	TAMAÑO	BTM	P_{Def}	LEV
1995	53	-3,29	1.080	0,96	0,010	0,37
1996	54	2,32	1.278	1,00	0,004	0,34
1997	59	3,57	1.689	0,71	0,032	0,25
1998	61	2,44	2.198	0,51	0,041	0,20
1999	64	-1,46	2.289	0,61	0,065	0,21
2000	74	-1,22	2.982	0,74	0,114	0,26
2001	88	0,25	2.809	0,76	0,512	0,29
2002	89	-1,62	2.381	0,71	0,480	0,32
2003	90	1,98	2.399	0,73	0,029	0,33
2004	89	1,65	2.991	0,64	0,025	0,27
2005	87	2,48	3.680	0,48	0,159	0,22
2006	87	2,64	4.310	0,44	0,443	0,19
2007	90	-0,77	5.112	0,40	0,131	0,18
2008	91	-5,74	4.042	0,58	0,394	0,25
2009	88	1,21	3.296	0,74	2,750	0,32
2010	87	-2,59	3.375	0,77	1,288	0,32

La información contable, en cambio, ha sido obtenida de la bases de datos SABI así como de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Para cada año de estudio han sido consultados los estados financieros de las empresas no financieras

(6) Quedan excluidas las empresas financieras debido a la singularidad de su contabilidad.

cotizadas en el mercado bursátil español, de los cuales se ha extraído el valor de los recursos propios y de la deuda, entendiendo ésta como la suma de la deuda a corto plazo y el 50% de la deuda a largo plazo (Vassalou y Xing, 2004).

En la tabla 1 presentamos, por años de estudio, una breve descripción de la muestra obtenida. Concretamente, presentamos el número de empresas, rentabilidad media (en porcentajes), nivel de capitalización bursátil (en millones de euros), ratio *book-to-market*, probabilidad de impago y el ratio de endeudamiento. El número de empresas consideradas oscila desde un mínimo de 53 a finales de 1995 a un máximo de 91 en el año 2008. Este dato es representativo de la evolución y desarrollo que ha experimentado el mercado bursátil durante los años de estudio. En cuanto al resto de variables consideradas, en ellas también se observa el efecto del desarrollo del mercado como del momento económico. Como ejemplo cabe destacar que la probabilidad de impago aumenta en periodos de crisis.

4.1. CARTERAS DE ENDEUDAMIENTO E INSOLVENCIA

Siguiendo trabajos previos realizados para el mercado bursátil español sobre valoración de activos (Gómez y Marhuenda, 1998; Marhuenda, 1998; Nieto y Rubio, 2002; Nieto, 2004; López y Marhuenda, 2005; López y Marhuenda, 2006), construimos diez carteras en relación a cada una de las variables objeto de estudio. En primer lugar, dividimos los activos de la muestra en diez carteras en función de la probabilidad de insolvencia de las empresas de la muestra. Así, la cartera PD1 contendrá aquellos títulos del mercado con menor probabilidad de insolvencia al final de cada año de estudio, mientras que la cartera PD10 contendrá aquellos títulos con mayor probabilidad de insolvencia. En segundo lugar, al final de cada año los activos son incorporados a una cartera de inversión en función de su ratio de endeudamiento. De esta manera, la cartera L1 contendrá aquellos títulos del mercado con un menor nivel de endeudamiento a finales del año precedente, mientras que la cartera L10 contendrá aquellos títulos con mayor nivel de endeudamiento. Seguidamente, para cada cartera se calcula su rentabilidad para los doce meses del año siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada título que forma parte de la misma.

Las características de estos dos conjuntos de carteras son las contenidas en la tabla 2. En dicha tabla podemos observar la rentabilidad media porcentual, tamaño medio en miles de millones de euros, ratio *book-to-market*, probabilidad de insolvencia y nivel de endeudamiento o ratio *leverage*. Es interesante apreciar especialmente las diferencias en rentabilidad entre carteras extremas, presentando por ello en la última columna la significatividad estadística de dichas diferencias. Por último, también presentamos, para cada una de las carteras consideradas, la rentabilidad ajustada al riesgo empleando para ello tanto el modelo de mercado de un solo factor como el modelo de tres factores de Fama y French (1993)⁽⁷⁾.

(7) La construcción de los factores tamaño y *book-to-market* se ha realizado siguiendo los estudios de Nieto (2001 y 2004) para el mercado bursátil español en los que la composición de las carteras se realiza a finales de cada año. Esta limitación es debida a que deseamos homogeneizar la construcción de estos factores con los de apalancamiento e insolvencia (que pasamos a comentar seguidamente) para los cuales sólo tenemos información contable a 31 de diciembre.

TABLA 2
CARACTERÍSTICAS DE LAS CARTERAS DE INSOLVENCIA Y ENDEUDAMIENTO

Características de diez carteras construidas en función de la probabilidad de insolvencia de los activos (Panel A) y del ratio de endeudamiento (Panel B). Para cada cartera presentamos la rentabilidad media en porcentaje, tamaño en miles de millones de euros, ratio *book-to-market* medio, probabilidad de insolvencia, ratio de endeudamiento, coeficiente alfa del modelo de mercado y del modelo trifactorial de Fama y French (1993) sobre cada cartera.

	PANEL A: CARTERAS DE INSOLVENCIA										PANEL B: CARTERAS DE ENDEUDAMIENTO												
	PD1	PD2	PD3	PD4	PD5	PD6	PD7	PD8	PD9	PD10	PD10-PD1	L1	L2	L3	L4	L5	L6	L7	L8	L9	L10	L10-L1	
<i>Rentabilidad</i>	0,60	0,01	0,23	0,99	0,04	0,13	0,83	0,41	0,10	0,58	-0,02 (-0,12)	-0,21	0,53	-0,01	0,34	0,16	0,49	0,22	0,42	0,66	1,30	1,52** (1,97)	
<i>Tamaño</i>	2.486	4.736	4.553	4.994	3.384	4.432	1.963	997	1.132	554		1.585	2.988	3.545	4.114	3.582	5.979	3.880	2.543	614	500		
<i>Book/market</i>	0,53	0,55	0,54	0,55	0,57	0,61	0,64	0,72	0,76	0,81		0,57	0,45	0,54	0,48	0,53	0,60	0,67	0,70	0,84	0,91		
<i>P_{Default}</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,02	0,29		0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,04	0,03	0,06	0,05	0,09		
<i>Leverage</i>	0,09	0,14	0,16	0,20	0,23	0,27	0,30	0,37	0,39	0,44		0,04	0,08	0,13	0,17	0,21	0,26	0,31	0,37	0,43	0,57		
<i>Alfa Modelo de Mercado</i>	0,12 (0,54)	-0,46** (-2,43)	-0,21 (-0,90)	0,50** (2,01)	-0,23 (-0,82)	-0,02 (-0,06)	0,30 (1,16)	-0,12 (-0,49)	-0,27 (-0,99)	-0,24 (-0,57)	-0,11 (-0,23)	-0,59* (-1,79)	0,19 (1,07)	-0,30 (-1,10)	-0,05 (-0,27)	-0,24 (-0,91)	-0,01 (-0,02)	-0,39 (-1,37)	0,01 (0,02)	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	0,84** (2,50)	1,34** (3,91)
<i>Alfa Modelo Fama-French</i>	0,54 (0,61)	-0,45 (-0,34)	-0,02 (-0,02)	0,13 (0,12)	-0,85 (-0,43)	0,91 (0,55)	-0,22 (-0,10)	1,54 (0,48)	0,04 (0,02)	-2,40 (-0,45)	-1,53 (-0,82)	-2,13 (-0,87)	2,08 (1,25)	-2,40 (-1,25)	-1,52 (-0,95)	0,62 (0,27)	2,68 (1,00)	-3,07 (-0,88)	-1,87 (-0,93)	0,84 (0,63)	0,78 (0,94)	1,24** (1,98)	

Nota: ** significativo al 5%.

