

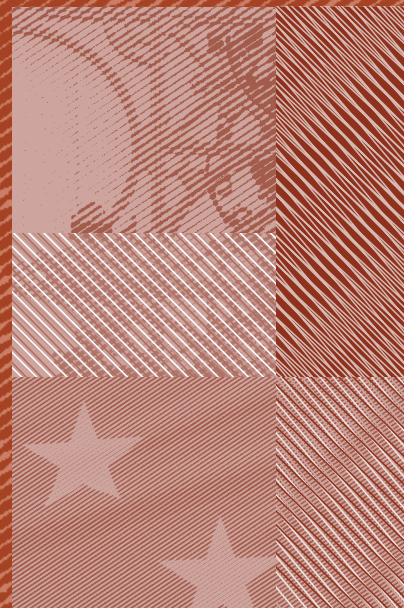
**PUNTO DE QUIEBRA IMPLÍCITO
EN LA PRIMA DE *CREDIT*
*DEFAULT SWAPS***

2006

Francisco Alonso, Santiago Forte
y José Manuel Marqués

**Documentos de Trabajo
N.º 0639**

BANCO DE ESPAÑA
Eurosistema



PUNTO DE QUIEBRA IMPLÍCITO EN LA PRIMA DE *CREDIT DEFAULT SWAPS*

PUNTO DE QUIEBRA IMPLÍCITO EN LA PRIMA DE *CREDIT DEFAULT SWAPS* (*)

Francisco Alonso ()**

BANCO DE ESPAÑA

Santiago Forte ()**

ESADE – UNIVERSITAT RAMON LLULL

José Manuel Marqués ()**

BANCO DE ESPAÑA

(*) Lo contenido en este artículo representa las opiniones de los autores y en ningún caso las del Banco de España. Los autores agradecen los comentarios de Roberto Blanco, Juan Ayuso, Fernando Restoy, J. Ignacio Peña, Carmen Ansotegui y Victoria Esteban.

(**) falonso@bde.es, santiago.forte@esade.edu y manuel-m@bde.es.

El objetivo de la serie de Documentos de Trabajo es la difusión de estudios originales de investigación en economía y finanzas, sujetos a un proceso de evaluación anónima. Con su publicación, el Banco de España pretende contribuir al análisis económico y al conocimiento de la economía española y de su entorno internacional.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos de Trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con los del Banco de España o los del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET, en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2006

ISSN: 0213-2710 (edición impresa)
ISSN: 1579-8666 (edición electrónica)
Depósito legal: M.10056-2007
Imprenta del Banco de España

Abstract

Este trabajo aplica la metodología desarrollada por Forte y Peña (2006) para extraer el punto de quiebra implícito en la prima de *credit default swaps*. Además de considerar una muestra internacional de empresas más amplia (96 compañías norteamericanas, europeas y japonesas) y un intervalo de tiempo mayor (2001-2004), se introducen dos aportaciones significativas con respecto a la metodología original. Por un lado los costes de quiebra son calibrados, permitiendo que la ratio de recuperación promedio de cada sector se ajuste a su media histórica. Por otro, y a partir de la muestra de indicadores de punto de quiebra para cada compañía-año obtenida, se propone un modelo econométrico para tales indicadores que excluye cualquier referencia al mercado de derivados de crédito. El modelo permite por tanto estimar el punto de quiebra recurriendo únicamente al mercado de acciones. En comparación con otras alternativas para fijar el punto de quiebra en ausencia de *credit default swaps* (como punto de quiebra óptimo para los accionistas, punto de quiebra del modelo Moody's-KMV o nominal de la deuda), el uso fuera de la muestra del modelo econométrico mejora significativamente la capacidad del modelo estructural propuesto por Forte y Peña (2006) para diferenciar entre compañías con calificación de inversión (CDS inferior a 150 puntos básicos) y aquellas con calificación de no inversión.

JEL: G13, G33.

Palabras clave: Riesgo de crédito, modelo estructural, punto de quiebra implícito, *credit default swap*.

1 Introducción

Un elemento central en los modelos estructurales de riesgo de crédito es la definición de un proceso estocástico para el valor total de los activos de la empresa, y el supuesto de que el impago se produce cuando dicho valor alcanza un determinado umbral mínimo. Este umbral suele recibir el calificativo de punto de quiebra o punto de fallido¹.

