

Coasimetría idiosincrática y riesgo de insolvencia en el Mercado de valores español

Ana González-Urteaga, Luis Muga y Rafael Santamaria

Universidad Pública de Navarra

Abril 2014

Agradecimientos:

Deseamos agradecer la ayuda financiera del Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-35946-C02-01) y Ana González-Urteaga al Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-34268).

Resumen

En el presente trabajo se analiza la relación entre el riesgo asimétrico, aproximado por las medidas de coasimetría y coasimetría idiosincrática, y el riesgo de insolvencia en el mercado de valores español. Se ha encontrado que aquellos títulos con mayor riesgo asimétrico proporcionan mayores rentabilidades durante el periodo considerado, en especial aquellos con valores positivos de la medida de coasimetría idiosincrática. Sin embargo, ni los factores de riesgo contruidos en base a esta medida, ni el factor de riesgo de coasimetría proporcionan capacidad explicativa a las rentabilidades diferenciales de las carteras convencionales formadas por riesgo de insolvencia, siendo principalmente el factor tamaño (SMB) el que aporta explicación a dichas rentabilidades, tanto en periodos expansivos como durante el periodo de crisis financiera. Los factores de riesgo asimétrico únicamente presentan capacidad explicativa en el caso de carteras con riesgo de insolvencia más extremo y durante el periodo de crisis financiera internacional.

Palabras clave: Riesgo Asimétrico, Coasimetría Idiosincrática, Riesgo de Insolvencia.

Código JEL: G10, G12, G14.

Autor para correspondencia: Luis Muga. Departamento de Gestión de Empresas Universidad Pública de Navarra. Campus de Arrosadia s/n 31.006 (ESPAÑA). Tel: (34) 94816079. Fax (34) 948169404. E-mail: luis.muga@unavarra.es

Coasimetría idiosincrática y riesgo de insolvencia en el mercado de valores español.

1.- INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años de investigación en economía financiera se ha acrecentado el debate relativo a la inclusión del riesgo asimétrico en los modelos de valoración. Dadas las preferencias de los agentes por determinados tipos de distribuciones con asimetría positiva y baja curtosis, los primeros trabajos relativos a esta cuestión optaron por la consideración de momentos de orden superior (Kraus y Litzenberber, 1976). Posteriormente, diferentes autores han tratado de incluir este tipo de riesgo a través de factores que recogieran la exposición de los títulos a dichos momentos de mayor orden. De este modo, Harvey y Siddique (2000) proponen la consideración en los modelos de valoración de un factor de riesgo asociado a la medida de coasimetría de los títulos, Dittmar (2002) considera la incorporación de una medida de cocurtosis, o Mitton y Vorkink (2007) incluyen una medida relacionada con la asimetría idiosincrática.

Una alternativa diferente para incluir el riesgo asimétrico en los modelos de valoración consiste en considerar betas condicionales a momentos bajistas del mercado, tal y como proponen Bawa y Lindenberg (1977). En este sentido trabajos como Ang et al. (2006) o Van Vliet y Post (2004) han optado por medidas de este tipo para aproximar el riesgo asimétrico en el mercado de valores estadounidense, obteniendo evidencia de que dicho riesgo es valorado en el mercado.

Factores contruidos a partir de algunas de estas medidas de riesgo asimétrico han sido utilizados en modelos de valoración para tratar de explicar anomalías de los mercados de capitales, como el efecto *momentum*, [véase Fuertes et al. (2009) o Muga y Santamaría (2007)] o para evaluar las rentabilidades de fondos de inversión [véase, Rodríguez y Moreno (2009)]

Recientemente Chabi-Yo y Yang (2011), relajando algunos de los supuestos del trabajo de Mitton y Vorkink (2007), han estudiado cuál es el papel que juega en la valoración de activos la coasimetría idiosincrática. Dicha variable recoge la

covarianza entre la varianza idiosincrática y la rentabilidad de mercado. Estos autores aportan evidencia empírica de que, para estimaciones positivas de la coasimetría idiosincrática, existe una relación negativa entre la medida y las rentabilidades de los activos, mientras que para estimaciones negativas la relación es positiva. A partir de estos resultados, se construyen dos factores réplica asociados a la coasimetría idiosincrática positiva y negativa, respectivamente. Introduciendo dichos factores en los modelos de valoración encuentran que éstos son capaces de explicar varias anomalías en el mercado de valores estadounidense, destacando el efecto del riesgo de insolvencia entre aquellos títulos con valores extremos de la característica. En cambio, para este mismo mercado, Vassalou y Xing (2004) habían constatado que existe una relación entre su medida de riesgo de insolvencia y los factores tamaño (SMB) y *book-to-market* (HML) del modelo trifactorial de Fama y French (1993), resultado que entra en aparente contradicción con las conclusiones de Chabi-Yo y Yang (2011).

En el caso del mercado de valores español se dispone de evidencia parcial sobre el papel de diferentes medidas de riesgo asimétrico y del riesgo de insolvencia considerados de forma independiente. Así, en lo que refiere al riesgo asimétrico, la evidencia relativa a las medidas de coasimetría es mixta. Por un lado, Gallego y Marhuenda (1997) o Sánchez y Sentana (1998) no encuentran evidencia favorable a que medidas asociadas a la coasimetría de los títulos puedan explicar las rentabilidades de los activos. Por otro lado, trabajos más recientes, como Miralles et al. (2007) o Muga y Santamaría (2006), muestran que la inclusión de factores asociados a la coasimetría de las rentabilidades de las acciones mejoran los modelos tradicionales de valoración, ofreciendo capacidad explicativa adicional, si bien aquellas medidas relacionadas con betas condicionales al momento de mercado no presentan resultados satisfactorios.

En lo que refiere al riesgo de insolvencia, Miralles et al. (2013) no encuentran rentabilidades diferenciales significativas entre las carteras de alto y bajo riesgo de insolvencia, detectando la existencia de una prima por insolvencia asociada al factor de insolvencia propuesto por Vassalou y Xing (2004) únicamente en épocas de recesión, mientras que Abízano et al. (2010) muestran que el riesgo de insolvencia no es el factor determinante del efecto *momentum* en dicho mercado.

Dados estos antecedentes, el estudio de la relación entre riesgo asimétrico y riesgo de insolvencia se muestra relevante en el mercado de valores español por diversas razones. En primer lugar, por la consideración de una nueva medida de riesgo asimétrico, la coasimetría idiosincrática, no utilizada hasta el momento en el mercado de valores español, y que ha mostrado mejores resultados que la coasimetría en la valoración de activos en el mercado estadounidense, tal y como muestran Chabi-Yo y Yang (2011). La consideración de esta medida puede resultar relevante al existir resultados contrapuestos para otras medidas de riesgo asimétrico en nuestro mercado, tal y como se ha señalado con anterioridad. En segundo lugar, porque las relaciones mostradas en la evidencia previa para el mercado de valores estadounidense pueden verse alteradas por las características propias del mercado de valores español, al tratarse de un mercado en el que cotizan acciones de empresas relativamente grandes y con poca dispersión en la variable tamaño, si se comparan con los títulos que cotizan en la bolsa de Nueva York. En particular, Vassalou y Xing (2004) muestran una relación positiva entre riesgo de insolvencia y rentabilidades de los activos, mientras que Chabi-Yo y Yang (2011) encuentran una relación negativa cuando los títulos que se consideran en el análisis son los que presentan valores más extremos de la característica riesgo de insolvencia, y son los factores asociados al riesgo asimétrico los que pueden explicar esta relación negativa. Dada la relación existente entre tamaño y riesgo de insolvencia -en general son empresas más pequeñas las que suelen presentar mayores niveles de riesgo de insolvencia- es posible que las relaciones mostradas por Chabi-Yo y Yang (2011) no se manifiesten en nuestro mercado. Por último, dado que Miralles et al. (2013) muestran que el factor de riesgo de insolvencia únicamente es valorado en el mercado de valores español en épocas de crisis, y parece razonable asumir que el comportamiento del riesgo asimétrico es diferente en periodos de crisis que en periodos de estabilidad, al generarse en los primeros fuertes asimetrías negativas en las rentabilidades de los títulos, es interesante analizar si las relaciones entre riesgo de insolvencia y riesgo asimétrico son diferentes dependiendo del momento del ciclo bursátil.

En este contexto, el presente trabajo tiene un triple objetivo. En primer lugar, estudiar el comportamiento de la medida de coasimetría idiosincrática, propuesta por Chabi-Yo y Yang (2011) en el mercado de valores español, tanto en lo referido a las rentabilidades de carteras formadas en base a dicha variable como atendiendo a

sus características. En segundo lugar, analizar si esta medida de riesgo asimétrico presenta capacidad explicativa de las rentabilidades de las carteras extremas formadas en base al riesgo de insolvencia, tal y como muestran Chabi-Yo y Yang (2011) o, si por el contrario, son válidos los resultados de Vassalou y Xing (2004) en los que dicho riesgo de insolvencia se encuentra parcialmente explicado por los efectos tamaño y *book-to-market*, tal y como ya proponían Fama y French (1996). Por último, comprobar si las relaciones encontradas son estables, o por el contrario, dependen del ciclo bursátil.

En lo que sigue el trabajo se estructura de la siguiente manera: En la sección dos se presenta la base de datos utilizada, en la sección tres se describe la medida de coasimetría idiosincrática y se muestran los resultados de la evaluación de dicha medida en el mercado de valores español, en la cuarta sección se exponen los resultados del análisis del riesgo de insolvencia y su relación con el riesgo asimétrico medido a través de la coasimetría idiosincrática. Adicionalmente, como análisis de robustez, el riesgo asimétrico se aproxima a través de la coasimetría. Además, se realiza una comparativa de resultados y se analiza el comportamiento de las carteras más extremas en relación al riesgo de insolvencia y en diferentes periodos temporales. Por último, en la sección quinta se exponen las principales conclusiones.

2.- BASE DE DATOS

Los datos necesarios para la realización del trabajo se han extraído de la base *Thomson Financial*. Se han considerado aquellas empresas que cotizan en el mercado continuo español entre enero de 1992 y agosto de 2011. En primer lugar, se han extraído los precios ajustados de las acciones para el cálculo de rentabilidades diarias, necesarias para realizar la construcción de las medidas de riesgo asimétrico utilizadas, y mensuales. En segundo lugar, el resto de variables utilizadas, han sido extraídas de dicha base de datos con frecuencia mensual, considerando la variable tamaño como el logaritmo natural de la capitalización bursátil de cada empresa y siendo la ratio *book-to-market* el cociente entre el valor en libros y la capitalización de cada empresa. Después de aplicar varios filtros sugeridos en Ince y Porter (2006) para evitar errores derivados del uso de la base *Thomson Financial*, la muestra final ha quedado constituida por 212 empresas, con un mínimo de 70 al comienzo del periodo objeto de estudio y un máximo de 130 en

2007. Con objeto de disponer de una medida homogénea para todo el periodo considerado, como tipo de interés libre de riesgo se ha tomado la referencia de tipos de interés de convergencia de Maastrich (MCBY) publicados por EUROSTAT.