Concretamente, observamos que tan sólo existen diferencias significativas de rentabilidad entre carteras extremas de endeudamiento. Como cabía esperar, son las compañías con un mayor nivel de endeudamiento las que obtienen una mayor rentabilidad bursátil. Estas diferencias, además, persisten cuando analizamos las rentabilidades ajustadas al riesgo en función del modelo de mercado de un solo factor así como del modelo trifactorial de Fama y French (1993). También se observa como las diferencias en rentabilidad ajustada al riesgo entre carteras extremas no puede ser explicada por estos tradicionales modelos. Resultados estos últimos que contribuyen a justificar el estudio de la existencia de una posible fuente de riesgo sistemático asociada al endeudamiento empresarial para explicar la evolución de las rentabilidades bursátiles. No obstante, también observamos para ambos conjuntos de carteras la estrecha relación con las variables tamaño y *book-to-market*, aspecto que habrá que tener en cuenta en el apartado metodológico.

4.2. FACTORES E INDICADOR DE RIESGO FINANCIERO

Como comentábamos al inicio del estudio, teniendo en cuenta la evidencia empírica previa para otros mercados, proponemos dos métodos alternativos para capturar el riesgo sistemático asociado a la estructura financiera de la empresa. Por un lado, siguiendo a Ferguson y Shockley (2003), calculamos dos factores de riesgo en base a la diferencia de rentabilidad entre carteras construidas por probabilidad de insolvencia y nivel de endeudamiento. Por otro lado, siguiendo a Vassalou y Xing (2004) calculamos un indicador agregado de supervivencia. A continuación describimos los pasos seguidos en ambos casos.

Como primer paso para la obtención de los factores de insolvencia y apalancamiento, y al igual que para la construcción de los factores de Fama y French (1993), para cada año construimos 6 carteras en función de las variables probabilidad de impago y ratio de endeudamiento. En primer lugar, dividimos la muestra en dos grupos de activos: activos con baja probabilidad de impago y activos con elevada probabilidad de impago. Posteriormente, cada uno de dichos grupos es dividido en otros tres en función del ratio de endeudamiento en la proporción 30/40/30 para las empresas con menor, medio y mayor ratio de endeudamiento respectivamente. La composición de las carteras permanecerá inalterada hasta el año siguiente en el que se vuelve a realizar la clasificación⁽⁸⁾.

Para construir el factor de probabilidad de impago, se calcula cada mes la media de los rendimientos de las tres carteras con baja probabilidad de impago así como el rendimiento medio de las tres carteras con mayor probabilidad de impago. Una vez están disponibles estas dos nuevas carteras, el factor de impago se calcula como la

(8) Esta división, que difiere de la sugerida inicialmente por Ferguson y Shockley (2003), ha sido realizada en base a los resultados obtenidos en la tabla 2, en la que se observa que es el nivel de endeudamiento el que tiene un papel relevante para explicar la diferencia de rentabilidades. Como señalaban Fama y French (1993) en su estudio, la decisión de dividir los activos en tres grupos *book-to-market* y solo dos en tamaño se basaba precisamente en la evidencia previa que confirmaba el decisivo papel de este ratio en detrimento del tamaño para explicar las rentabilidades bursátiles. Es importante también destacar el comentario de Fama y French (1993) en relación a que eran conscientes de que su división era arbitraria si bien no encontraban argumentos para considerar que pudieran influir en los resultados.

diferencia entre la cartera media de mayor probabilidad de impago y la cartera media con menor probabilidad de impago. En otras palabras, es una cartera que tiene una posición larga en las empresas con mayor probabilidad de impago y una posición corta en las empresas con menor probabilidad de impago, pero controlando al mismo tiempo por los efectos potenciales del nivel de endeudamiento.

La construcción del factor asociado al riesgo de endeudamiento sigue un proceso similar. En cada mes se calcula el rendimiento medio de las dos carteras con un ratio de endeudamiento más alto así como el rendimiento medio de las dos carteras con ratio de endeudamiento más bajo. La diferencia entre los dos rendimientos de estas dos carteras es la cartera réplica del factor de riesgo asociado al endeudamiento, controlando por el efecto de la probabilidad de impago.

Por otro lado, como sugieren Vassalou y Xing (2004) en su estudio, a partir de la probabilidad de impago agregada del mercado $P(D)$ es posible extraer un indicador agregado de supervivencia $SV = 1 - P(D)$ siendo los cambios en dicho indicador la diferencia entre dos indicadores agregados de supervivencia consecutivos, $\Delta SV = SV_t - SV_{t-1}$. Esta medida puede ser entendida como una variable que describe las variaciones en las oportunidades de inversión y, por tanto, los inversores estarán interesados en cubrirse por las variaciones negativas en dicho indicador.

TABLA 3
PROPIEDADES DE LOS FACTORES E INDICADOR DE RIESGO

Esta tabla presenta las propiedades estadísticas de los factores e indicador de riesgo incluidos en el estudio: Rentabilidad del mercado ($RM-RF$), factor tamaño (SMB), factor book-to-market (HML), factor de insolvencia (RP_{Def}), factor de apalancamiento ($RLeV$) e indicador agregado de supervivencia (ΔSV). En el Panel A presentamos los estadísticos descriptivos media, mediana, máximo, mínimo, desviación típica, simetría y kurtosis y en el Panel B los coeficientes de correlación (t estadístico entre paréntesis).

	<i>RM-RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RP_{Def}</i>	<i>RLeV</i>	<i>ΔSV</i>
PANEL A: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS						
<i>Media</i>	-0,031	0,002	0,006	0,007	0,006	-0,001
<i>Mediana</i>	-0,026	0,002	0,005	0,008	0,006	0,002
<i>Máximo</i>	0,139	0,112	0,108	0,159	0,159	1,199
<i>Mínimo</i>	-0,191	-0,124	-0,111	-0,062	-0,128	-1,329
<i>Dev,Típica</i>	0,059	0,035	0,035	0,032	0,039	0,203
<i>Simetría</i>	-0,281	-0,061	-0,253	0,624	0,137	-1,569
<i>Kurtosis</i>	3,336	4,655	4,123	4,967	5,062	26,317
PANEL B: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN						
	<i>RM-RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RP_{Def}</i>	<i>RLeV</i>	<i>ΔSV</i>
<i>RM-RF</i>	1,000					
<i>SMB</i>	0,133 (1,53)	1,000				
<i>HML</i>	0,023 (0,35)	0,159 (1,44)	1,000			
<i>RP_{Def}</i>	0,282 (1,48)	0,148* (1,98)	-0,129** (-1,77)	1,000		
<i>RLeV</i>	0,168 (1,35)	0,395* (5,68)	0,247* (3,37)	0,018 (0,25)	1,000	
<i>ΔSV</i>	-0,169 (-1,25)	0,032 (0,43)	0,071 (0,93)	-0,065 (-0,85)	-0,071 (-1,11)	1,000

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

En la tabla 3 presentamos los estadísticos descriptivos (Panel A) así como los coeficientes de correlación (Panel B) de los tradicionales factores de Fama y French (1993) así como los factores e indicadores de riesgo construidos de acuerdo a las descripciones previas. Como podemos observar, los factores tamaño y *book-to-market* de Fama y French (1993), denominados comunmente *SMB* y *HML*, no están significativamente correlacionados entre sí, ni tampoco los factores de impago y endeudamiento, a los que denominamos respectivamente RP_{Def} y $RLev$, y tampoco lo están con el indicador agregado ΔSV de Vassalou y Xing (2004). En cambio, si se observa una significativa correlación entre los factores de insolvencia y apalancamiento y los factores de Fama y French (1993), como cabía esperar en base a la evidencia empírica previa (Ferguson y Shockley, 2003; Chen *et al.*, 2010).