El contraste empírico de estos modelos consiste, de forma habitual, en analizar su capacidad para generar primas de crédito que sean consistentes con las observadas en otros mercados como el de deuda. Dicho contraste se ve normalmente dificultado por el hecho de que buena parte de los parámetros comunes a la mayoría de modelos estructurales no son directamente observables. Este es el caso por ejemplo de la volatilidad del valor total de los activos, de los potenciales costes de quiebra o del punto de fallido². Como resultado el investigador se enfrenta a la necesidad de definir un procedimiento para la estimación de los parámetros, lo que hace finalmente que el contraste se convierta en un test simultáneo sobre el modelo y sobre el procedimiento de estimación.

En un trabajo reciente Forte y Peña (2006) (FP de ahora en adelante) proponen un modelo estructural consistente en una versión modificada del conocido modelo de Leland y Toft (1996). Un aspecto diferenciador del trabajo de FP es que conjuntamente con el modelo, se propone un procedimiento concreto para la determinación de los parámetros. La metodología propuesta (modelo teórico y procedimiento de estimación) presenta dos características fundamentales. En primer lugar la consideración de que los costes de quiebra pueden asumirse iguales a cero a la hora de valorar los activos totales de la compañía, aunque resulten relevantes de cara a la valoración la deuda. La razón estriba en que tales costes no afectan al valor total de los activos, sino únicamente al porcentaje de estos que quedará en manos de los acreedores en caso de quiebra. En este sentido FP adoptan una aproximación similar a la propuesta por Goldstein, Ju y Leland (2001). El segundo aspecto clave es la determinación del punto de fallido. FP proponen calibrar este parámetro a partir de la información disponible en otros mercados, y en particular en el de *credit default swaps* (CDS). Dicho procedimiento resulta análogo a la determinación de la volatilidad de las acciones a partir del precio de sus opciones asociadas.

FP demuestran que la metodología descrita permite generar, para la mayor parte de empresas, primas de crédito a partir de la capitalización bursátil y de un reducido número de datos contables, que estarían en línea con las observadas en el mercado de bonos o el de CDS. De este modo los autores son capaces de analizar, sobre la base de una medida homogénea como es la prima de crédito, la distinta velocidad con la que los tres mercados (bonos, CDS y acciones) incorporan nueva información en relación con el riesgo de crédito. FP concluyen que el mercado de acciones lidera a los otros mercados a la hora de incorporar esta información, sin un patrón de liderazgo claro entre el mercado de bonos y el de CDS.

1. La posibilidad de impago se restringe en ocasiones a determinados periodos. En el trabajo pionero de Merton (1974), por ejemplo, este sólo puede tener lugar al vencimiento de la deuda. Es por otro lado habitual en este tipo de modelos hablar indistintamente de impago o quiebra, aunque ambos eventos no tienen por qué ir necesariamente asociados. Tal indistinción se aplicará también en el presente trabajo.

2. Si bien el punto de fallido no es observable, muchos modelos suministran una guía para su determinación. Este es el caso por ejemplo de los modelos con punto de quiebra endógeno.

Una limitación del procedimiento propuesto por FP radica en que no es aplicable a empresas sin CDS ni bonos razonablemente líquidos, siendo precisamente en estos casos cuando la información que se pueda generar a partir del mercado de acciones resultará más valiosa. En este trabajo analizamos la determinación del punto de quiebra cuando la única información de mercado disponible es aquella que proporciona el mercado de acciones. Para ello consideramos una muestra internacional de empresas más amplia que en FP (96 compañías norteamericanas, europeas y japonesas) y que abarca además un periodo mayor (2001-2004). Sobre esta muestra aplicamos la metodología descrita de cara a obtener el indicador de punto de quiebra (ratio entre punto de quiebra y nominal de la deuda total) para cada observación empresa-año. Una aportación fundamental respecto al trabajo de FP es que en lugar de considerar los costes de quiebra exógenos como hacen estos autores, tales costes son calibrados en función del sector. El objetivo es que terminado el proceso de estimación de los indicadores de punto de fallido, no sólo se repliquen las primas observadas en el mercado de CDS, sino que se obtenga una ratio de recuperación esperada para cada sector ajustado a la evidencia histórica. La principal conclusión de aplicar este procedimiento es que los costes de quiebra estarían de media en torno a un 60% del valor de los activos de la empresa, muy por encima de lo tradicionalmente asumido por la literatura³. A raíz de estos resultados cabría interpretar estos costes en un sentido amplio e incluir, además de los costes legales, la pérdida de rentas futuras en que la empresa incurre debido al potencial cese de operaciones.