Partiendo de esta información se han calculado los diferentes factores de riesgo recogidos en los modelos de valoración tradicionales. En particular se han calculado los factores de mercado (RMRF), tamaño (SMB), *book-to-market* (HML) y *momentum* (MOM). El cómputo de dichos factores atiende a lo expuesto por Fama y French (1993) y Carhart (1997).

3.- EL EFECTO DE LA COASIMETRÍA IDIOSINCRÁTICA EN EL MERCADO DE VALORES ESPAÑOL.

3.1.-COASIMETRÍA IDIOSINCRÁTICA: RENTABILIDADES Y CARACTERÍSTICAS.

Chabi-Yo y Yang (2011), considerando dos tipos de inversores: tradicional y “*lotto*”¹, derivan un modelo que permite descomponer la rentabilidad esperada en exceso de un activo como:

$$E(R_i) - R_f = \lambda_M \beta_{i,M} + \lambda_{CSK} \beta_{i,CSK} + \lambda_{ISK} Skew_i + \lambda_{ICSK} \beta_{i,ICSK} \quad (1)$$

donde $\beta_{i,M}$, $\beta_{i,CSK}$ y $Skew_i$ son la beta, la coasimetría, y la asimetría idiosincrática del activo i , respectivamente. λ_M , λ_{CSK} y λ_{ISK} son el precio del factor de riesgo del mercado, coasimetría y asimetría idiosincrática. La beta de la coasimetría idiosincrática $\beta_{i,ICSK}$ recoge la covarianza entre la varianza idiosincrática de las rentabilidades del título individual y las rentabilidades de mercado, y viene dada por la siguiente expresión:

$$\beta_{i,ICSK} = \frac{Cov(R_M, [R_i - E(R_i)]^2)}{Var(R_M)} \quad (2)$$

Como señalan dichos autores, dicha beta mide directamente la relación entre la rentabilidad esperada de un activo y su contribución a la asimetría de la cartera.

¹ Un inversor “*lotto*” o en loterías es un inversor que tiene las mismas preferencias sobre la media y la varianza que un inversor tradicional, pero tiene preferencia por la asimetría (Véase Mitton y Vorkink, 2007). Ello significa que puede sacrificar eficiencia media varianza a favor de una mayor asimetría.

Para su cálculo se han utilizado datos diarios correspondientes al último año de cotización, exigiendo al menos 150 datos para evitar los problemas derivados de la negociación infrecuente. Según la predicción teórica, expuesta en el trabajo de Chabi-Yo y Yang (2011), y dadas las preferencias de los agentes por la asimetría, debería encontrarse una relación positiva entre coasimetría idiosincrática y las rentabilidades de los activos para valores negativos de la medida y una relación negativa entre coasimetría idiosincrática y rentabilidad para valores positivos de la medida. Es decir las menores rentabilidades deberían estar asociadas a valores extremos de la medida considerada, tanto positivos como negativos, y las mayores rentabilidades deberían estar asociadas a valores de la medida pequeños en valor absoluto.

Para comprobar el cumplimiento de esta relación teórica propuesta por Chabi-Yo y Yang (2011) en el mercado de valores español, al comienzo de cada mes se han ordenado los títulos de la muestra en función de la beta de coasimetría idiosincrática y se han formado 5 carteras equiponderadas basadas en los quintiles de la distribución. A continuación se han calculado las rentabilidades y las características relativas al tamaño y *book-to-market* de dichas carteras. Los resultados se muestran en el Cuadro 1, panel A. De acuerdo con las predicciones teóricas y los resultados empíricos expuestos por Chabi-Yo y Yang (2011) para el mercado de valores estadounidense, al clasificar los títulos en estas carteras se observa un comportamiento de las rentabilidades en forma de U invertida, es decir, para el periodo muestral comprendido entre enero de 1993 y agosto de 2011 se observa que las menores rentabilidades asociadas a las carteras formadas en base a la beta de coasimetría idiosincrática se corresponden con aquellas carteras con valores extremos de la misma, o muy positivos o muy negativos. No obstante, la diferencia de rentabilidades entre estos quintiles no resulta significativa a los niveles convencionales.

También se puede apreciar que las características tamaño y *book-to-market* muestran un comportamiento peculiar. Es decir, aquellas carteras más arriesgadas en términos de riesgo asimétrico presentan mayores tamaños y menores valores de la ratio *book-to-market*. Ello implica que las mayores rentabilidades asociadas a valores reducidos en valor absoluto de esta medida no deberían ser explicados, en

un entorno de valoración Fama-French, por los factores asociados al tamaño (SMB) o a la ratio *book-to market* (HML).

Para contrastar que no existe un factor de riesgo que esté enmascarando la diferencia de rentabilidades entre las carteras extremas se ha procedido a ajustar las rentabilidades de las carteras por tres de los modelos de valoración más extendidos en la literatura: CAPM, modelo trifactorial de Fama y French (1993) y modelo de cuatro factores de Carhart (1997), cuyas expresiones para las carteras diferenciales² se detallan a continuación:

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{dif}RMRF_t + \mu_{1,t} \quad (3)$$

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{dif}RMRF_t + s_{dif}SMB_t + h_{dif}HML_t + \mu_{2,t} \quad (4)$$

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{dif}RMRF_t + s_{dif}SMB_t + h_{dif}HML_t + m_{dif}MOM_t + \mu_{3,t} \quad (5)$$

donde $R_{dif,t}$ es la rentabilidad en tiempo de calendario de la cartera diferencial correspondiente, $RMRF_t$ es el exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, SMB_t es el factor asociado al tamaño, HML_t es el factor asociado al *book-to-market*, MOM_t es el factor asociado al momentum y, β_{dif} , s_{dif} , h_{dif} , y m_{dif} miden las sensibilidades de las rentabilidades de la cartera diferencial a dichos factores de riesgo³.

Después de ajustar por los modelos de valoración considerados se puede observar que las rentabilidades diferenciales de las carteras extremas siguen sin mostrarse significativas a los niveles convencionales (Cuadro 1, panel B). Por lo tanto, estos resultados preliminares encontrados en el mercado de valores español son consistentes con lo mostrado por la evidencia empírica internacional, en cuanto a la relación entre la medida de coasimetría idiosincrática y las rentabilidades de los activos.

² En el texto se han mostrado las expresiones para las carteras diferenciales. Lógicamente, para cada uno de los quintiles formados, la variable dependiente en el modelo de valoración es la rentabilidad en exceso de la cartera correspondiente sobre el activo libre de riesgo $R_{Qi}-R_f$.

³ Para evitar posibles problemas de multicolinealidad en los modelos de valoración debido a la correlación existente entre algunos de los factores construidos con el factor *momentum* (ver Cuadro 4) se ha optado por sustituir dicho factor en el modelo de Carhart (1997) por el residuo de la siguiente regresión $MOM_t = \alpha_t + \beta_{mom}RMRF_t + \mu_{mom,t}$.

A continuación se ha procedido a estudiar la relación entre las variables consideradas y la beta de la coasimetría idiosincrática, distinguiendo entre los valores positivos y los valores negativos, dado que Chabi-Yo y Yang (2011) proponen que pueden existir dos factores de riesgo asociados a dicha medida, uno a aquellos títulos que presentan valores positivos de la misma y otro a aquellos títulos que presentan valores negativos. Para ello, se ha repetido el procedimiento de construcción de carteras anterior clasificando los títulos que presentan valores positivos de la beta de coasimetría idiosincrática en quintiles y calculando las rentabilidades de cada cartera de forma equiponderada. Los resultados se muestran en el Cuadro 2. Como puede observarse, las rentabilidades de la cartera de títulos con beta de coasimetría idiosincrática menos positiva presentan mayores rentabilidades medias durante el periodo de análisis considerado en relación con las de la cartera de títulos con beta de coasimetría idiosincrática más positiva. Dicha diferencia asciende al 0,83% medio mensual que resulta significativo según el estadístico t.

Adicionalmente se aprecia que la cartera con mayor nivel de riesgo asimétrico asociado, es decir, aquella cartera con baja beta de coasimetría idiosincrática positiva, presenta menores niveles medios de la ratio *book-to-market* (0,7126) y mayores tamaños medios (20,4122), por lo que previsiblemente la rentabilidad diferencial entre las carteras con mayor y menor riesgo no debería ser explicada en un entorno de valoración Fama y French (1993). En este sentido, se puede observar que las alfas de los modelos de valoración utilizados para tratar de explicar la diferencia las rentabilidades entre las carteras extremas permanecen significativas, por lo que no se puede afirmar que dicha diferencia se deba a la exposición al riesgo de mercado, *tamaño*, *book-to-market*, o *momentum*. Estos resultados son consistentes con lo encontrado por Chabi-Yo y Yang (2011) en el mercado de valores estadounidense.

Posteriormente se ha repetido el procedimiento anterior, pero con aquellos títulos que presentan valores negativos de la medida de coasimetría idiosincrática. Los resultados, mostrados en el Cuadro 3, al igual que sucedía con la medida positiva de coasimetría idiosincrática, son consistentes, en media, con lo encontrado en el trabajo de Chabi-Yo y Yang (2011), en el sentido de que la cartera con una medida menos negativa de coasimetría idiosincrática presenta mayores rentabilidades que

la cartera formada por aquellos títulos con una medida más negativa. Sin embargo, los resultados, aunque consistentes en media, no lo son en la extensión de las predicciones teóricas realizadas por estos autores, ya que muestran un crecimiento monótono desde el quintil con menor valor de la medida, (0,01% medio mensual) hasta el cuarto quintil (1,04% medio mensual), pero dicho comportamiento monótono se rompe en el quintil con valores de la medida de coasimetría idiosincrática menos negativos (0,48% medio mensual). Además la diferencia de rentabilidades entre las dos carteras extremas, aunque se manifiesta con el signo esperado, no resulta significativa a niveles convencionales según el estadístico t utilizado.

En lo que se refiere a las características tamaño y *book-to-market* de las carteras formadas en base a esta medida se observa un comportamiento similar al mostrado por las rentabilidades, con una cartera que rompe el comportamiento monótono mostrado por el resto. El quintil formado por las acciones con una medida de coasimetría idiosincrática más negativa presenta menores tamaños (19,3971 medio mensual) que crecen monótonamente hasta el cuarto quintil, momento en el que se rompe dicho crecimiento. De forma similar, el primer quintil presenta mayores ratios *book-to-market* (1,0246 medio mensual) característica que decrece a lo largo de los quintiles y dicho comportamiento se rompe en el último quintil. Pero en cualquier caso, al igual que ocurría para la medida positiva de coasimetría idiosincrática, la cartera con baja coasimetría idiosincrática negativa (Q5), presenta menores niveles medios de la ratio *book-to-market* (0,6904) y mayores tamaños medios (20,4807) que la cartera de mayor coasimetría idiosincrática negativa (Q1), por lo que dicha rentabilidad diferencial entre la cartera con mayor y menor riesgo no debería ser explicada por los factores de Fama y French (1993).