Siguiendo a Ferguson y Shockley (2003), analizamos la capacidad explicativa de los factores asociados a los riesgos financieros sobre los factores tamaño y *book-to-market* con el objeto de examinar si los tradicionales factores de Fama y French (1993) contienen información relativa a la insolvencia como especifican Fama y French (1996).

TABLA 4
ANÁLISIS DE INTERACCIÓN ENTRE FACTORES

Esta tabla presenta las estimaciones obtenidas de regresar los factores *SMB* y *HML* de Fama y French (1993) sobre los factores de insolvencia financiera RP_{Def} y apalancamiento financiero $RLev$. Entre paréntesis presentamos los t-estadísticos de significatividad individual y en las dos últimas columnas se ofrecen los estadísticos R^2 y R^2 ajustado representativos del poder explicativo de cada uno de los modelos.

	α_0	α_{RDdef}	α_{Rlev}	R^2	R^2 aj.
SMB_t	-0,003 (-0,21)	0,157** (2,04)	0,437** (5,69)	17,65	16,70
HML_t	0,003 (1,30)	-0,149* (-1,83)	0,276** (3,42)	7,92	6,85

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

En la tabla 4 presentamos los resultados de regresar los factores *SMB* y *HML* en función de los factores RP_{Def} y $RLev$. Como cabía esperar, los factores RP_{Def} y $RLev$ contribuyen significativamente a explicarlos factores *SMB* y *HML* aunque el porcentaje de determinación sea en ambos casos reducido, siendo tan sólo del 17% para el factor *SMB* y del 7% para el factor *HML*. Sin embargo, esto nos indica que, al igual que lo observado para el mercado norteamericano, los factores de Fama y French (1993) contienen los efectos insolvencia y endeudamiento lo que impide incluir ambos conjuntos de factores en un único modelo de regresión como proponen Chou *et al.* (2010). Es por ello que emplearemos los residuos obtenidos en ambas regresiones para eliminar dichos efectos y así poder estimar un modelo multifactorial de cinco factores.

5. ANÁLISIS EMPÍRICO

En la presente sección analizamos la performance de los modelos de valoración de activos que incorporan las fuentes de riesgo sistemático calculadas en la sección an-

terior. El análisis empírico a efectuar consta de cuatro partes. En primer lugar, presentamos un análisis empírico de serie temporal con el que podamos identificar qué modelo de valoración de activos es el más adecuado para explicar la evolución temporal de las rentabilidades de los activos cotizados en el mercado bursátil español. En segundo lugar, realizamos un análisis de sección cruzada basado en la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973) que nos permitirá observar si existe en el mercado español un premio por cada uno de los riesgos considerados en el presente estudio. En tercer lugar, realizamos un análisis condicional de las primas de riesgo ex-post en base a la tendencia del mercado. Por último, realizamos un contraste condicional escalar que nos permitirá analizar si el signo y significatividad de los premios por riesgo están asociados a la evolución de la economía.

5.1. ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL

En primer lugar, analizamos varias especificaciones de la relación entre rentabilidad esperada y riesgo empleando las siguientes ecuaciones, en las que se incluyen los factores de riesgo de insolvencia y apalancamiento (5) y el indicador agregado de supervivencia (6) respectivamente:

$$E(R_p) = r_f + \beta_p^m [E(R_m) - r_f] + \beta_p^{SMB} E(SMB) + \beta_p^{HML} E(HML) + \beta_p^{RP_{Def}} E(RP_{Def}) + \beta_p^{RLev} E(RLev) \quad (5)$$

$$E(R_p) = r_f + \beta_p^m [E(R_m) - r_f] + \beta_p^{SMB} E(SMB) + \beta_p^{HML} E(HML) + \beta_p^{\Delta SV} E(\Delta SV) \quad (6)$$

Para ello, estimamos diferentes versiones de las siguientes regresiones para cada una de las carteras consideradas:

$$R_{p_t} - r_{f_t} = \alpha_p + \beta_p^m (R_{m_t} - r_{f_t}) + \beta_p^{SMB} SMB_t + \beta_p^{HML} HML_t + \beta_p^{RP_{Def}} RP_{Def_t} + \beta_p^{RLev} RLev_t + \varepsilon_{p_t} \quad (7)$$

$$R_{p_t} - r_{f_t} = \alpha_p + \beta_p^m (R_{m_t} - r_{f_t}) + \beta_p^{SMB} SMB_t + \beta_p^{HML} HML_t + \beta_p^{\Delta SV} \Delta SV_t + \varepsilon'_{p_t} \quad (8)$$

La metodología empleada, siguiendo a Mackinlay y Richardson (1991), ha consistido en el Método Generalizado de los Momentos para mitigar posibles problemas de errores en las variables. En relación al conjunto de carteras empleadas para realizar dichos contrastes, es importante matizar, como sugieren Lewellen *et al.* (2007), que el empleo de carteras en base a la variable objeto de estudio podría estar condicionando los resultados a favor de dicha fuente de riesgo aún en el caso de que no contribuyese realmente a explicar las variaciones en las rentabilidades bursátiles. Es por ello que, al igual que hacen López, Marhuenda y Nieto (2009) para el estudio del mercado bursátil español, empleamos cuatro conjuntos de carteras para realizar los contrastes, disponiendo de un total de veinte carteras. En nuestro trabajo empleamos concretamente cinco carteras construidas por insolvencia, cinco por endeudamiento,

cinco por tamaño y cinco por ratio *book-to-market*, en base a las cuales presentamos los siguientes resultados.

TABLA 5
ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL

Resultados del test de Wald de igualdad a cero conjunta de la rentabilidad ajustada al riesgo de las veinte carteras objeto de estudio (cinco carteras de tamaño, cinco de ratio *book-to-market*, cinco de probabilidad de insolvencia y cinco de endeudamiento) de los seis modelos objetos de estudio: los modelos de mercado y Fama y French (1993); estos dos modelos aumentados por dos factores de riesgo asociados a la insolvencia y el endeudamiento; y aumentados por un indicador agregado de supervivencia (*p-valor* entre paréntesis). En las dos últimas columnas se ofrecen los estadísticos R^2 y R^2 ajustado representativos del poder explicativo de cada uno de los modelos

	TEST WALD	R^2	R^2 aj.
Modelos benchmark			
<i>Mercado</i>	35,06** (0,02)	67,14	66,93
<i>Fama-French</i>	20,41 (0,45)	77,82	76,99
Modelos con factores de riesgo financiero			
<i>Mercado + RP_{Def} + RLev</i>	9,78 (0,92)	88,08	87,13
<i>FF + RP_{Def} + RLev</i>	8,67 (0,94)	89,19	88,21
Modelos con indicador agregado de supervivencia			
<i>Mercado + ΔSV</i>	32,57** (0,03)	69,42	68,33
<i>FF + ΔSV</i>	19,36 (0,41)	80,15	79,23

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

En la Tabla 5 presentamos los resultados del test de Wald de igualdad a cero conjunta de la rentabilidad ajustada al riesgo de las carteras consideradas, que se distribuye como una Chi-cuadrado de Pearson con tantos grados de libertad como número de restricciones presenta la hipótesis nula. Este test nos muestra si los modelos capturan completamente la evolución de las rentabilidades bursátiles y también nos indica la especificación de riesgo más adecuada para el mercado español en base al conjunto de carteras analizado. Por último, presentamos los resultados de los estadísticos R^2 y R^2 ajustado representativos del poder explicativo de cada uno de los modelos.