A partir de las series de primas en el mercado de acciones y en el mercado de CDS, llevamos a cabo un análisis de *price discovery* con objeto de aportar mayor evidencia sobre este proceso. En línea con los resultados obtenidos por FP encontramos que el mercado de acciones lidera al mercado de CDS en la incorporación de nueva información sobre el riesgo de crédito. Esta conclusión resulta válida para todos los periodos (2001, ..., 2004) y áreas económicas consideradas (EEUU, zona del euro y Japón).

A continuación, y partiendo de la muestra de indicadores de punto de fallido por calibración con el mercado de CDS obtenida, se desarrolla un modelo econométrico para tales indicadores. El modelo es capaz de representar hasta un 84% de la variabilidad en el indicador de punto de impago utilizando un número muy reducido de variables explicativas. Entre estas variables se excluye cualquier referencia al mercado de CDS, siendo por tanto el modelo susceptible de aplicación a empresas para las que no se dispone de datos sobre este mercado.

Como paso siguiente estimamos el indicador de punto de quiebra para cada empresa-año de la muestra a partir del modelo econométrico, y recalculamos las series de primas en el mercado de acciones utilizando estos nuevos indicadores. Encontramos que si bien el estimador del indicador de punto de quiebra resulta insesgado fuera de la muestra (conduce en media al mismo valor sugerido por los CDS), la alta sensibilidad de la prima estimada respecto de este parámetro puede producir desviaciones significativas respecto de la prima observada en el mercado de CDS, especialmente cuando lo que se obtiene es una sobreestimación del punto de impago. La utilización del modelo permite sin embargo clasificar las compañías en distintos niveles de riesgo de crédito con mayor precisión que otros procedimientos. Este es el caso por ejemplo cuando lo que se pretende es diferenciar entre compañías con calificación de inversión y compañías con calificación de no inversión. En concreto, planteada la hipótesis nula de que el CDS de una empresa está por debajo

3. Tanto Forte y Peña (2006) como Leland (2004) asumen un valor del 30%.

de 150 puntos básicos (pb) para una fecha concreta (lo que equivale a mostrar calificación de inversión), el uso de los indicadores generados por el modelo econométrico es, de todas las alternativas posibles a la calibración directa con CDS, el procedimiento que manteniendo el nivel de significatividad por debajo del 10%, supone una mayor potencia para el contraste (69%, frente al 30% de la mejor alternativa consistente en utilizar el punto óptimo teórico).

El resto del trabajo se distribuye como sigue: La sección 2 repasa la metodología FP. La sección 3 analiza la muestra de empresas y la implementación del procedimiento descrito en la sección 2. La sección 4 estudia el proceso de *price discovery*. La sección 5 desarrolla el modelo econométrico, mientras que la sección 7 contrasta su utilidad de cara a una posible aplicación fuera de la muestra. La sección 8 ofrece finalmente las principales conclusiones del estudio.

2 La metodología Forte y Peña (2006)

La metodología FP supone esencialmente una modificación al modelo de Leland y Toft (1996), además de un procedimiento para estimar el punto de quiebra a partir de la información sobre la prima de crédito en mercados distintos al de acciones, y en particular en el de CDS.

El modelo original de Leland y Toft (1996), parte del supuesto de que el valor total de los activos de la empresa, V , evoluciona según el siguiente proceso de difusión continuo

$$dV = (\mu - \delta)Vdt + \sigma Vdz \quad (1)$$

donde μ y σ representan el retorno esperado de V y su volatilidad, respectivamente; δ la proporción del valor total de los activos dedicada al pago a inversores (intereses y dividendos), y z describe un proceso browniano estándar. Bajo estos supuestos, Leland y Toft (1996) demuestran que el valor en cualquier instante t de un bono con madurez τ , principal $p(\tau)$, cupón $c(\tau)$, y cuyo tenedor recibe en caso de impago una fracción $\rho(\tau)$ del valor de los activos, vendrá recogido por la siguiente expresión

$$d(V, \tau, t) = \frac{c(\tau)}{r} + e^{-r\tau} \left[p(\tau) - \frac{c(\tau)}{r} \right] [1 - F(\tau)] + \left[\rho(\tau)V_B - \frac{c(\tau)}{r} \right] G(\tau) \quad (2)$$

donde r es el tipo libre de riesgo V_B el punto de quiebra. Las expresiones $F(\tau)$ y $G(\tau)$ vendrán a su vez dadas por

$$F(\tau) = N[h_1(\tau)] + \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-2a} N[h_2(\tau)]$$

$$G(\tau) = \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-a+z} N[q_1(\tau)] + \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-a-z} N[q_2(\tau)]$$

con

$$q_1(\tau) = \frac{-b - z\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}; \quad q_2(\tau) = \frac{-b + z\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

$$h_1(\tau) = \frac{-b - a\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}; \quad h_2(\tau) = \frac{-b + a\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

$$a = \frac{r - \delta - \sigma^2/2}{\sigma^2}; \quad b = \ln\left(\frac{V}{V_B}\right); \quad z = \frac{[(a\sigma^2)^2 + 2r\sigma^2]^{1/2}}{\sigma^2}$$