El ajuste de las rentabilidades diferenciales de las carteras extremas por los modelos de valoración considerados, CAPM, Fama y French (1993) y modelo de cuatro factores de Carhart (1997), tampoco ha producido cambios importantes. De hecho, las rentabilidades anormales, recogidas por las alfas de los diferentes modelos, permanecen no significativas.

En resumen, al considerar la beta de la coasimetría idiosincrática como medida de riesgo asimétrico en el mercado de valores español, las rentabilidades asociadas a

las carteras se manifiestan, en media, en el sentido previsto. Además si se relacionan estas carteras con las variables tamaño y *book-to-market*, se observa que aquellas carteras que teóricamente presentan menores valores de riesgo asimétrico presentan mayores tamaños y menores valores de la ratio *book-to-market*, lo que interpretado en un contexto de valoración Fama y French (1993) representaría menores niveles de riesgo asociado a estas variables. Es más, al ajustar las rentabilidades de las carteras diferenciales por los diferentes modelos, no se producen cambios relevantes en las rentabilidades anormales, por lo que no se puede afirmar que dichas rentabilidades sean explicadas por los factores de riesgo convencionales. Por último, cabe destacar que la rentabilidad diferencial entre las carteras de alta y baja coasimetría idiosincrática es estadísticamente significativa únicamente para el caso en el que la medida sea positiva, por lo que los resultados son algo más débiles que los que muestran Chabi-Yo y Yang (2011) para el mercado de valores estadounidense. Esta diferencia puede ser debida, tal y como se ha puesto de manifiesto en la introducción, a las características propias del mercado de valores español en el que cotizan empresas con una menor dispersión en la variable tamaño.

3.2.- FACTORES DE RIESGO ASOCIADOS A LA COASIMETRÍA IDIOSINCRÁTICA.

En línea con Chabi-Yo y Yang (2011), una vez mostrada la existencia de primas asociadas a las medidas positiva y negativa de la coasimetría idiosincrática, se construyen dos factores de riesgo asimétrico asociados a dicha medida, utilizando una metodología de construcción de carteras réplica, similar a la que usan Fama y French (1993) para la construcción de sus factores SMB y HML o Harvey y Siddique (2000) para la construcción de su factor asociado a la medida de coasimetría.

El proceso es el siguiente: En primer lugar, se parte de los activos con una medida negativa de coasimetría idiosincrática y, al comienzo de cada mes, se ordenan los títulos en base a dicha medida construyéndose 3 carteras, una con el 30% de títulos con menor valor de la medida, otra con el 40% de títulos con un valor intermedio de la medida, y, por último la tercera cartera con el 30% de acciones con el valor de la medida menos negativo. Se calculan las rentabilidades de dichas carteras ponderadas por valor y se construye la cartera diferencial tomando la posición compradora en aquellos títulos con coasimetría idiosincrática más negativa y la

posición vendedora en aquellos títulos con coasimetría idiosincrática menos negativa. Dicha cartera diferencial (ICSK1) es la que se toma como factor de riesgo asociado a la medida de coasimetría idiosincrática negativa. En segundo lugar se repite el procedimiento anterior pero considerando como medida para formar carteras la coasimetría idiosincrática positiva, tomando la posición compradora en aquella cartera de títulos con una medida menos positiva y la posición vendedora en aquella cartera de títulos con una medida más positiva. En este caso la cartera diferencial (ICSK2) es la que aproxima el factor de riesgo asociado a la medida de coasimetría idiosincrática positiva⁴.

El Cuadro 4 muestra las correlaciones entre estos factores y los factores presentes en los modelos de valoración tradicionales. A pesar de que los resultados expuestos hasta el momento han mostrado una relación entre la medida de coasimetría idiosincrática y las características de tamaño y *book-to-market*, los coeficientes de correlación entre los factores no resultan excesivamente elevados. Pese a ello, es posible observar una correlación importante entre el factor de *momentum* y el factor que recoge el efecto de la coasimetría idiosincrática positiva, lo que sugiere que dicho factor podría explicar en parte el efecto *momentum* (en línea con los resultados de Muga y Santamaría, 2007, o Fuertes et al., 2009 para el factor de coasimetría). Además, se observa una correlación relativamente alta del factor de mercado con el *momentum* y los dos factores asociados a la coasimetría idiosincrática que habrá que tener en cuenta en los modelos de valoración utilizados para evitar problemas de multicolinealidad⁵.

4.- RIESGO DE INSOLVENCIA Y COASIMETRÍA IDIOSINCRÁTICA.

El sentido y el origen de las primas diferenciales entre carteras con alto y bajo riesgo de insolvencia es una cuestión que ha recibido mucho interés académico en los últimos años. Por un lado, diferentes trabajos como Dichev (1998), Griffin y Lemmon (2002) o Campbell et al. (2008) han encontrado relaciones negativas entre

⁴ Chabi-Yo y Yang (2011) construyen los factores de riesgo de coasimetría idiosincrática utilizando deciles para formar sus carteras. En el caso del mercado de valores español hemos utilizado el 30% de títulos más extremos, propuestos por Harvey y Siddique (2000) para construir su factor ligado a la coasimetría (SKS) por razones de diversificación. Los valores de rentabilidad media mensual de los factores ligados a la coasimetría idiosincrática son del -0,20% para ICSK1 y del 0,80% para ICSK2, el cual resulta significativo al 5% según el estadístico t utilizado.

⁵ En línea con lo realizado con el modelo de cuatro factores de Carhart (1997) para evitar problemas de multicolinealidad, cuando aparecen en los modelos de valoración tanto el factor de *momentum* como los factores de riesgo asimétrico se han utilizado los residuos de las siguientes regresiones para sustituir al factor de momentum $MOM_t = \alpha + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 ICSK1 + \beta_3 ICSK2 + \mu_{mom,t}$

las rentabilidades de los activos y el riesgo de insolvencia, es decir, en las carteras con mayores niveles de riesgo de insolvencia se encuentran menores rentabilidades. Por otro lado, Vassalou y Xing (2004) han mostrado una relación positiva entre las rentabilidades de los activos y la medida de riesgo de insolvencia en el mercado de valores estadounidense. Además prueban que una parte relevante de ese riesgo de insolvencia es explicado por los factores tamaño (SMB) y *book-to-market* (HML), especialmente el tamaño, proporcionando evidencia favorable a los argumentos de Fama y French (1996) que afirman que los factores de riesgo de su modelo trifactorial recogen parte del riesgo de insolvencia⁶. Más recientemente, Chabi-Yo y Yang (2011) utilizando la misma medida que Vassalou y Xing (2004), y también para el mercado estadounidense, encuentran una relación negativa entre el riesgo de insolvencia y las rentabilidades de los activos, cuando se consideran las carteras con riesgo de insolvencia bajo, por un lado, y extremadamente alto por otro⁷. Además, estos autores son capaces de explicar dicha relación a través de los factores de coasimetría idiosincrática.

En el caso del mercado de valores español, Miralles et al. (2013), utilizando una medida similar a estos dos trabajos, no han encontrado rentabilidades diferenciales entre la cartera de títulos con mayor riesgo de insolvencia y la cartera con menor nivel de dicho riesgo para el periodo completo analizado (1993-2011), si bien el factor de riesgo asociado a la insolvencia aparece valorado en periodos de recesión. Esta evidencia, unida a la controversia existente a nivel internacional entre los trabajos de Chabi-Yo y Yang (2011) frente a Vassalou y Xing (2004), plantea el interés por analizar estas cuestiones en el mercado de valores español. En concreto, en el presente epígrafe se estudia si realmente existen rentabilidades diferenciales entre las carteras formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia en el mercado de valores español, si dichas rentabilidades diferenciales son dependientes de la existencia de periodos de expansión o periodos de crisis financiera, y si el origen de las citadas rentabilidades diferenciales se puede explicar por medio de los factores Fama y French (1993) o existe una relación con las medidas de riesgo asimétrico, como defienden Chabi-Yo y Yang (2011). Finalmente se considerará si

⁶ Dicha relación también ha sido puesta de manifiesto por Abínzano et al. (2013) en mercados emergentes.

⁷ Estos autores utilizan el 1% (10%) de títulos con mayor (menor) riesgo de insolvencia para formar la cartera de alto (bajo) riesgo. Dicha elección resulta imposible de implementar en el mercado de valores español por razones de diversificación.

las diferencias entre los resultados del trabajo y los existentes para el mercado norteamericano pueden ser explicadas por las características de los activos que cotizan en el mercado español o por la existencia de una crisis bursátil al final del periodo muestral.

Para ello, se ha utilizado la misma medida de riesgo de insolvencia utilizada en los trabajos de Vassalou y Xing (2004), Chabi-Yo y Yang (2011), Abinzano et al. (2010) o Miralles et al. (2013), que está basada en los trabajos de Black y Scholes (1973) y Merton (1974) y que viene dada por la siguiente expresión:

$$P_{def,t} = N \left(- \frac{\ln \frac{V_{A,t}}{D_t} + \left(\mu_t - \frac{\sigma_{A,t}^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma_{A,t} \sqrt{T-t}} \right) \quad (6)$$

dónde $V_{A,t}$ es el valor de los activos de la empresa en el momento t , μ_t es la tasa de rentabilidad instantánea esperada de $V_{A,t}$, $\sigma_{A,t}$ es su volatilidad, D_t es el valor nominal de la deuda de la empresa, T el vencimiento de dicha deuda y $N(\cdot)$ es la probabilidad acumulada de la distribución normal. Para calcular los valores de $V_{A,t}$ y $\sigma_{A,t}$, se ha utilizado un procedimiento iterativo que parte del valor de mercado de las acciones de la empresa (veáse Vassalou y Xing, 2004). Finalmente y para evitar problemas con el retardo de la información contable se ha considerado la deuda corriente para los tres últimos trimestres del año y la deuda del año anterior para el primer trimestre, calculando el valor en libros de la deuda como la suma de la deuda a corto plazo más el 50% de la deuda a largo plazo.

La utilización de este tipo de medida, basada en datos de mercado, frente a medidas basadas en información contable presenta la ventaja de que no considera únicamente información pasada, sino que al utilizar el precio de mercado de los activos incorpora las expectativas de los agentes sobre las rentabilidades futuras de las acciones. Adicionalmente también tiene en consideración la volatilidad de los activos, de forma, que a igualdad de condiciones, presentará más riesgo de insolvencia aquel activo más volátil. Hillegeist et al. (2004) comparan esta medida

con la Z de Altman (1968) y con el O-score de Ohlson (1980) y muestran que proporciona significativamente más información acerca del riesgo de insolvencia de las empresas que estas medidas basadas en información contable.