En primer lugar presentamos los resultados para los dos modelos considerados *benchmark*, el modelo de mercado y el modelo trifactorial de Fama y French (1993). En segundo lugar, presentamos los resultados de los modelos mercado y Fama y French (1993) en los que se han incorporado los factores de riesgo de insolvencia y apalancamiento. Por último, presentamos estos mismos modelos aumentados por un indicador agregado de supervivencia.

Como podemos observar en la tabla 5, en todos los casos se observa que son los modelos que incluyen los factores de endeudamiento e insolvencia formados por las dife-

rencias de rentabilidad entre carteras extremas en el sentido de Ferguson y Shockley (2003) los que proporcionan mejores resultados, seguido por el modelo trifactorial de Fama y French (1993) y por el modelo de cuatros factores propuesto por Vassalou y Xing (2004). Para ninguna de estas especificaciones podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad a cero conjunta de los coeficientes alfa representativos de la rentabilidad ajustada al riesgo de las carteras, lo que implica que dichos modelos capturan adecuadamente la variación en las rentabilidades bursátiles. Por último, en relación a los estadísticos R^2 y R^2 ajustado, observamos que existen mejoras sustanciales en el ajuste de los modelos tradicionales cuando incorporamos los factores asociados a los riesgos financieros de la empresa, endeudamiento e insolvencia.

5.2. ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA

En segundo lugar, realizamos un análisis de sección cruzada basado en la metodología de Fama y MacBeth (1973). De esta manera podremos comprobar si existe un significativo premio por riesgo asociado a las fuentes de riesgo anteriormente consideradas.

El contraste consta de dos etapas. En primer lugar se estiman las betas de las carteras en serie temporal y en segundo lugar se estiman los parámetros que acompañan a estas betas en una regresión de sección cruzada. Es preciso señalar que el conjunto de observaciones para la estimación de betas se va desplazando, incorporando una observación más y eliminando la primera, empleando siempre un total de sesenta datos, siendo la última observación la correspondiente al periodo anterior al de estimación del coeficiente beta. Una vez estimados los coeficientes beta, realizamos las estimaciones de sección cruzada:

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{pt}^m + \gamma_{smb} \beta_{pt}^{smb} + \gamma_{hml} \beta_{pt}^{hml} + \gamma_{RPDef} \beta_{pt}^{RPDef} + \gamma_{RLev} \beta_{pt}^{RLev} + \mu_{pt} \quad (9)$$

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{pt}^m + \gamma_{smb} \beta_{pt}^{smb} + \gamma_{hml} \beta_{pt}^{hml} + \gamma_{ASV} \beta_{pt}^{ASV} + \mu'_{pt} \quad (10)$$

El estimador final será la media de la serie temporal de gammas estimadas y el contraste de significatividad individual se realiza mediante el estadístico t aplicando el factor de ajuste propuesto por Shanken (1992). La comparación entre dichos modelos la realizamos en base al coeficiente de determinación R^2 ajustado.

Los resultados obtenidos de dichos contrastes son los presentados en la tabla 6. En el Panel A presentamos los resultados obtenidos con el empleo de las carteras construidas por tamaño, *book-to-market*, endeudamiento e insolvencia. En el Panel B presentamos los resultados obtenidos empleando activos individuales con el objeto de comprobar que los resultados no están condicionados por las carteras empleadas en el estudio como sugieren Chou *et al.* (2010).

En relación a los modelos tradicionales CAPM y Fama y French (1993), observamos que no existe un significativo premio asociado al riesgo de mercado o tamaño de los

activos, en cambio si se obtiene un significativo premio por riesgo *book-to-market*. Sin embargo, dicha significatividad desaparece cuando incorporamos en el estudio las fuentes de riesgo financiero consideradas.

TABLA 6
ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) de distintos modelos en los que son considerados alternativamente los riesgos de mercado, tamaño, *book-to-market*, insolvencia, apalancamiento y/o supervivencia. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus *t-valores* son calculados utilizando el ajuste de Shanken (1992). En la última columna se ofrece el estadístico R^2 ajustado representativo del poder explicativo de cada uno de los modelos. En el Panel A presentamos los resultados obtenidos con carteras y en el Panel B con activos individuales.

γ_0	γ_m	γ_{smb}	γ_{hml}	γ_{RDef}	γ_{RLev}	$\gamma_{\Delta SV}$	R^2 aj.
PANEL A: ANÁLISIS CON CARTERAS							
0,23 (0,58)	-0,41 (-0,85)						17,35
0,39 (0,99)	-0,53 (-0,94)	0,18 (0,61)	0,61** (2,42)				29,89
0,10 (0,25)	0,42 (0,62)			-0,71 (-1,60)	0,77** (3,09)		30,11
0,33 (0,81)	-0,16 (-0,22)	0,04 (0,13)	0,18 (0,62)	-0,40 (-0,88)	0,61** (2,21)		31,79
0,37 (0,94)	-0,68 (-1,53)					4,13* (1,70)	19,49
0,42 (1,06)	-0,61 (-1,12)	0,06 (0,20)	0,66** (2,72)			3,80 (1,53)	31,16
PANEL B: ANÁLISIS CON ACTIVOS INDIVIDUALES							
0,68** (2,07)	-0,83* (-1,87)						4,87
0,62* (1,87)	-0,71 (-1,53)	0,02 (0,11)	0,59** (2,27)				7,64
0,40 (1,23)	0,04 (0,07)			-0,52 (-1,56)	0,39* (1,93)		7,11
0,47 (1,51)	-0,29 (-0,43)	-0,11 (-0,44)	0,48 (1,60)	-0,24 (-0,63)	0,34* (1,77)		9,48
0,65** (1,98)	-0,85* (-1,90)					3,54* (1,80)	5,94
0,54* (1,65)	-0,60 (-1,30)	-0,09 (-0,40)	0,65** (2,47)			3,50* (1,73)	8,54

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

En relación a los resultados obtenidos mediante la metodología de Ferguson y Shockley (2003), observamos un significativo y positivo premio por riesgo de endeudamiento tanto en el análisis efectuado con carteras como con activos individuales. En cambio, tan sólo observamos un significativo premio por riesgo de insolvencia cuando realizamos el análisis por carteras, siendo este premio de signo negativo en contra de lo que

cabría esperar desde un punto de vista teórico. Sin embargo, este resultado corrobora el obtenido por Ferguson y Shockley (2003) para el mercado norteamericano⁽⁹⁾.

Por último, los resultados obtenidos aplicando la metodología propuesta por Vassalou y Xing (2004) corroboran los resultados anteriores en cuanto al premio por riesgo de insolvencia. En este caso, obtenemos un significativo y positivo premio por riesgo de supervivencia. Al igual que lo obtenido para el mercado norteamericano por Vassalou y Xing (2004), observamos que las variaciones en sección cruzada de las rentabilidades bursátiles covarían con la sensibilidad a las variaciones en el indicador agregado de supervivencia.

Con respecto a los resultados del estadístico R^2 ajustado confirman que también en sección cruzada estos nuevos modelos con riesgos financieros superan a los tradicionales modelos CAPM y Fama y French (1993), especialmente el modelo aumentado de cinco factores en el que se incluye los factores de riesgo de insolvencia y endeudamiento propuestos por Ferguson y Shockley (2003) además de los factores de mercado, tamaño y *book-to-market*, una vez descontados en estos dos últimos los efectos financieros anteriormente detectados.

No obstante, antes de concluir el análisis empírico, es importante analizar si estos resultados están condicionados por el periodo temporal objeto de estudio. Para ello, realizamos un análisis por subperiodos dividiendo la muestra entre los años 2001-2005 y 2006-2010. Los resultados son los que presentamos en la tabla 7.