Partiendo de la ecuación (2), FP sugieren expresar el punto de fallido V_B como una fracción β del nominal de la deuda total P . Asumiendo entonces que cada acreedor recibe en caso de impago una fracción de ese valor (neto de costes de quiebra) proporcional al peso del nominal de su deuda respecto a la deuda total, se obtiene la siguiente expresión alternativa para el valor del bono⁴

$$d(V, \tau, t) = \frac{c(\tau)}{r} + e^{-r\tau} \left[p(\tau) - \frac{c(\tau)}{r} \right] [1 - F(\tau)] + \left[(1 - \alpha)\beta p(\tau) - \frac{c(\tau)}{r} \right] G(\tau) \quad (3)$$

donde $\alpha \in [0,1]$ representa los costes de quiebra.

El valor total de la deuda, $D(V, t)$, será por otra parte la suma del valor de todos los bonos individuales. Si asumimos que hay N bonos emitidos, y si denotamos por τ_i el nominal del i -ésimo bono, entonces

$$D(V, t) = \sum_{i=1}^N d(V, \tau_i, t) \quad (4)$$

Otra ecuación fundamental en la metodología FP es la que relaciona el valor del capital propio, $S(V, t)$, con el valor de los activos totales de la empresa

$$S(V, t) = V(t) - D(V, t | \alpha = 0) \quad (5)$$

donde $D(V, t | \alpha = 0)$ representa el valor de la deuda bajo el supuesto de que los costes de quiebra son iguales a cero. La intuición para que α no entre en la expresión que define $S(V, t)$, aunque sí afecte a la valoración de la deuda conforme a las expresiones (3) y (4), es que los accionistas no se verán directamente afectados por la pérdida de valor de mercado de la empresa en caso de quiebra, al ser los acreedores los únicos que soportan este coste⁵.

2.1 Procedimiento de Calibración

La prima de crédito proporcionada por el modelo estructural en cada instante t , se determina como la prima teórica de emitir a la par un bono con madurez igual a la de los CDS que se utilizarán posteriormente para la calibración de β , y que supondremos igual a 5 años. En concreto, dicho bono debería pagar un cupón tal que se verifique la siguiente condición

$$d(V, 5, t | p) = p \quad (6a)$$

Si denotamos este cupón como $c_t(5, p)$, la rentabilidad del bono será

$$y_t^E(5) = \frac{c_t(5, p)}{p} \quad (6b)$$

con lo que la prima obtenida a partir del modelo estructural responderá al diferencial entre dicha rentabilidad y el tipo libre de riesgo

$$ICS_t = y_t^E(5) - r \quad (6c)$$

4. Véase también Leland (2004).

5. Para una discusión de este punto véase Forte y Peña (2006).

Para aplicar este procedimiento es necesario disponer para cada momento t de información relativa a:

- I.1. Valor de la empresa V_t .
- I.2. Nominal de la deuda total P_t .
- I.3. Tipo libre de riesgo r_t .
- I.4. Payout δ_t .
- I.5. Volatilidad σ_t .
- I.6. Costes de quiebra α_t .
- I.7. Indicador de punto de fallido β_t .

FP proponen entonces considerar constantes la volatilidad, los costes de quiebra y el indicador de punto de fallido, y permitir que el resto de variables dependan de t . Con objeto de determinar estas variables se recogerán en primer lugar los siguientes datos:

D1. Datos diarios de capitalización bursátil

Como veremos a continuación, la estimación del valor total de los activos a partir de la capitalización bursátil conforme a la expresión (5), es el elemento clave que permite traducir la información proporcionada por el mercado de acciones en términos de primas de crédito.

D2. Datos contables referidos a:

D.2.1. Obligaciones a corto plazo (STL).

D.2.1. Obligaciones a largo plazo (LTL).

D.2.3. Pago de intereses (IE).

D.2.4. Pago de dividendos (CD).