Además, comparada con las calificaciones crediticias, como *proxy* del riesgo de insolvencia, la medida presenta varias ventajas. En primer lugar, la ausencia de retardo entre la variación de la calidad crediticia de un activo y su incorporación a la medida de riesgo. En segundo lugar, se puede obtener un valor diferenciado para cada empresa basado en su situación financiera, capitalización, y volatilidad, lo que nos permite realizar clasificaciones más precisas. Por último, no es necesario disponer de una calificación para obtener una medida del riesgo de insolvencia, lo que permite considerar mayor cantidad de activos en la muestra.

Siguiendo a Chabi-Yo y Yang (2011) o Abínzano et al. (2010) las acciones de bancos, empresas financieras y de seguros han sido excluidas de esta parte del análisis porque la diferente estructura de su balance hace que las estimaciones del riesgo de insolvencia resulten difícilmente comparables con el resto de las empresas. De este modo la muestra para esta parte del análisis ha quedado reducida a 171 empresas con un máximo de 112 en 2002 y un mínimo de 63 al comienzo del periodo objeto de estudio.

Una vez calculada la medida de insolvencia se han construido carteras equiponderadas en función de su valor. Es decir, al comienzo de cada mes se han ordenado los títulos atendiendo a esta medida y se han asignado a 5 carteras equiponderadas para cada uno de los 5 quintiles de la distribución. Se han calculado rentabilidades medias y las características *book-to-market*, tamaño, y coasimetría idiosincrática de cada una de las carteras.

En el panel A del Cuadro 5 se puede apreciar que, de forma consistente a lo encontrado por Miralles et al. (2013), para el periodo comprendido entre enero 1993 y agosto 2011, no existen rentabilidades diferenciales significativas entre la cartera con mayor riesgo de insolvencia y la cartera con menor riesgo de insolvencia. No obstante, las características de las diferentes carteras formadas atendiendo a la insolvencia sí muestran patrones claros, pudiéndose observar, por un lado, que la cartera de mayor riesgo de insolvencia presenta menores tamaños y mayores ratios

book-to-market o, lo que es lo mismo, sería una cartera también más arriesgada en un contexto de valoración Fama y French (1993). La interpretación de la característica de coasimetría idiosincrática asociada a estas carteras no resulta evidente, dado que al presentar menos riesgo asimétrico los valores extremos negativos y positivos se compensan al realizar el cálculo de las medias, enmascarando la posición de estas carteras frente a este tipo de riesgo.

Es conveniente señalar que los resultados expuestos hasta el momento podrían estar muy afectados por la existencia del periodo de crisis financiera al final de la muestra, dado que, como muestran Miralles et al. (2013), dicho riesgo parece que únicamente es valorado en el mercado de valores español en periodos de recesión. De este modo, cabría esperar una prima positiva asociada a la insolvencia (mayores rentabilidades esperadas en empresas con alto riesgo de insolvencia) en periodos expansivos y una prima negativa debida a la materialización de este riesgo en periodos de recesión.

Los resultados de los paneles B y C del Cuadro 5 confirman esta hipótesis. Para el periodo expansivo (panel B) se observan primas positivas por riesgo de insolvencia del 0,66% mensual que además son significativas al 10%, mientras que para el periodo de crisis financiera internacional (panel C) las primas por insolvencia son fuertemente negativas, alcanzando el -3,11% medio mensual, significativo al 5%. Para la realización de este análisis se ha situado el comienzo de la crisis financiera internacional en julio de 2007 cuando comenzaron a manifestarse sus primeros síntomas⁸.

A pesar de la diferencia en rentabilidades, el sentido de las características de las carteras formadas atendiendo a la medida de insolvencia permanece inalterado en los dos periodos analizados. La cartera con mayor riesgo de insolvencia es más arriesgada en términos de tamaño y *book-to-market*. Estos primeros resultados descriptivos proporcionarían apoyo a las hipótesis de Vassalou y Xing (2004) frente a lo encontrado por Chabi-Yo y Yang (2011). Es decir, el riesgo de insolvencia

⁸ Bearn Stearns anuncia en julio de 2007 la quiebra de dos de sus Hedge Funds debido a las pérdidas en hipotecas “subprime”.

estaría relacionado con los factores tamaño (SMB) y *book-to-market* (HML), y podría, por tanto, ser explicado por ellos.

4.1.- RIESGO DE INSOLVENCIA Y MODELOS DE VALORACIÓN TRADICIONALES.

Los resultados obtenidos hasta el momento han mostrado una relación entre las carteras formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia y las características tamaño y *book-to-market* de los títulos, siendo dicho resultado consistente con lo mostrado por Vassalou y Xing (2004) para el mercado de valores estadounidense.

En una segunda aproximación se han ajustado las rentabilidades de las carteras mostradas en el Cuadro 5 por los modelos de valoración CAPM, modelo trifactorial de Fama y French (1993), y modelo de cuatro factores de Carhart (1997) expuestos en las expresiones (3) a (5). El Cuadro 6 muestra las alfas de las carteras formadas en base a quintiles y el alfa de la cartera diferencial alto menos bajo riesgo de insolvencia tanto para el periodo completo como para cada uno de los diferentes subperiodos que se han considerado en el trabajo. Las rentabilidades anormales para el periodo completo relativas a la cartera diferencial “alto menos bajo riesgo de insolvencia” siguen siendo no significativas independientemente del modelo de valoración considerado. Para el periodo de expansión (panel B) se observa como las rentabilidades anormales se vuelven no significativas al ajustar tanto por CAPM, como por el modelo trifactorial, o por el modelo de cuatro factores y que el alfa del modelo va decreciendo según se añaden factores al modelo de valoración, lo que indicaría que los factores tamaño, *book-to-market*, y *momentum* tienen cierta capacidad explicativa del fenómeno de la insolvencia durante este periodo de tiempo. Por último, para el periodo de crisis financiera (panel C) se observa que el CAPM no es capaz de explicar las rentabilidades anormales negativas de la cartera diferencial, pero que al añadir los factores tamaño (SMB) y *book-to-market* (HML), dichas rentabilidades se vuelven no significativas. Mientras que si añadimos el factor de *momentum* al modelo la rentabilidad anormal negativa vuelve a crecer hasta el 1,40% mensual, en términos medios, que resulta significativa al 5%. Es decir, durante el periodo de crisis financiera los factores tamaño y *book-to-market* siguen teniendo capacidad explicativa del efecto del riesgo de insolvencia, mientras que el *momentum* presenta una relación contraria.

Por tanto, se puede afirmar que los resultados del Cuadro 6 para el mercado de valores español son consistentes con lo encontrado en el trabajo de Vassalou y Xing (2004) para el mercado de valores estadounidense y defendido por Fama y French (1996) en el sentido de que los factores tamaño (SMB) y *book-to-market* (HML) son capaces de explicar, al menos en parte, el efecto del riesgo de insolvencia.

4.2.- RIESGO DE INSOLVENCIA Y COASIMETRÍA IDIOSINCRÁTICA.

Hasta el momento los resultados se han mostrado consistentes con lo encontrado por Vassalou y Xing (2004). En este apartado se pretende analizar si los factores de riesgo asimétrico, propuestos en Chabi-Yo y Yang (2011), tienen capacidad explicativa adicional del efecto del riesgo de insolvencia en el mercado de valores español. Para ello se han ajustado las rentabilidades de las diferentes carteras mostradas en el Cuadro 5 por un modelo de dos factores asociados a la coasimetría idiosincrática y un modelo de 6 factores en el que se añaden estos dos factores al modelo de Carhart (1997):

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{ICSK1}ICSK1_t + \beta_{ICSK2}ICSK2_t + \mu_{4,t} \quad (7)$$

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{dif}RMRF_t + s_{dif}SMB_t + h_{dif}HML_t + m_{dif}MOM_t + \beta_{ICSK1}ICSK1_t + \beta_{ICSK2}ICSK2_t + \mu_{5,t} \quad (8)$$

donde $ICSK1_t$ y $ICSK2_t$ son los factores asociados a la coasimetría idiosincrática, mientras que β_{ICSK1} y β_{ICSK2} miden las sensibilidades de las rentabilidades de la cartera diferencial a dichos factores de riesgo.

Los resultados se muestran en el Cuadro 7. En el panel A se puede observar que las rentabilidades anormales para el periodo completo permanecen no significativas después de ser ajustadas por ambos modelos de valoración. Los coeficientes asociados a los factores de riesgo asimétrico resultan significativos, tanto para el factor ICSK1 como para el factor ICSK2, aunque no presentan los signos esperados⁹. Es decir, aparece una relación negativa entre el riesgo de insolvencia y el riesgo asimétrico. Además, al incluir todos los factores en el modelo de valoración

⁹ Recordar que por construcción el factor ICSK1 presenta signo negativo si se manifiesta el riesgo asimétrico en el sentido predicho por la teoría y, por lo tanto, su coeficiente debe interpretarse en el modelo de valoración correspondiente cuanto más negativo, mayor exposición al riesgo.

el coeficiente asociado al factor ICSK1 pierde su significación y se puede observar una fuerte exposición a los factores de mercado y tamaño (SMB) cuyos coeficientes son significativos al 5%.

Durante el periodo de expansión (panel B del Cuadro 7) las rentabilidades anormales después de ajustar por los factores de riesgo asimétrico son significativas con una media mensual del 0,83%, (antes de ajustar eran del 0,66%. Cuadro 5, panel B), mientras que solamente resulta significativo el coeficiente asociado al factor ICSK2 con signo negativo, lo que revela una exposición negativa al riesgo asimétrico. Si se añaden todos los factores, la rentabilidad anormal media se reduce al 0,44% mensual, siendo no significativa a los niveles convencionales, permitiendo observar que son los factores de mercado y SMB los que explican una parte importante de la rentabilidad diferencial.

Por último, durante el periodo de crisis financiera, panel C del Cuadro 7, las rentabilidades anormales negativas permanecen después de ajustar por los dos modelos de valoración considerados. No obstante, se sigue observando una exposición negativa al riesgo asimétrico y se constata que los factores de mercado y tamaño son capaces de explicar una porción importante de la rentabilidad anormal negativa también durante este periodo, mostrándose sus coeficientes altamente significativos y apreciándose una caída de la rentabilidad anormal al considerar el modelo completo¹⁰.

4.3.- RIESGO DE INSOLVENCIA Y COASIMETRÍA.