Como podemos observar, en la primera mitad de la muestra se mantienen los resultados obtenidos para el periodo temporal completo. Es preciso matizar que este primer subperiodo está caracterizado por ser años de bonanza económica en los que el coste de la deuda era reducido, las estructuras financieras de las empresas estaban fuertemente apalancadas y el mercado bursátil español pasaba por una fase de tendencia alcista una vez superada la burbuja tecnológica. En cambio, cuando realizamos el análisis empírico para la segunda mitad de la muestra observamos que tan sólo el riesgo de apalancamiento parece explicar significativamente las variaciones de sección cruzada de las rentabilidades bursátiles cuando realizamos el análisis con carteras, mientras que en el análisis con activos individuales es el riesgo asociado a la insolvencia construido en base a Vassalou y Xing (2004) el que explica significativamente dichas rentabilidades.

Para entender estos resultados es necesario atender a las particularidades que caracterizan a estos años de estudio. Mientras que el año 2006 se caracterizó por alcanzar un elevado flujo de liquidez con las cifras de volumen de negociación e inversión extranjera más elevadas de las obtenidas hasta el momento, según fuentes de la Bolsa

(9) Ferguson y Shockley (2003), empleando la Z de Altman (1968) como variable de insolvencia, proponen el cálculo del factor de insolvencia en base a la diferencia de rentabilidades entre las compañías con mayor y menor ratio de Altman (1968), es decir, la diferencia entre las compañías menos y más arriesgadas, con lo que se estaría proponiendo teóricamente una prima negativa por riesgo de insolvencia, mientras que los resultados empíricos le proporcionan un significativo y positivo premio por riesgo de insolvencia.

TABLA 7
ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA POR SUBPERIODOS

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) de distintos modelos en los que son considerados alternativamente los riesgos de mercado, tamaño, book-to-market, insolvencia, apalancamiento y/o supervivencia divididos en dos subperiodos: 2001-2005 y 2006-2010. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus t-valor son calculados utilizando el ajuste de Shanken (1992). En la última columna se ofrece el estadístico R2 ajustado. En el Panel A presentamos los resultados obtenidos con carteras y en el Panel B con activos individuales.

2001-2005											2006-2010										
γ_0	γ_m	γ_{amb}	γ_{hml}	γ_{ppar}	γ_{iter}	γ_{sv}	R^2	R^2	γ_0	γ_m	γ_{amb}	γ_{hml}	γ_{ppar}	γ_{iter}	γ_{sv}	R^2					
0,75 (1,47)	-0,01 (-0,10)						21,84		-0,34 (-0,55)	-0,84 (-1,11)						15,01					
1,27** (2,70)	-0,67 (-1,05)	0,63* (1,93)	0,91** (2,91)				37,78		-0,57 (-0,92)	-0,38 (-0,40)	-0,31 (-0,64)	0,28 (0,71)				22,19					
0,65 (1,16)	0,65 (0,86)			-0,67 (-1,54)	0,88** (2,54)		39,21		-0,50 (-0,85)	0,17 (0,14)			-0,75 (-1,20)	0,65* (1,80)		28,81					
1,04** (1,98)	-0,03 (-0,11)	0,34 (1,07)	0,45 (1,21)	-0,32 (-0,68)	0,65** (2,00)		39,92		-0,43 (-0,68)	-0,30 (-0,24)	-0,29 (-0,48)	-0,34 (-0,69)	-0,49 (-0,60)	0,78* (1,90)		33,84					
0,95* (1,93)	-0,31 (-0,58)					1,36 (0,59)	23,13		-0,27 (-0,45)	-1,09 (-1,48)					7,14* (1,65)	15,13					
1,31** (2,82)	-0,72 (-1,18)	0,49 (1,47)	1,03** (3,05)			1,09 (0,50)	38,32		-0,56 (-0,90)	-0,50 (-0,53)	-0,41 (-0,77)	0,27 (0,70)			6,76* (1,77)	31,97					
PANEL B: ANÁLISIS CON ACTIVOS INDIVIDUALES																					
1,37** (3,04)	-0,67 (1,07)						5,20		-0,09 (-0,18)	-1,02 (-1,60)						4,50					
1,29** (2,77)	-0,57 (-0,98)	0,09 (0,33)	0,85** (2,09)				7,52		-0,13 (-0,28)	-0,87 (-1,18)	-0,05 (-0,14)	0,29 (0,96)				7,78					
0,86* (1,84)	0,98 (1,26)			-0,95** (-2,06)	0,42* (1,94)		8,32		-0,11 (-0,24)	-1,00 (-1,10)			-0,04 (-0,08)	0,36* (1,69)		5,76					
0,96* (2,18)	0,31 (0,33)	-0,12 (-0,38)	0,76 (1,59)	-0,43 (-0,82)	0,33** (1,98)		10,45		-0,08 (-0,18)	-0,95 (-0,99)	-0,10 (-0,25)	0,17 (0,50)	-0,02 (-0,04)	0,37 (1,14)		8,35					
1,34** (2,98)	-0,65 (-1,02)					3,19 (1,03)	6,78		-0,11 (-0,24)	-1,07* (-1,70)					3,92* (1,86)	5,02					
1,18** (2,52)	-0,37 (-0,62)	-0,07 (-0,24)	0,98** (2,34)			3,27 (1,18)	9,12		-0,17 (-0,38)	-0,86 (-1,19)	-0,12 (-0,31)	0,28 (0,94)			3,76* (1,78)	7,89					

Nota: *, **, *** significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente.

de Madrid⁽¹⁰⁾, a mediados de 2007 se inició una crisis financiera internacional⁽¹¹⁾ con la consiguiente desaceleración de la economía real y el incremento de la volatilidad en el mercado bursátil.

Estos resultados nos indican, por tanto, que la explicación de las variaciones en sección cruzada de las rentabilidades bursátiles está condicionada por el momento económico y de mercado. Es por ello preciso realizar un análisis condicional que nos permita determinar la variación de las primas de riesgo objeto de estudio en función del estado del mercado y de la economía.

5.3. ANÁLISIS DE PRIMAS DE RIESGO CONDICIONALES EX-POST

Hay que tener en cuenta que los modelos analizados anteriormente tienen la limitación de utilizar una visión estática de la relación entre el riesgo percibido por los inversores y la rentabilidad esperada, no tomando en consideración que el riesgo en el periodo analizado pudiera ir cambiando al igual que lo hace la realidad financiera y económica, lo que podría afectar a los resultados obtenidos.

Los modelos de valoración propuestos asumen que todas las primas de riesgo son iguales para todos los activos y además son constantes para todo el periodo de estudio. Esto no es compatible con la argumentación de equilibrio defendida por Pettengill *et al.* (1995) sobre una relación positiva entre las betas y los excesos de rentabilidad de mercado realizados cuando éstos son positivos, y negativa cuando los excesos de rentabilidad de mercado son negativos.

El contraste del modelo CAPM propuesto por Pettengill *et al.* (1995) consiste en suavizar la hipótesis de prima constante al asumir dos posibles primas: una cuando el mercado está en alza y otra cuando el mercado está en baja. Teniendo en cuenta estas consideraciones, realizamos un contraste de los modelos con prima de riesgo condicional ex-post en base a la siguiente especificación:

$$r_{pt} = \gamma_0 + \sum_{h=1}^k \gamma_{h,a} \beta_{pt}^h D_t + \sum_{h=1}^k \gamma_{h,b} \beta_{pt}^h (1 - D_t) + \eta_{pt} \quad (10)$$

donde h representa los premios por riesgo asociados a cada una de las fuentes de riesgo consideradas en este estudio (m , smb , hml , $RPDef$, $RLev$ y ΔSV), siendo D_t una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la rentabilidad del mercado excede de la rentabilidad proporcionada por el activo libre de riesgo en el mes t y cero en caso contrario. De este modo, $\gamma_{h,a}$ y $\gamma_{h,b}$ representan la prima de riesgo h asociada a los periodos alcista y bajista respectivamente.