Estos datos contables estarán disponibles típicamente con una frecuencia trimestral, semestral o anual, por lo que se propone llevar a cabo algún tipo de interpolación con objeto de traducirlos a datos diarios.

Las obligaciones totales (TL) serán la suma de las obligaciones a corto y largo plazo. De este modo se tiene que

$$P_t = TL_t; \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

El payout δ_t se expresará por su parte como

$$\delta_t = \frac{CD_t + IE_t}{V_t}; \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

Asumido entonces un valor para β , se puede estimar la serie del valor total de los activos V_t , así como la volatilidad σ , mediante el siguiente algoritmo:

- 1) Proponer un valor inicial para σ , σ_0 .
- 2) Tomando como base la serie de capitalización bursátil observada, S_t , estimar la serie V_t tal que la relación expresada en (5) se cumpla para todo t .
- 3) Estimar la volatilidad de V_t , σ_1 , a partir de la serie obtenida en (2).
- 4) Concluir si $\sigma_1 = \sigma_0$. En caso contrario proponer σ_1 en el paso 1 y repetir hasta la convergencia.

Este procedimiento exige, sin embargo, determinar el valor total de la deuda cuando los costes de quiebra son cero, $D(V, t | \alpha = 0)$. A partir de la ecuación (4), e imponiendo $\alpha = 0$, es posible expresar dicho valor como la suma de bonos individuales. Se hace por tanto necesario interpretar la información disponible sobre la deuda (obligaciones a corto y largo plazo, así como pago de intereses) en forma de tales bonos. FP sugieren considerar que la empresa mantiene un total de diez; Uno con el nominal de la deuda a corto y madurez igual a un año, y nueve con madurez de 2 a 10 años, respectivamente, y nominal cada uno igual a 1/9 de la deuda a largo. A cada uno de estos diez bonos se le asigna además un cupón, el cual representará una fracción del pago anual de intereses proporcional al peso del nominal del bono sobre el nominal de la deuda total.

El tipo de interés libre de riesgo a aplicar a cada uno de estos bonos será el tipo *swap* correspondiente a su vencimiento. Habrá por tanto que recoger también la siguiente información:

D.3. Datos diarios del tipo *swap* de 1 a 10 años, esto es, $r_t^s(\tau); \tau = 1, \dots, 10$.

Lo que al mismo tiempo proporciona el tipo a aplicar en (5)

$$r_t = r_t^s(5); \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

Respecto a los costes de quiebra FP proponen siguiendo trabajos anteriores [Leland (2004)] un valor fijo para todas las empresas, en concreto

$$\alpha = 0,3 \quad (10)$$

con lo que el único parámetro por determinar es β .

Se asume entonces la siguiente relación entre las series *ICS* y *CDS*

$$ICS_t = CDS_t \times e^{\varepsilon_t} \quad (11)$$

donde los ε_t son errores *i.i.d.* con $E[\varepsilon_t] = 0$ y $Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon$. Bajo estas condiciones el Error Cuadrático Medio es

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\log \left(\frac{ICS_t}{CDS_t} \right) \right]^2 \quad (12)$$

y β se determina finalmente como aquel valor del indicador de punto de fallido que minimiza esta medida de discrepancia entre series, esto es

$$\beta \equiv \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} (MSE) \quad (13)$$

En resumen, la prima por riesgo de crédito implícita en el mercado de acciones se construye a partir de (6). Los argumentos necesarios, detallados en I.1.-I.7., se estiman por su parte utilizando los datos descritos en D.1.-D.3. y las ecuaciones (6)-(13).

3 Datos e Implementación

A. Datos

La muestra inicial contiene datos diarios de CDS a 5 años para 120 empresas no financieras norteamericanas (CDS denominados en dólares), europeas (pertenecientes a la zona del euro y con CDS denominados en euros) y japonesas (CDS denominados en yenes). Los datos han sido recogidos de CreditTrade, y se circunscriben al periodo comprendido entre el 2 de enero de 2001 y el 31 de diciembre de 2004.

Para el mercado de acciones se obtienen datos diarios de capitalización bursátil a partir de Datastream. De esta base de datos se recoge, también con una frecuencia diaria, el tipo *swap* de 1 a 10 años en dólares, euros y yenes. Las partidas contables requeridas por la metodología FP (obligaciones a corto y largo plazo, así como pago de intereses y dividendos) se obtienen de WorldScope.

B. Implementación

El procedimiento general descrito en la sección 2 se concreta en nuestro caso del siguiente modo:

1. Los datos contables en cada instante t se determinan por interpolación lineal entre los datos anuales obtenidos a partir de WorldScope.