Hasta el momento la evidencia mostrada para el mercado de valores español resulta consistente con lo encontrado por Vassalou y Xing (2004) en el mercado de valores estadounidense, es decir, las primas asociadas a la insolvencia son explicadas en parte por los factores tamaño y *book-to-market* y se manifiesta contraria a lo mostrado por Chabi-Yo y Yang (2011) en el sentido de que dichas primas por insolvencia no parecen explicadas por medidas de riesgo asociadas a la coasimetría idiosincrática.

¹⁰ En el Cuadro 6 se puede observar que al ajustar simplemente por el modelo de Fama y French (1993) las rentabilidades anormales negativas resultan no significativas durante este periodo. Es decir, es la relación negativa con el factor de *momentum* la que provoca que al ajustar por el modelo completo vuelvan a aparecer las rentabilidades significativas.

Como prueba de robustez, en la presente sección se pretende contrastar si otra medida de riesgo asimétrico, como es la coasimetría, es capaz de explicar las primas por riesgo de insolvencia. Para explorar dicha cuestión, en primer lugar se ha construido la medida de coasimetría siguiendo el trabajo de Harvey y Siddique (2000):

$$CSK_{i,t} = \frac{E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t}^2)}{\sqrt{E(\varepsilon_{i,t}^2)E(\varepsilon_{m,t}^2)}} \quad (9)$$

donde $\varepsilon_{i,t}$ es el residuo de la regresión del exceso de rentabilidad del título i sobre el exceso de rentabilidad del mercado, y $\varepsilon_{m,t}$ es el residuo de la regresión del exceso de rentabilidad del mercado sobre una constante. Al igual que con la medida de coasimetría idiosincrática, para su cálculo se han utilizado datos diarios correspondientes al último año de cotización y exigiendo al menos 150 datos, para evitar los problemas derivados de la negociación infrecuente. Esta medida recoge la contribución de un título a la asimetría de la cartera, de manera que los inversores preferirán los títulos con coasimetría más positiva. Por tanto, la prima observada debiera ser negativa.

De forma similar a la que se ha realizado con las diferentes medidas de coasimetría idiosincrática, en primer lugar se han ordenado los títulos mensualmente en base a la medida de coasimetría, se han formado 5 carteras equiponderadas basadas en los quintiles de la distribución y se han calculado las rentabilidades de cada una de ellas. De forma consistente a la evidencia internacional previa (Harvey y Siddique, 2000), o a la disponible para el mercado español (Muga y Santamaría, 2006), las rentabilidades asociadas a carteras ordenadas por coasimetría se comportan en el sentido teóricamente predicho, es decir, dado que los agentes muestran preferencia por aquellos títulos con coasimetría positiva, estos deberían exhibir menores rentabilidades. No obstante, el comportamiento de dichas rentabilidades no es monótono a lo largo de los diferentes quintiles. Para nuestro periodo muestral comprendido entre enero de 1993 y agosto de 2011 las rentabilidades medias de la cartera con la medida de coasimetría más baja es del 0,53% mensual frente al 0,27% de la cartera con la medida de coasimetría más alta, si bien la diferencia entre ellas (0,26%) no resulta significativa a los niveles convencionales según el estadístico t utilizado.

De igual modo que sucedía para las medidas de coasimetría idiosincrática, al ajustar las rentabilidades por los diferentes modelos considerados se encuentra que ni el CAPM, ni el modelo trifactorial de Fama y French (1993), ni el modelo de Carhart (1997) producen cambios importantes en las rentabilidades anormales de la cartera diferencial, recogidos por las diferentes alfas de los modelos¹¹.

Para la construcción del factor de riesgo asociado a la coasimetría (SKS), propuesto por Harvey y Siddique (2000), al comienzo de cada mes se utiliza la medida de coasimetría para ordenar los activos. De este modo se construyen 3 carteras ponderadas por valor y se computa su rentabilidad al mes siguiente. Se denomina S⁻ a aquella cartera que comprende el 30% de títulos con coasimetría más negativa, S⁰ a aquella cartera que contiene en 40% intermedio de acciones, y S⁺ a la que comprende el restante 30% de acciones con mayor coeficiente de coasimetría. Al exceso de rentabilidad de la cartera S⁻ sobre la cartera S⁺ se le denomina SKS y será el factor utilizado en el presente trabajo para aproximar el riesgo asociado a la coasimetría. Una vez obtenido dicho factor, se ha realizado un procedimiento de ajuste de las rentabilidades anormales similar al que se realizó en el caso de la coasimetría idiosincrática utilizando el factor SKS propuesto en Harvey y Siddique (2000) en las siguientes expresiones:

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{SKS}SKS_t + \mu_{6,t} \quad (10)$$

$$R_{dif,t} = \alpha_{dif,t} + \beta_{dif}RMRF_t + s_{dif}SMB_t + h_{dif}HML_t + m_{dif}MOM_t + \beta_{SKS}SKS_t + \mu_{7,t} \quad (11)$$

donde SKS_t es el factor de riesgo asociado a la coasimetría, mientras que β_{SKS} mide la sensibilidad de las rentabilidades de la cartera diferencial a dicho factor de riesgo¹².

El Cuadro 8 muestra las rentabilidades anormales de las carteras formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia, así como las rentabilidades de la cartera diferencial después de ajustar por los modelos de riesgo que incluyen el factor de coasimetría SKS. En ningún caso dicho factor parece aportar una capacidad de

¹¹ Estos resultados están disponibles solicitándolos a los autores.

¹² En línea con lo realizado en regresiones anteriores, para evitar problemas de multicolinealidad, del factor de *momentum* con el de coasimetría se realiza la siguiente regresión auxiliar $MOM_t = \alpha + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 SKS_t + \mu_{mom,t}$

explicación de la prima de insolvencia. Las rentabilidades anormales de la cartera diferencial permanecen no significativas para el periodo completo, tanto después de ajustar por el factor de coasimetría como después de ajustar por el modelo de Carhart (1997) más el factor SKS. Para el periodo expansivo, después de ajustar por dicho factor las rentabilidades anormales medias resultan del 0,73% mensual siendo significativas al 5%, mientras que si se ajusta por el modelo completo caen al 0,34% mensual no significativo. Por último, para el periodo de crisis financiera internacional se continúan observando altas rentabilidades diferenciales negativas y significativas después de ajustar por el factor SKS (-3,23% mensual), rentabilidades que caen en valor absoluto después de considerar el modelo completo (-1,52% mensual)¹³.

Estos resultados son consistentes con los encontrados al utilizar los factores de coasimetría idiosincrática. Es decir, el riesgo asimétrico apenas aporta capacidad explicativa de las rentabilidades asociadas a la medida de insolvencia, ni en el periodo de expansión ni en el periodo de crisis financiera. Sin embargo, el modelo trifactorial de Fama y French (1993) sí aporta capacidad de explicación en ambos periodos, en particular, los factores de mercado y tamaño (SMB).

4.4.- COMPARATIVA DE RESULTADOS: ALGUNOS ASPECTOS ADICIONALES

Los resultados expuestos en el trabajo para el mercado de valores español aparentemente no se encuentran en línea con los mostrados por Chabi-Yo y Yang (2011) para el mercado estadounidense. No obstante, hay algunas razones que podrían explicar estas divergencias. En primer lugar, el tamaño medio de las empresas españolas admitidas a cotización en SIBE es mayor que el de las empresas admitidas a cotización en US¹⁴. En la medida en que el tamaño está ligado al riesgo de insolvencia, la muestra de empresas españolas estará sesgada

¹³ El análisis relativo a la coasimetría se ha replicado utilizando una medida construida con datos mensuales, dado que Ang et al. (2002) muestran que la utilización de datos diarios o mensuales es equivalente para la construcción de la medida suponiendo que las rentabilidades se extraen de distribuciones infinitamente divisibles. La medida de la expresión (8) se ha calculado utilizando 36 datos mensuales y exigiendo un mínimo de 24 datos, para evitar los problemas derivados de aquellos títulos que presentan una negociación infrecuente. Los resultados tanto para la prima de coasimetría como para el ajuste de rentabilidades de las carteras formadas en base a riesgo de insolvencia con el factor SKS son consistentes con los mostrados en el trabajo y están disponibles solicitándolos a los autores.

¹⁴ De acuerdo con los datos de *Datastream* para 2011 la bolsa de Nueva York contiene empresas muy pequeñas y muy grandes, ofreciendo una mayor dispersión de característica que la bolsa española. Además, el tamaño medio de las empresas cotizadas en la bolsa española es aproximadamente tres veces superior al de las empresas cotizadas en el NYSE.

hacia empresas menos arriesgadas debido a que el cumplimiento de las condiciones de cotización impide que empresas más pequeñas tengan acceso al mercado. Por otro lado, la dispersión de características de las empresas y, en concreto, de tamaño, es mucho mayor en el mercado americano, ya que en España las empresas que cotizan en bolsa son más homogéneas entre sí que lo que ocurre en los mercados anglosajones con mayor orientación hacia el mercado de capitales. Estas dos circunstancias podrían explicar, por sí mismas, la existencia de diferencias en resultados. Si únicamente atendemos a estas cuestiones, podría concluirse que, aunque los resultados no apoyan directamente a los expuestos por Chabi-Yo y Yang (2011) para el mercado americano, tampoco son necesariamente incompatibles puesto que las características muestrales asociadas con el estudio del mercado de valores español podrían explicar las diferencias encontradas. Nótese que la diferencia en el signo de las primas observadas también podría ser objeto de explicación asociada a aspectos muestrales o periodos temporales. De hecho, existe una diferencia a este respecto entre los resultados de Chabi-Yo y Yang (2011) con los de Vassalou y Xing (2004).

No obstante, hay un elemento adicional que puede ser interesante analizar. En nuestro caso, las carteras diferenciales de insolvencia han sido obtenidas de manera simétrica como los quintiles de la distribución. De esta forma, se analiza si la prima asociada a estas carteras diferenciales puede ser explicada por los factores de coasimetría idiosincrática. En cambio, en el trabajo de Chabi-Yo y Yang (2011), debido a la ausencia de detección de prima de insolvencia para las carteras diferenciales convencionales, construyen carteras utilizando el 1% (10%) de títulos con mayor (menor) riesgo de insolvencia para formar la cartera de alto (bajo) riesgo. Desafortunadamente no aportan un análisis de robustez que permita observar si la creación de carteras simétricas, estrategia usual en la literatura, o su ampliación del 10% al 15% o al 20%, altera los resultados. Esta información hubiese enriquecido notablemente sus resultados al permitir observar el carácter homogéneo de la relación o, por el contrario, si es un aspecto específico de los valores extremos escogidos para aproximar el riesgo de insolvencia. Además, hubiese favorecido las comparaciones con evidencias de otros mercados.