(10) Según la Bolsa de Madrid, en su *Informe de Mercado de 2006*, dicho ejercicio fue el mejor y más brillante de su historia con un volumen de negociación alcanzando los 1,15 billones de euros negociados en el Sistema Electrónico (SIBE) resultado de cuatro años consecutivos de crecimiento. Mientras las compañías cotizadas españolas despertaban el interés de inversores extranjeros que apostaron fuerte por la adquisición o participación en su capital, la Bolsa española se convertía en referente de una economía real con unas cifras del PIB próximas también al billón de euros.

(11) Originada en Estados Unidos en el mercado de activos hipotecarios de alto riesgo (denominados *subprime*) y que se extendió a los mercados mundiales de bonos soportados por activos (denominados *Asset Backed*) y posteriormente a los mercados interbancarios, a los mercados de crédito y a las bolsas.

TABLA 8
PRIMAS DE RIESGO CONDICIONADAS EN FUNCIÓN DEL ESTADO DEL MERCADO

Esta tabla presenta las primas de riesgo condicionadas en función del estado del mercado distinguiendo entre periodos de tendencia alcista cuando la rentabilidad del mercado es superior a la del activo libre de riesgo y tendencia bajista cuando la rentabilidad del mercado es inferior a la del activo libre de riesgo. Para la estimación de las primas de riesgo condicionadas seguimos la metodología de Pettengill et al. (1995). En el Panel A presentamos los resultados obtenidos con carteras y en el Panel B con activos individuales.

	TENDENCIA ALCISTA				TENDENCIA BAJISTA			
	γ_m	γ_{amb}	γ_{mbet}	γ_{sv}	γ_m	γ_{amb}	γ_{mbet}	γ_{sv}
	PANEL A: ANÁLISIS CON CARTERAS							
	1,97** (3,27)	0,09 (0,22)	-0,59 (-1,11)	0,95** (2,43)	-3,09** (-5,23)	0,28 (0,64)	0,56 (1,37)	
	2,13** (3,93)	-0,33 (-0,79)	-0,04 (-0,16)	0,88** (2,12)	-3,53** (-4,08)	0,46 (0,88)	0,01 (0,12)	0,56* (1,89)
	2,21** (2,28)				-1,60* (-1,78)			0,30 (0,84)
	1,59 (1,53)				-2,14** (-2,21)			
	1,56** (3,05)			0,92 (0,27)	-3,21** (-5,42)	0,21 (0,44)	0,60 (1,51)	7,75** (2,27)
	1,94** (3,70)	-0,07 (-0,18)		0,94 (0,30)	-3,49** (-4,10)			7,04* (1,78)
	PANEL B: ANÁLISIS CON ACTIVOS INDIVIDUALES							
	1,54** (3,04)				-3,76** (-6,91)			
	1,62** (3,24)	0,03 (0,10)			-3,57** (-5,61)	0,02 (0,05)	0,22 (0,74)	
	1,97** (2,85)		-0,75 (-1,38)	0,46* (1,65)	-2,33** (-2,50)			0,34* (1,71)
	1,75** (2,26)	-0,10 (-0,26)	-0,48 (-0,88)	0,59** (2,16)	-2,79** (-2,71)	-0,11 (-0,35)	0,25 (0,70)	0,15 (0,53)
	1,63** (3,09)			3,02 (1,04)	-3,60** (-6,75)			4,01** (1,98)
	1,81** (3,59)	-0,06 (-0,18)		3,04 (0,94)	-3,27** (-5,21)	-0,12 (-0,37)	0,26 (0,81)	3,94* (1,74)

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

Los resultados obtenidos son presentados en la tabla 8. En ellos cabe destacar en primer lugar como el premio asociado al riesgo de mercado es significativo y positivo en periodos alcistas y significativo y negativo en periodos bajistas, como sugerían Pettengill *et al.* (1995). Diferencias que no son observadas en relación a los tradicionales premios por riesgo tamaño y *book-to-market*. Por último, en relación a los premios asociados a los riesgos financieros de la empresa, los resultados nos muestran como el premio asociado al riesgo de apalancamiento es significativo y positivo tanto en tendencia alcista como bajista. Este resultado, unido al obtenido en el análisis por subperiodos, pone de manifiesto que existe un premio por riesgo de apalancamiento estable a lo largo de todo el periodo temporal de estudio. Por otro lado, observamos que el premio asociado al riesgo de insolvencia basado en el indicador de Vassalou y Xing (2004) es significativo tan sólo en tendencia bajista. Este resultado también corrobora lo obtenido en el análisis por subperiodos y es que el riesgo asociado a la insolvencia tan sólo es premiado en determinados periodos asociados con la mala marcha del mercado.

5.4. ANÁLISIS CONDICIONAL ESCALAR

Por último, si consideramos la posibilidad de que los agentes económicos tengan una consideración dinámica del riesgo vinculada al momento económico, se estaría admitiendo la posibilidad de que la rentabilidad esperada varíe a lo largo del tiempo en función de la información disponible en cada momento. En este caso sería interesante la utilización en el estudio de modelos condicionales.

Para el caso del mercado bursátil español, Nieto y Rodríguez (2005) ponen de manifiesto la trascendencia de la inclusión en los modelos de valoración de activos de información acerca del momento económico y el mejor comportamiento empírico de los modelos condicionales escalados a la Cochrane (1996).

Siguiendo a Cochrane (1996), es posible incorporar el dinamismo que proporciona la variable de estado haciendo que los parámetros del factor de descuento cambien con el tiempo adaptándose a cada nuevo momento económico. Se obtiene como resultado que el factor de descuento estocástico depende del momento económico medido por la variable de estado, de los factores de riesgo considerados, así como de la interacción entre ambos. Las especificaciones de los modelos objeto de estudio así considerados son las siguientes:

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{pt}^m + \gamma_{smb} \beta_{pt}^{smb} + \gamma_{hml} \beta_{pt}^{hml} + \gamma_{RPDef} \beta_{pt}^{RPDef} + \gamma_{RLev} \beta_{pt}^{RLev} + \gamma_Z \beta_{pt}^Z + \gamma_{mZ} \beta_{pt}^{mZ} + \gamma_{smbZ} \beta_{pt}^{smbZ} + \gamma_{hmlZ} \beta_{pt}^{hmlZ} + \gamma_{RPDefZ} \beta_{pt}^{RPDefZ} + \gamma_{RLevZ} \beta_{pt}^{RLevZ} + e_{pt} \quad (12)$$

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{pt}^m + \gamma_{smb} \beta_{pt}^{smb} + \gamma_{hml} \beta_{pt}^{hml} + \gamma_{ASV} \beta_{pt}^{ASV} + \gamma_Z \beta_{pt}^Z + \gamma_{mZ} \beta_{pt}^{mZ} + \gamma_{smbZ} \beta_{pt}^{smbZ} + \gamma_{hmlZ} \beta_{pt}^{hmlZ} + \gamma_{ASV} \beta_{pt}^{ASV} + e'_{pt} \quad (13)$$

donde *Z* representa la variable de estado utilizada para aproximar el nivel de información existente en la economía. En este trabajo es el ratio *book-to-market* agregado (*bm*) la variable de estado utilizada en línea con las propuestas de Nieto y Rodríguez

TABLA 9
ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA CONDICIONAL ESCALADO

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) de distintos modelos condicionales en los que son considerados alternativamente los riesgos de mercado, tamaño, *book-to-market*, insolvencia, apalancamiento y/o supervivencia, empleando como variable de estado el ratio *book-to-market* agregado del mercado. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus *t-valores* son calculados utilizando el ajuste de Shanken (1992). En la última columna se ofrece el estadístico R^2 ajustado representativo del poder explicativo de cada uno de los modelos.