En nuestro caso, una elección tan reducida de porcentaje de títulos para construir las carteras, dado el bajo número de títulos que cotizan en el mercado de valores

español, resulta imposible de implementar por simples razones de diversificación. Pese a ello, hemos tratado de estudiar algunos estadios intermedios entre nuestro análisis inicial y el realizado por Chabi-Yo y Yang (2011). En concreto, el Cuadro 9 recoge los resultados de dos posiciones intermedias cada vez más cercanas a la construcción de carteras asimétricas realizada por estos autores (10%-20% y 5%-20%, alto – bajo riesgo de insolvencia). Los resultados son bastante sugerentes. De hecho, en el análisis del periodo completo se observa que la prima por insolvencia se va haciendo cada vez más negativa, aunque permanece no significativa, cuanto menor es el tamaño de la cartera extrema de mayor riesgo de insolvencia. En la sensibilidad de los factores se aprecia una disminución en el valor de ICSK1, mientras que el ICSK2 exhibe un aumento, resultado este último que se mantiene en el modelo de 6 factores.

El análisis por subperiodos permite apreciar que en expansión la prima sigue siendo positiva, aunque desaparece su significatividad cuando se incorpora el *momentum* y los factores de riesgo idiosincrático. En el modelo de 6 factores se observa que ICSK1 va ganando capacidad explicativa conforme las carteras son más extremas, mientras que el ICSK2 va perdiendo capacidad explicativa.

Por último, el periodo de crisis es, probablemente, el más interesante. Se observa que la prima por insolvencia es negativa y tanto mayor cuanto más extremas son las carteras analizadas. En el modelo de 6 factores, coincidiendo con lo obtenido en el análisis de sensibilidades individuales de los factores de coasimetría idiosincrática, se observa que ICSK1 carece de capacidad explicativa, mientras que el ICSK2 tiene una capacidad significativa que va creciendo cuanto más extremas son las carteras analizadas. No obstante, las primas no se encuentran totalmente explicadas por el modelo.

Los resultados obtenidos, en particular los relativos al periodo de crisis, son bastante similares a los obtenidos por Chabi-Yo y Yang (2011), lo que plantea una interpretación adicional a los resultados expuestos, centrada en el papel que tienen los factores de coasimetría idiosincrática para explicar las carteras extremas de riesgo de insolvencia. Según esta interpretación, el riesgo de insolvencia, en niveles no demasiado extremos, no estaría expuesto de manera significativa a los factores de riesgo asimétrico, siendo sus primas razonablemente explicadas por su

exposición a los factores tradicionales de tamaño y *book-to-market*. Sin embargo, las empresas con niveles extremos de riesgo de insolvencia, especialmente en el caso de las más insolventes, tienen exposiciones significativas que no están adecuadamente capturadas por los factores tradicionales, siendo los relacionados con la coasimetría idiosincrática más apropiados para recoger dicha exposición en momentos recesivos del ciclo económico, aunque en nuestro caso la capacidad explicativa de dichos factores no es total. Esta cuestión sugiere una interesante vía de investigación futura analizando distintos mercados y activos de forma que permita establecer controles asociados a los problemas derivados de las propias características de un mercado en particular, como el español, y que faciliten la construcción de carteras de distintos tamaños con objeto de analizar de manera más completa los resultados obtenidos para nuestro mercado doméstico.

5.- CONCLUSIONES.

La relación entre las rentabilidades de los activos y su riesgo de insolvencia es una cuestión que ha generado un importante debate en economía financiera en los últimos años. Mientras que algunos autores como, Dichev (1998), Griffin y Lemmon (2002) o Campbell et al. (2008), encuentran una relación negativa, Vassalou y Xing (2004) encuentran en el mercado de valores estadounidense una relación positiva, que puede ser explicada en parte por los factores SMB y HML, si se aproxima el riesgo de insolvencia con una medida basada en los trabajos de Black y Scholes (1973) y Merton (1974).

Más recientemente, utilizando la misma medida de riesgo de insolvencia, Chabi-Yo y Yang (2011) encuentran una relación negativa entre rentabilidades y activos con riesgo de insolvencia extremadamente elevado y afirman que dicha relación puede ser explicada por factores de riesgo ligados a la coasimetría idiosincrática de los títulos.

El presente trabajo ha analizado esta cuestión para el mercado de valores español ofreciendo evidencia de una relación positiva entre riesgo de insolvencia y rentabilidad de los activos en periodos expansivos, si bien, la existencia de un amplio periodo de crisis financiera internacional al final del periodo objeto de estudio hace que las rentabilidades diferenciales no resulten significativas para el periodo completo.

También se ha aportado evidencia de la existencia de primas por riesgo asimétrico en el sentido predicho por el trabajo de Chabi-Yo y Yang (2011), si bien aquellas asociadas a la medida de coasimetría idiosincrática negativa no resultan significativas. Por último, se ha observado que dichas medidas no tienen una capacidad explicativa importante sobre las rentabilidades anormales de las carteras formadas en base a quintiles de riesgo de insolvencia, y que, en todo caso, la relación es negativa. Estos resultados se han mostrado consistentes tanto en el periodo de expansión como en el periodo de crisis financiera internacional.

Los resultados obtenidos muestran que los factores de mercado y tamaño presentan capacidad explicativa de estas rentabilidades diferenciales, de forma consistente con lo mostrado por Vassalou y Xing (2004) en el mercado de valores estadounidense. Es decir, la evidencia relativa a la capacidad explicativa de las primas por riesgo de insolvencia para el mercado español se muestra más cercana al trabajo de estos autores que a los recientes resultados de Chabi-Yo y Yang (2011), bien es cierto que, dada la diferencia de características muestrales entre el mercado español y el estadounidense, los resultados encontrados no son necesariamente incompatibles con los expuestos por Chabi-Yo y Yang (2011). Es más, los resultados del último epígrafe sugieren que los resultados de Chabi-Yo y Yang (2011) permiten explicar las carteras de exposición extrema al riesgo de insolvencia, especialmente en momentos de recesión, mientras que los factores tradicionales de tamaño y *book-to-market*, en línea con lo señalado por Vassalou y Xing (2004), permiten aproximar razonablemente las primas en carteras con niveles no extremos de dicho riesgo. Este resultado constituye una interesante vía de investigación futura con el análisis de una muestra más amplia de mercados que permita establecer controles y filtros adicionales.

También es importante indicar que quizá habría que matizar algo las conclusiones puesto que se extraen sobre periodos de expansión y crisis bursátiles y estos análisis ligados a ciclos idealmente exigen disponer de un periodo temporal muy amplio para poder extraer conclusiones robustas sobre las relaciones estudiadas, en este caso, la relación entre riesgo de insolvencia y rentabilidad de los activos en el mercado de valores español. Desafortunadamente la ampliación de nuestro periodo muestral con datos de décadas anteriores a los noventa introduciría serios

problemas adicionales (cambio muy relevante en el sistema de formación de precios en el mercado de valores español, reducción significativa del número de títulos y de su liquidez, etc.) que podrían introducir ruido adicional sobre los resultados, impidiendo obtener las conclusiones nítidas perseguidas con la ampliación del periodo muestral.

Por último, conviene señalar que los resultados expuestos no se pueden extender a otros ámbitos, por lo que ello no descarta que el riesgo asimétrico pueda ser considerado como un factor de riesgo en nuestro mercado, tal y como se puede desprender de los trabajos de Muga y Santamaría (2006), Miralles et al. (2007) o Rodríguez y Moreno (2009). Si bien, dada la evidencia mostrada en el presente trabajo, su capacidad explicativa podría estar relacionada con acciones que presenten valores extremos de determinadas características y con materializaciones de ciertos riesgos que se manifiestan durante los periodos de crisis bursátil.

REFERENCIAS

Abínzano, I., Muga, L. Santamaría, R., 2010, “¿Es el efecto momentum exclusivo de empresas insolventes?” *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 147, 445 - 470.

Abínzano, I., Muga, L. Santamaría, R., 2013, “Does default probability matter in Latin American Emerging markets?” *Emerging Markets Finance and Trade*, 49, 5, 65 - 83.

Altman, E.I., 1968, “Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy” *Journal of Finance* 23, 589 – 609.

Ang, A., Chen, J., Xing, Y., 2002, “Downside risk and the momentum effect” Marshall School of Business Working paper Disponible en: <http://www.nber.org/papers/w8643>

Ang, A., Chen, J., Xing, Y., 2006, “Downside risk” *Review of Financial Studies*, 19, 1191 – 1239.

Bawa, V., Lindenberg, E., 1977,. “Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework” *Journal of Financial Economics*, 5, 189 - 200.

Black, F., Scholes, M., 1973, “The pricing of options and corporate liabilities”, *Journal of Political Economy*, 81, 637 - 654.

Campbell, J.Y., Hilscher, J., Szilagyi, J., 2008, “In search of distress risk” *Journal of Finance*, 63, 2899 – 2939.

Carhart, M., 1997, “On persistence in mutual fund performance” *Journal of Finance*, 52, 57 – 82.

Chabi-Yo, F., Yang, Y., 2011, “Idiosyncratic Coskewness and Equity return anomalies” Bank of Canada Working Paper 10/11 Disponible en: <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/05/wp10-11.pdf>

Dichev, I.D., 1998, “Is the risk of bankruptcy a systematic risk?”, *Journal of Finance*, 53, 1131-1147.

Dittmar, R., 2002, “Nonlinear pricing kernels, curtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns” *Journal of Finance* , 57, 369 – 403.

Fama, E.F., French, K.R., 1993, “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, 3 - 53.

Fama, E.F., French, K.R., 1996, “Multifactor explanation of asset pricing anomalies” *Journal of Finance*, 51, 55 – 84.

Fuertes, A.M., Miffre, J., Tan, W.H., 2009, “Momentum profits, non-normality risks and the business cycle” *Applied Financial Economics*, 19, 935 – 953.

Gallego, A., Marhuenda, J., 1997, "Riesgo sistemático, total y coasimetría en la valoración de activos" *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 90, 145 - 165.

Griffin, J., Lemmon, L., 2002, "Book-to-market equity, distress risk, and stock returns", *Journal of Finance*, 57, 2317 - 2336.

Harvey, C.R., Siddique, A., 2000, "Conditional Skewness in asset pricing tests" *Journal of Finance*, 55, 1263 - 1295.

Hillegeist, S.A., Keating, E.K., Cram, D.P., Lundstedt, K.G., 2004, "Assessing the Probability of Bankruptcy" *Review of Accounting Studies* 9, 5-34.

Ince, O.S., Porter, R.B., 2006 "Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with care!" *Journal of Financial Research*, 29, 463-479.

Kraus, A., Litzenberger R.H., 1976, "Skewness preference and the valuation of risk assets" *Journal of Finance*, 31, 1085-1100.

Merton, R.C., 1974, "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates", *Journal of Finance*, 29, 449 - 47.

Miralles Marcelo, J.L.; M.M. Miralles Quirós y J.L. Miralles Quirós ,2007, "Modelos de valoración de activos financieros con riesgo asimétrico". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 136, 791-808.

Miralles Marcelo, J.L.; M.M. Miralles Quirós y J.L. Miralles Quirós, 2013, "Estructura financiera de la empresa y valoración de activos en el mercado de valores español". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 160, 563-591.

Mitton, T., Vorkink, K., 2007, "Equilibrium, underdiversification and the preference for skewness" *Review of Financial Studies*, 20, 1255 - 1288.

Muga L., Santamaría R., 2006, "Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español" Documento de Trabajo de FUNCAS. N.272. Disponible en <http://www.funcas.ceca.es/>

Muga, L., Santamaría, R., 2007, "Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español", *Investigaciones Económicas*, 31, 323 - 340.

Newey, W.K., West, K.D. 1987, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703 - 708.

Ohlson, J., 1980, "Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy". *Journal of Accounting Research*, 18, 109 - 131.

Rodriguez, R., Moreno, D., 2009, "The value of coskewness in mutual fund performance evaluation" *Journal of Banking and Finance*, 33, 1664 - 1676.

Sánchez, P.L., Sentana, E., 1998, "Mean-variance-skewness analysis: An application to risk premia in the Spanish stock market". *Investigaciones Económicas*, 22, 5-17.

Van Vliet, P., Post, T., 2004, "Conditional Downside Risk and the CAPM". ERIM Report Series Reference No. ERS-2004-048-F&A. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=797286>

Vassalou, M., Xing, Y., 2004, "Default risk in equity returns", *Journal of Finance*, 49, 831 - 868.

CUADRO 1

Rentabilidades de carteras ordenadas por coasimetría idiosincrática

*Este cuadro muestra las rentabilidades desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de coasimetría idiosincrática, así como las rentabilidades de la cartera diferencial (Alta – Baja). Adicionalmente se muestran las características book-to-market y tamaño y la rentabilidad ajustada, expresada a través del alfa de los modelos CAPM, trifactorial de Fama y French, y modelo de 4 factores de Carhart (1997). Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL A: Características carteras por coasimetría idiosincrática						
RENT	0,0003	0,0059	0,0046	0,0043	0,0023	0,0020
BTM	0,8303	0,7038	0,6731	0,7192	0,7957	
TAM	19,8604	20,5909	20,7061	20,3498	19,5698	
PANEL B: Alfas carteras por coasimetría idiosincrática						
CAPM ALPHA	-0,0053	0,0004	-0,0007	-0,0011	-0,0033	0,0020
3 FACTOR ALPHA	-0,0047 #	0,0004	-0,0010	-0,0009	-0,0029	0,0018
4 FACTOR ALPHA	-0,0046 #	0,0001	-0,0009	-0,0027	-0,0027	0,0019

CUADRO 2

Rentabilidades de carteras ordenadas por coasimetría idiosincrática positiva

*Este cuadro muestra las rentabilidades desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de coasimetría idiosincrática positiva, así como las rentabilidades de la cartera diferencial (Alta – Baja). Adicionalmente se muestran las características book-to-market y tamaño, la rentabilidad ajustada, expresada a través del alfa de los modelos CAPM, trifactorial de Fama y French, y modelo de 4 factores de Carhart (1997) y los coeficientes asociados a los factores para la estimación del modelo de cuatro factores. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
Características carteras por coasimetría idiosincrática positiva						
RENT	0,0085	0,0021	-0,0001	0,0002	0,0001	-0,0083 *
BTM	0,7126	0,7108	0,7590	0,7748	0,8115	
TAM	20,4122	20,2749	19,9711	19,6757	19,1931	
Alfas carteras por coasimetría idiosincrática positiva						
CAPM ALPHA	0,0032	-0,0033	-0,0055	-0,0052	-0,0056	-0,0088 *
3 FACTOR ALPHA	0,0031	-0,0034	-0,0055 #	-0,0049	-0,0044	-0,0075 *
4 FACTOR ALPHA	0,0031	-0,0034	-0,0054 #	-0,0046	-0,0043	-0,0074 *
Coefficientes asociados a los factores en el modelo de Carhart						
RMRF	0,6472 *	0,8224 *	0,8042 *	0,8260 *	1,1490 *	0,5018 *
SMB	0,4057 *	0,4809 *	0,6150 *	0,4991 *	1,2635 *	0,8579 *
HML	0,2201 *	0,2603 *	0,2961 *	0,1577	0,4333 *	0,2132
MOM	-0,0064	-0,0292	-0,0449	-0,3104 *	-0,1873 #	-0,1809

CUADRO 3

Rentabilidades de carteras ordenadas por coasimetría idiosincrática negativa

Este cuadro muestra las rentabilidades desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de coasimetría idiosincrática negativa, así como las rentabilidades de la cartera diferencial (Alta – Baja). Adicionalmente se muestran las características book-to-market y tamaño, la rentabilidad ajustada, expresada a través del alfa de los modelos CAPM, trifactorial de Fama y French, y modelo de 4 factores de Carhart (1997) y los coeficientes asociados a los factores para la estimación del modelo de cuatro factores. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
Características carteras por coasimetría idiosincrática negativa						
RENT	0,0000	0,0026	0,0047	0,0104	0,0048	0,0048
BTM	1,0246	0,7927	0,6935	0,6871	0,6904	
TAM	19,3971	20,1914	20,5137	20,6834	20,4807	
Alfas carteras por coasimetría idiosincrática negativa						
CAPM ALPHA	-0,0057	-0,0029	-0,0007	0,0050 #	-0,0005	0,0052
3 FACTOR ALPHA	-0,0051	-0,0027	-0,0004	0,0044 #	-0,0011	0,0040
4 FACTOR ALPHA	-0,0049	-0,0026	-0,0003	0,0045 #	-0,0010	0,0038
Coefficientes asociados a los factores en el modelo de Carhart						
RMRF	1,0614 *	0,8631 *	0,8368 *	0,7463 *	0,6588 *	-0,4026 *
SMB	1,0969 *	0,6121 *	0,5339 *	0,3829 *	0,3546 *	-0,7423 *
HML	0,4280 *	0,2656 *	0,2047 #	0,2763 *	0,2694 *	-0,1586
MOM	-0,2458 *	-0,0772	-0,0704	-0,1225	-0,0575	0,1884 #

CUADRO 4

Coefficientes correlación factores de riesgo

Este cuadro muestra los coeficientes de correlación entre los diferentes factores de riesgo considerados en el trabajo. Siendo RMRF el factor de mercado, SMB el factor asociado al tamaño, HML el factor asociado a la ratio book-to-market, MOM el factor asociado al momentum, ICSK1 el factor asociado a la medida de coasimetría idiosincrática negativa, y ICSK2 el factor asociado a la medida de coasimetría idiosincrática positiva.

	RMRF	SMB	HML	MOM	ICSK1	ICSK2
RMRF	1	-	-	-	-	-
SMB	-0,144	1,000	-	-	-	-
HML	-0,103	-0,226	1,000	-	-	-
MOM	-0,248	-0,183	-0,115	1,000	-	-
ICSK1	0,226	0,097	-0,114	-0,033	1,000	-
ICSK2	-0,242	-0,109	-0,020	0,270	-0,098	1,000

CUADRO 5

Rentabilidades de carteras ordenadas por riesgo de insolvencia

*Este cuadro muestra las rentabilidades desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 (panel A) de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia utilizada, así como las rentabilidades de la cartera diferencial (Alto – Bajo). Adicionalmente se muestran las características book-to-market, tamaño y coasimetría idiosincrática. Los paneles B y C muestran estos mismos resultados para los periodos de “Expansión” y “Crisis financiera internacional” respectivamente. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL A: Características carteras por riesgo insolvencia: Periodo completo						
RENT	0,0050	0,0034	0,0037	0,0037	0,0032	-0,0018
ICSK	-0,0041	-0,0043	-0,0028	-0,0032	-0,0040	
BTM	0,5569	0,5954	0,6999	0,8175	0,9835	
TAM	20,2080	20,5091	20,1722	19,5687	18,8637	
PANEL B: Características carteras por riesgo insolvencia: Periodo Expansión						
RENT	0,0099	0,0103	0,0112	0,0131	0,0165	0,0066 #
ICSK	-0,0046	-0,0049	-0,0027	-0,0028	-0,0048	
BTM	0,5772	0,6074	0,7104	0,8102	0,9551	
TAM	20,0495	20,3561	20,1514	19,4570	18,5983	
PANEL C: Características carteras por riesgo insolvencia: Crisis Financiera						
RENT	-0,0119	-0,0206	-0,0224	-0,0293	-0,0430	-0,0311 *
ICSK	-0,0024	-0,0022	-0,0030	-0,0046	-0,0011	
BTM	0,4863	0,5537	0,6631	0,8430	1,0825	
TAM	20,7596	21,0415	20,2445	19,9576	19,7871	

CUADRO 6

Rentabilidades anormales carteras ordenadas por riesgo de insolvencia: Modelos de valoración tradicionales

*Este cuadro muestra las rentabilidades ajustadas por riesgo de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia, así como las rentabilidades ajustadas de la cartera diferencial (Alto – Bajo), Dichas rentabilidades están expresadas utilizando el alfa de los modelos CAPM, trifactorial de Fama y French, y modelo de 4 factores de Carhart (1997) desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 (panel A). Los paneles B y C muestran estos mismos resultados para los periodos de “Expansión” y “Crisis financiera internacional” respectivamente. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL A: Alfas modelos de valoración: Periodo Completo						
CAPM ALFA	-0,0048 *	-0,0066 *	-0,0064 *	-0,0065 #	-0,0071	-0,0023
FF ALFA	-0,0050 *	-0,0062 *	-0,0066 *	-0,0064 *	-0,0059 *	-0,0009
MOM ALFA	-0,0049 *	-0,0062 *	-0,0066 *	-0,0063 *	-0,0056 *	-0,0008
PANEL B: Alfas modelos de valoración: Periodo Expansión						
CAPM ALFA	-0,0030	-0,0032	-0,0027	-0,0012	0,0017	0,0046
FF ALFA	-0,0043 #	-0,0040	-0,0051 *	-0,0038	-0,0012	0,0031
MOM ALFA	-0,0044 #	-0,0041	-0,0053 *	-0,0039	-0,0013	0,0030
PANEL C: Alfas modelos de valoración: Crisis Financiera						
CAPM ALFA	-0,0105 *	-0,0172 *	-0,0185 *	-0,0241 *	-0,0340 *	-0,0235 *
FF ALFA	-0,0059	-0,0105 *	-0,0070 #	-0,0108 *	-0,0137 *	-0,0079
MOM ALFA	-0,0070	-0,0112 #	-0,0102 *	-0,0150 *	-0,0210 *	-0,0140 *

CUADRO 7

Rentabilidades anormales carteras ordenadas por riesgo de insolvencia: Modelos de valoración con Coasimetría Idiosincrática