γ_0	γ_m	γ_{amb}	γ_{smf}	γ_{fzpbur}	γ_{fzlev}	γ_{fzsv}	γ_z	γ_{mz}	γ_{smz}	γ_{hmz}	γ_{fpmz}	γ_{fwmz}	γ_{fsvz}	R^2 ad.
PANEL A: ANÁLISIS CON CARTERAS														
0,14 (0,33)	-0,13 (-0,04)						-0,93 (-0,48)	-0,34 (-0,17)						26,67
0,51 (1,17)	2,96** (1,65)	4,13 (1,01)	1,31* (1,65)				-1,09 (-0,52)	-2,67** (-2,87)	-2,99 (-1,13)	-0,62 (-0,43)				43,62
-0,02 (-0,05)	2,32* (1,82)			-0,88 (-0,19)	1,98* (1,78)		-1,30 (-0,55)	-1,86 (-1,41)			0,61 (0,19)	-1,07 (-0,63)		43,86
0,39 (0,87)	1,94* (2,22)	4,86 (1,22)	6,59 (1,49)	-4,76 (-1,01)	2,38* (1,66)		-5,04 (-1,84)	-2,38* (-1,83)	-3,83 (-1,40)	-3,66 (-1,56)	-0,90 (-0,20)	3,61 (1,09)		46,98
0,42 (1,04)	1,01 (1,29)					-29,5 (-1,46)	-1,70 (-0,87)	-1,37 (-0,62)					20,4* (1,71)	28,30
0,52 (1,19)	1,98* (1,89)	5,65 (1,26)	2,67 (1,18)			-32,8 (-1,30)	-1,49 (-0,68)	-2,13* (-1,65)	-4,19 (-1,53)	-1,63 (-1,09)			26,8* (1,77)	44,08
PANEL B: ANÁLISIS CON ACTIVOS INDIVIDUALES														
0,52 (1,63)	3,70 (1,52)						0,15 (0,11)	-3,19** (-1,98)						7,16
0,47 (1,53)	4,08 (1,08)	-0,59 (-0,25)	1,89 (0,88)				0,04 (0,03)	-3,74 (-1,26)	0,40 (0,23)	-0,84 (-0,59)				11,02
0,25 (0,78)	4,30 (1,06)			-3,09 (-1,03)	1,19 (0,58)		0,12 (0,07)	-3,50 (-1,29)			2,00 (0,92)	-0,57 (-0,41)		10,97
0,32 (1,04)	8,12* (1,74)	-4,08 (-1,43)	2,81 (1,16)	-2,13 (-0,59)	3,87 (1,34)		0,40 (0,21)	-6,23* (-1,87)	2,97 (1,45)	-1,56 (-0,96)	1,72 (0,66)	-2,37 (-1,19)		14,12
0,43 (1,34)	4,90** (2,01)					-14,20 (-0,88)	0,00 (0,00)	-3,98** (-2,44)					8,50* (1,81)	8,87
0,30 (0,96)	9,44** (2,29)	-2,94 (-1,34)	0,85 (0,35)			-20,28 (-0,99)	-0,20 (-0,12)	-7,17** (-2,52)	2,13 (1,39)	-0,01 (-0,01)			11,03* (1,79)	12,54

Nota: *, ** significativo al 10% y 5% respectivamente.

(2002, 2005) y Nieto (2004), dada la capacidad explicativa que dicha variable muestra sobre el ciclo económico en nuestro país.

Los resultados obtenidos de la estimación de los diferentes modelos condicionales son presentados en la Tabla 9. Como cabía esperar en base a los resultados previos, observamos un comportamiento diferencial del premio por riesgo de mercado en función del estado de la economía para la mayor parte de los modelos estimados tanto en el análisis con carteras como con activos individuales. Sin embargo, no observamos dicho comportamiento diferencial para el resto de especificaciones de riesgo consideradas, a excepción del premio asociado al riesgo de insolvencia medido en base al trabajo de Vassalou y Xing (2004) para el que si se observa un comportamiento condicional con respecto al estado de la economía. Concretamente, observamos como dicho premio por riesgo es positivo y significativo tan sólo en periodos de recesión. Estos resultados dan soporte a los obtenidos anteriormente, así como a la argumentación de Aretz *et al.* (2010) y Chan *et al.* (2011) que ponen de manifiesto el carácter macroeconómico de esta fuente de riesgo.

6. CONCLUSIONES

El objetivo central del presente estudio ha consistido en analizar el papel de los riesgos de insolvencia y apalancamiento en el proceso de valoración de activos en el mercado bursátil español durante el periodo 1995-2010.

Teniendo en cuenta la evidencia empírica previa, realizamos un enfoque de valoración estático basado en el empleo de factores de riesgo contruidos a partir de la diferencia de rentabilidad de carteras asociados a los riesgos de endeudamiento e insolvencia son el mejor complemento a la cartera de mercado del capital para explicar las variaciones en las rentabilidades bursátiles, como proponen Ferguson y Shockley (2003), así como un indicador agregado de probabilidad de supervivencia es una fuente de riesgo sistemático alternativa a los factores tradicionales de Fama y French (1993), como proponen Vassalou y Xing (2004). Además, con el objetivo de unificar y comparar ambas metodologías, empleamos una única medida de riesgo de insolvencia basada en la probabilidad de quiebra basada en los precios de mercados de las acciones realizando para ello una aplicación empírica del modelo de Merton (1974).

El análisis empírico realizado en el presente estudio consta, en primer lugar, de un análisis de serie temporal con el objeto de comprobar cuál es el modelo que mejor ajusta las rentabilidades bursátiles. Posteriormente, realizamos un análisis de sección cruzada basado en la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973) para todo el periodo temporal objeto de estudio, así como por subperiodos. Por último, realizamos un análisis condicional ex-post en función del estado del mercado de los premios por riesgo obtenidos en sección cruzada, así como un análisis condicional escalar en función del estado de la economía.

Los resultados obtenidos tanto en el análisis de serie temporal como de sección cruzada ponen de manifiesto como la incorporación de fuentes de riesgo sistemático asociadas a la estructura financiera de la empresa mejoran los ajustes de modelos

tradicionales como el modelo de mercado de un solo factor o el modelo de tres factores de Fama y French (1993), corroborando los resultados obtenidos por la evidencia empírica internacional en relación a la importancia de estos riesgos en la valoración de activos.

Sin embargo, los análisis de sección cruzada condicional efectuados en este estudio nos indican además que si bien existe un significativo premio por riesgo de apalancamiento a lo largo de todo el periodo temporal, la significatividad del premio por riesgo asociado a la insolvencia está condicionada por el estado del mercado y de la economía. Estos resultados son los esperados en base a la teoría financiera que mantiene que se debe esperar una mayor retribución por invertir en empresas apalancadas. Pero que, sin embargo, también es de esperar que estos riesgos financieros de la empresa se agudicen especialmente en épocas de crisis.

Por último, este estudio pone de manifiesto la relevancia de la estructura financiera en el proceso de valoración de activos en el mercado bursátil español, así como la importante implicación del momento económico y bursátil en los resultados, pudiendo tener importantes implicaciones para otros ámbitos de las finanzas como son la medida del coste de capital de las empresas, la gestión de carteras o la elaboración de medidas alternativas de *performance*. Finalmente, consideramos que investigaciones futuras deberían ir encaminadas a la aplicación de estos resultados a otros campos de las finanzas en los que se tenga en consideración los riesgos de apalancamiento e insolvencia así como la dinámica de los premios por riesgo condicionados por el momento económico y de mercado.