*Este cuadro muestra las rentabilidades ajustadas por riesgo de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia, así como las rentabilidades ajustadas de la cartera diferencial (Alto – Bajo). Dichas rentabilidades están expresadas utilizando el alfa del modelo con los dos factores asociados a la coasimetría idiosincrática (ICSK1 Y ICSK2) y el alfa del modelo de Carhart (1997) ampliado con estos dos factores desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 (panel A). Adicionalmente se muestran los coeficientes asociados a los factores de riesgo para los dos modelos utilizados. Los paneles B y C muestran estos mismos resultados para los periodos de “Expansión” y “Crisis financiera internacional” respectivamente. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL A: Alfas y sensibilidades factores: Periodo Completo						
ALFA ICSK	-0,0034	-0,0043	-0,0037	-0,0031	-0,0026	0,0008
ALFA MOM+ICSK	-0,0052 *	-0,0063 *	-0,0065 *	-0,0059 *	-0,0049 #	0,0004
Sensibilidades modelo dos factores ICSK						
ICSK1	0,1071	0,1477	0,1611	0,2115 #	0,2465	0,1394 #
ICSK2	-0,0892 *	-0,1596 *	-0,2038 *	-0,2701 *	-0,3767 *	-0,2874 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK						
RMRF	0,5818 *	0,7214 *	0,7811 *	0,8778 *	1,0610 *	0,4791 *
SMB	0,2773 *	0,4217 *	0,5478 *	0,7725 *	1,3028 *	1,0255 *
HML	0,1400	0,1445	0,3045 *	0,3584 *	0,4201 *	0,2801 #
MOM	-0,1117	-0,0284	-0,0502	-0,1008	-0,2853 *	-0,1736 #
ICSK1	-0,0252	-0,0221	-0,0189	0,0023	-0,0260	-0,0008
ICSK2	0,0428	0,0075	-0,0163	-0,0514	-0,0942 *	-0,1370 *
PANEL B: Alfas y sensibilidades factores: Periodo Expansión						
ALFA ICSK	0,0005	0,0013	0,0024	0,0050	0,0087	0,0083 #
ALFA MOM+ICSK	-0,0046 #	-0,0041 #	-0,0051 *	-0,0029	-0,0002	0,0044
Sensibilidades modelo dos factores ICSK						
ICSK1	0,0816	0,0832	0,0929	0,1627	0,1479	0,0663
ICSK2	-0,0878 #	-0,1465 *	-0,1814 *	-0,2853 *	-0,3345 *	-0,2467 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK						
RMRF	0,5708 *	0,6935 *	0,7682 *	0,8314 *	0,9612 *	0,3904 *
SMB	0,2725 #	0,3976 *	0,4811 *	0,7351 *	1,3499 *	1,0774 *
HML	0,1615	0,1166	0,3116 *	0,3206 *	0,3749 *	0,2134
MOM	-0,1037	-0,0057	0,0618	0,0109	-0,1519 #	-0,0482
ICSK1	-0,0391	-0,0672	-0,0657	-0,0079	-0,0447	-0,0056
ICSK2	0,0353	0,0115	0,0006	-0,0778 *	-0,0711 #	-0,1064 *

CUADRO 7 (Continuación)
Rentabilidades anormales carteras ordenadas por riesgo de insolvencia:
Modelos de valoración con Coasimetría Idiosincrática

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL C: Alfas y sensibilidades factores: Crisis Financiera						
ALFA ICSK	-0,0162 #	-0,0220 *	-0,0227 *	-0,0307 *	-0,0394 *	-0,0232 *
ALFA MOM+ICSK	-0,0076 #	-0,0109 #	-0,0096 #	-0,0152 *	-0,0198 *	-0,0122 *
Sensibilidades modelo dos factores ICSK						
ICSK1	0,1257	0,2538	0,2727	0,2337	0,3731	0,2474
ICSK2	-0,0920	-0,1997	-0,2702	-0,2224	-0,4972 *	-0,4052 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK						
RMRF	0,6340 *	0,7436 *	0,7787 *	0,8951 *	1,1545 *	0,5205 *
SMB	0,2658 *	0,3524 *	0,5549 *	0,6778 *	0,9523 *	0,6865 *
HML	-0,0610	0,0827	0,1648	0,2006	0,0340	0,0950
MOM	-0,1335	-0,0768	-0,2792 #	-0,3917 *	-0,5901 *	-0,4566 *
ICSK1	-0,0187	0,0989	0,0812	0,0059	0,0337	0,0523
ICSK2	0,0670	-0,0193	-0,0505	0,0402	-0,1505	-0,2175 *

CUADRO 8

Rentabilidades anormales carteras ordenadas por riesgo de insolvencia: Modelos de valoración con Coasimetría

*Este cuadro muestra las rentabilidades ajustadas por riesgo de las carteras equiponderadas en quintiles formadas en base a la medida de riesgo de insolvencia, así como las rentabilidades ajustadas de la cartera diferencial (Alto – Bajo). Dichas rentabilidades están expresadas utilizando el alfa del modelo que incluye el factor asociado a la medida de coasimetría (SKS) y el alfa del modelo de Carhart (1997) ampliado con este factor desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 (panel A). Adicionalmente se muestran el coeficiente asociado al factor de riesgo del primer modelo. Los paneles B y C muestran estos mismos resultados para los periodos de “Expansión” y “Crisis financiera internacional” respectivamente. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	ALTA-BAJA
PANEL A: Alfas y sensibilidades SKS: Periodo Completo						
ALFA SKS	-0,0039	-0,0055	-0,0051	-0,0050	-0,0054	-0,0015
ALFA MOM+SKS	-0,0052 *	-0,0068 *	-0,0070 *	-0,0067 *	-0,0062 *	-0,0009
Sensibilidades modelo SKS						
SKS	-0,1301 #	-0,1374	-0,1975 *	-0,2472	-0,2715 *	-0,1414
PANEL B: Alfas y sensibilidades SKS: Periodo Expansión						
ALFA SKS	0,0004	0,0009	0,0020	0,0041	0,0077	0,0073 #
ALFA MOM+SKS	-0,0048 #	-0,0047 #	-0,0056 *	-0,0043 #	-0,0014	0,0034
Sensibilidades modelo SKS						
SKS	-0,1518 *	-0,1961 *	-0,2722 *	-0,3206 *	-0,4009 *	-0,2491 *
PANEL C: Alfas y sensibilidades SKS: Crisis Financiera						
ALFA SKS	-0,0191 *	-0,0284 *	-0,0303 *	-0,0370 *	-0,0514 *	-0,0324 *
ALFA MOM+SKS	-0,0076 #	-0,0130 #	-0,0114 *	-0,0158 *	-0,0227 *	-0,0152 *
Sensibilidades modelo SKS						
SKS	0,0074	0,2457	0,2924	0,2292	0,5752	0,5679 #

CUADRO 9

Rentabilidades anormales carteras diferenciales por riesgo de insolvencia: Modelos de valoración con Coasimetría Idiosincrática

*Este cuadro muestra las rentabilidades ordinarias y ajustadas por riesgo de las carteras diferenciales (Alto – Bajo) riesgo de insolvencia, formadas en base a quintiles (Q-Q), decil – quintil (D-Q), y 5% alto riesgo – quintil (5%-Q). Las rentabilidades ajustadas están expresadas utilizando el alfa del modelo con los dos factores asociados a la coasimetría idiosincrática (ICSK1 Y ICSK2) y el alfa del modelo de Carhart (1997) ampliado con estos dos factores desde Enero de 1993 hasta Agosto de 2011 (panel A). Adicionalmente se muestran los coeficientes asociados a los factores de riesgo para los dos modelos utilizados. Los paneles B y C muestran estos mismos resultados para los periodos de “Expansión” y “Crisis financiera internacional” respectivamente. Los signos * y # denotan significatividad con un nivel del 5 y el 10% respectivamente según el estadístico t con la corrección de Newey y West (1987).*

CARTERAS	Q-Q	D-Q	5%-Q
PANEL A: Alfas y sensibilidades factores: Periodo Completo			
RENT	-0.0018	-0.0027	-0.0043
ALFA IDCSK	0.0008	0.0003	-0.0012
ALFA MOM+ICSK	0.0004	-0.0004	-0.0018
Sensibilidades modelo dos factores ICSK			
ICSK1	0.1394 #	0.0994	0.0280
ICSK2	-0.2874 *	-0.3417 *	-0.3708 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK			
RMRF	0.4791 *	0.5232 *	0.5201 *
SMB	1.0255 *	1.3211 *	1.4198 *
HML	0.2801 #	0.4313 *	0.4542 *
MOM	-0.1736 #	-0.2681 *	-0.4526 *
ICSK1	-0.0008	-0.0567	-0.1312
ICSK2	-0.1370 *	-0.1659 *	-0.1904 #
PANEL B: Alfas y sensibilidades factores: Periodo Expansión			
RENT	0.0066 #	0.0099 #	0.0106 #
ALFA ICSK	0.0083 #	0.0119 *	0.0127 *
ALFA MOM+ICSK	0.0044	0.0074	0.0080
Sensibilidades modelo dos factores ICSK			
ICSK1	0.0663	-0.0392	-0.1467
ICSK2	-0.2467 *	-0.2659 *	-0.2571 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK			
RMRF	0.3904 *	0.3890 *	0.3654 *
SMB	1.0774 *	1.2832 *	1.2593 *
HML	0.2134	0.2928	0.3486
MOM	-0.0482	-0.1259	-0.2144
ICSK1	-0.0056	-0.1053	-0.2045 *
ICSK2	-0.1064 *	-0.1160	-0.1165

CUADRO 9 (Continuación)
Rentabilidades anormales carteras diferenciales por riesgo de
insolvencia: Modelos de valoración con Coasimetría Idiosincrática

CARTERAS	Q-Q	D-Q	5%-Q
PANEL C: Alfas y sensibilidades factores: Crisis Financiera			
RENT	-0.0311 *	-0.0462 *	-0.0561 *
ALFA ICSK	-0.0232 *	-0.0352 *	-0.0435 *
ALFA MOM+ICSK	-0.0122 *	-0.0190 *	-0.0246 *
Sensibilidades modelo dos factores ICSK			
ICSK1	0.2474	0.3424 #	0.3457
ICSK2	-0.4052 *	-0.5654 *	-0.7057 *
Sensibilidades modelo seis factores ICSK			
RMRF	0.5205 *	0.6493 *	0.7840 *
SMB	0.6865 *	1.1183 *	1.5060 *
HML	0.0950	0.1927	-0.2340
MOM	-0.4566 *	-0.5221 *	-0.8313 *
ICSK1	0.0523	0.0612	-0.0880
ICSK2	-0.2175 *	-0.3295 *	-0.4013 #