REFERENCIAS

- ABÍNZANO, I.; MUGA, L., y SANTAMARÍA, R. 2010. ¿Es el efecto *momentum* exclusivo de empresas insolventes? *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 147: 445-470.
- ALTMAN, E. 1968. Financial ratios, discriminant ratios, and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23: 589-609.
- ALTMAN, E.; HARTZELL, J., y PECK, M. 1995. *Emerging Markets Corporate Bonds: A Scoring System*. New York: Salomon Brothers.
- ARETZ, K.; BARTRAM, S., y POPE, P. 2010. Macroeconomic risks and characteristic-based factor models. *Journal of Banking and Finance* 34: 1.383-1.399.
- ARETZ, K., y SHACKLETON, M. B. 2011. Omitted debt risk, financial distress and the cross-section of expected equity returns. *Journal of Banking and Finance* 35: 1.213-1.227.
- BANZ, R. 1981. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics* 9(1): 3-18.
- BYSTRÖM, H. 2006. Merton unravelled: A flexible way of modelling default risk. *Journal of Alternative Investments* 8 (4): 39-47.
- BLACK, F.; JENSEN, M., y SCHOLES, M. 1972. *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers: 79-121.
- BLACK, F., y SCHOLES, M. 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81: 637-654.

BOLSADE MADRID 2006. *Informe Anual de Mercado*. Disponible en <http://www.bolsasymercados.es/esp/publicacion/infmercado/2006/infmercado.htm> (acceso el 2 de septiembre de 2013).

CHAN, H.; FAFF, R., y KOFMAN, P. 2011. Is default risk priced in Australian equity? Exploring the role of the business cycle. *Australian Journal of Management* 36: 217-246.

CHELLEY-STEELEY, P. L., y STEELEY, J. M. 2005. The leverage effect in the UK stock market. *Applied Financial Economics* 15: 409-423.

CHEN, J.; CHOLLETE, L., y RAY, R. 2010. Financial distress and idiosyncratic volatility: An empirical investigation. *Journal of Financial Markets* 13: 249-267.

CHEN, N.F.; ROLL, R., y ROSS, S. A. 1986. Economic forces and the stock market. *Journal of Business* 59: 383-404.

CHOU, P. H.; KO, K. C., y LIN, S. J. 2010. Do relative leverage and relative distress really explain size and book-to-market anomalies? *Journal of Financial Markets* 13: 77-100.

COCHRANE, J. H. 1996. A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model. *Journal of Political Economy* 104: 572-621.

DEL BRÍO, E. 2010. Discusión sobre ¿Es el efecto *momentum* exclusivo de empresas insolventes? *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 147: 471-476.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; AGRAWAL, D., y MANN, C. 2001. Explaining the rate spread on corporate bonds. *Journal of Finance* 56(1): 247-277.

FAMA, E. F., y FRENCH, K. R. 1992. The cross section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47: 427-466.

— 1993. Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* 33(1): 3-56.

— 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance* 51: 55-84.

— 1973. Risk and return: some empirical tests. *Journal of Political Economy* 81: 607-636.

FERGUSON, M., y SHOCKLEY, R. 2003. Equilibrium «Anomalies». *Journal of Finance* 58: 2.549-2.580.

FORNER, C., y MARHUENDA, J. 2006. El efecto *momentum* en el mercado español de acciones. *Investigaciones Económicas* 30: 401-439.

FORNER, C.; SANABRIA, S., y MARHUENDA, J. 2009. Post-earnings announcement drift: Spanish evidence. *Spanish Economic Review* 11: 207-241.

GALLEGO, A.; GÓMEZ, J. C., y MARHUENDA, J. 1992. Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 92-13.

GEORGE, T. J., y HWANG, C. Y. 2010. A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics* 96: 56-79.

GHARGHORI, P.; CHAN, H., y FAFF, R. 2007. Are the Fama-French factors proxing default risk? *Australian Journal of Management* 32: 223-249.

GHARGHORI, P.; CHAN, H., y FAFF, R. 2009. Default risk and equity returns: Australian evidence. *Pacific-Basin Finance Journal* 17: 580-593.

GIBBONS, M. 1982. Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach. *Journal of Financial Economics* 10: 3-27.

GÓMEZ, J. C., y MARHUENDA, J. 1998. La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 97: 1.033-1.059.

- GÓMEZ-BEZARES, F.; MADARIAGA, J. A., y SANTIBÁÑEZ, J. 1994. *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Bilbao: Desclée de Brouwer.
- Gómez-Bezares, F. y Santibáñez, J. 2011. Perspectiva histórica de la financiación empresarial. *Revista de Contabilidad y Dirección* 12: 115-143.
- HAHN, J., y LEE, H. 2001. *An empirical investigation of risk and return under capital market imperfection*. Working paper, Columbia Business School.
- HILLEGEIST, S. A.; KEATING, E. K.; CRAM, D. P., y LUNDSTEDT, K. G. 2004. Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies* 9: 5-34.
- JAGANNATHAN, R., y WANG, Z. 1996. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance* 51: 3-53.
- LEWELLEN, J.; NAGEL, S., y SHANKEN, J. 2007. *A skeptical appraisal of asset pricing tests*. Working Paper, NBER 12360.
- LINTNER, J. 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* 47: 13-37.
- LÓPEZ, G., y MARHUENDA, J. 2005. ¿Determina el diferencial de información la valoración de activos? Una aproximación al mercado de capitales español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 127: 977-999.
- 2006. ¿Cómo afectan cambios en el consenso y la dispersión en la valoración de activos? *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 129: 251-274.
- López, G., Marhuenda, J. y Nieto, B. 2009. The relationship between risk and expected returns with incomplete information. *Investigaciones Económicas* 33 (1): 69-96.
- MACKINLAY, A., y RICHARDSON, M. 1991. Using generalized method of moments to test mean-variance efficiency. *Journal of Finance* 46: 511-527.
- MARHUENDA, J. 1998. Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 94: 13-36.
- MATALLÍN, J. C. 2005. Portfolio Performance: Factors or Benchmarks? Disponible en http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=760204 (consultado el 10 de octubre de 2013).
- MAYERS, D. 1972. Nonmarketable assets and capital market equilibrium under uncertainty, in Michael C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers.
- MERTON, R. C. 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41: 867-887.
- 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29: 449-447.
- NIETO, B. 2001. *Los Modelos Multifactoriales de Valoración de Activos: un análisis empírico comparativo*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 01-19.
- 2004. Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data. *Revista de Economía Financiera* 2: 80-108.
- NIETO, B., y RODRÍGUEZ, R. 2002. *The consumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset context*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 2002-24.
- 2005. Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo. *Investigaciones Económicas* 29: 33-71.
- NIETO, B., y RUBIO, G. 2002. El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 113: 697-723.
- OHLSON, J. A. 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18: 109-131.

PETTENGILL, G.; SUNDARAM, S., y MATHUR, I. 1995. The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30: 101-116.

RUBIO, G. 1988. Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market. *Journal of Banking and Finance* 12: 221-242.

— 1991. Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica. *Cuadernos Económicos de ICE* 49: 157-158.

SAMANIEGO, R.; TRUJILLO, A., y MARTÍN, J. L. 2007. Un análisis de los modelos contables y de mercado en la evaluación del riesgo de crédito: aplicación al mercado bursátil español. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa* 16: 93-110.

SENTANA, E. 1995. Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores. *Moneda y Crédito* 200: 133-167.

— 1997. Risk and return in the Spanish stock market: some evidence from individual assets. *Investigaciones Económicas* 21: 297-359.

SHANKEN, J. 1992. On the Estimation of Beta Pricing Models. *Review of Financial Studies* 5: 1-34.

— 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19: 425-442.

VASSALOU, M., y XING, Y. 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance* 49: 831-868.