2. Se divide la muestra en años naturales, de modo que los β se ajusten por años (a diferencia de FP que los ajustan por semestres). Ninguna observación compañía-año es considerada si no se dispone al menos de 150 observaciones de CDS para ese año, y ninguna empresa permanece en la muestra si no es posible considerar al menos 2 años consecutivos.

Un total de 7 empresas son eliminadas conforme a las restricciones impuestas en el punto 2, bien por falta de datos suficientes sobre CDS, bien por falta de los datos correspondientes para el mercado de acciones.

FP indican por otro lado que no es conveniente aplicar su metodología a empresas envueltas en fusiones o adquisiciones, y analizan el ejemplo concreto de la fusión de Olivetti y Telecom Italia. La razón es que a medida que la fusión o adquisición se aproxime, la prima de crédito para estas empresas tenderá cada vez más a representar el riesgo de crédito de la compañía conjunta, siendo en este caso insuficiente la información sobre una de la compañías involucradas⁶. El siguiente punto de la implementación tiene por objeto eliminar aquellas empresas sometidas a procesos de fusión o adquisición que puedan condicionar significativamente los resultados:

6. El desarrollo de un ajuste que permita utilizar dicha metodología sobre la empresa teórica consolidada está por otro lado fuera de los objetivos del presente estudio.

3. Para cada empresa se estudia si durante el periodo muestral están en curso operaciones de fusión o adquisición⁷. En caso positivo se elimina dicha empresa si tal operación conlleva un importe superior al 5% del valor total de sus activos, y si origina un cambio en su capitalización superior al 10%.

Este procedimiento implica eliminar otras 6 compañías de la muestra⁸.

4. Para las empresas que permanecen en la muestra tras el paso 3, se lleva a cabo una primera estimación (E1A) asumiendo un β constante para cada compañía a lo largo de todo el periodo, β_{01-04} .

FP señalan que en este punto es posible obtener dos soluciones: Una con un β «pequeño», y otra con un β «grande». Justifican que la primera solución sería la más razonable, ya que la segunda implica valores de β típicamente por encima de 1, lo que no parece en general racional desde el punto de vista de los accionistas⁹. Para garantizar que se obtiene esa primera solución, y de nuevo siguiendo a FP, se aplica el siguiente procedimiento:

a) Elegir un valor inicial suficientemente pequeño para β_{01-04} , β_0 (en concreto 0,3), y definir $\beta_1 = \beta_0 + 0,05$.

b) Evaluar $MSE_0 = MSE(\beta_0)$ y $MSE_1 = MSE(\beta_1)$.

c) Si $MSE_1 < MSE_0$, definir nuevamente β_0 como $\beta_0 = \beta_1$ y volver al paso a).

d) Si $MSE_1 \geq MSE_0$, buscar el valor de β que minimiza el MSE en el intervalo $(\beta_0 - 0,05, \beta_0 + 0,05)$.

En caso de obtener la solución esquina $\beta_{01-04} = 0,3$, se repite el procedimiento reduciendo el valor inicial de β_0 .

Como en FP, cada nueva propuesta de β implica una nueva estimación de la volatilidad de acuerdo al algoritmo descrito en la sección 2. Para ello se utilizan todos los datos contables y de capitalización disponibles (del 2 de enero de 2001 al 31 de diciembre de 2004).

5. Tomando β_{01-04} como propuesta inicial para cada empresa, se realiza una nueva estimación (E1B) en la que se permite que β varíe de año en año. Esto da lugar a un vector $\beta_s = \{\beta_{01}, \beta_{02}, \beta_{03}, \beta_{04}\}$ para cada compañía.

Cada propuesta de un nuevo vector implica una nueva estimación de la volatilidad, donde en este caso se omiten los saltos entre años para que los cambios en β no afecten los resultados. En aquellos casos en los que no hay datos suficientes de CDS para un año, se aplica el valor de β más cercano en el tiempo a la hora de estimar esta volatilidad.

7. Para identificar las operaciones de fusión o adquisición se ha utilizado la base de datos SDC Platinum cuya disponibilidad debemos agradecer a Ricardo Gimeno.

8. Debemos reconocer que tal procedimiento no previene la posibilidad de que determinadas empresas afectadas por procesos de fusión o adquisición, sigan en la muestra debido a que la materialización se haya producido con posterioridad a nuestro periodo muestral. Es de esperar sin embargo que tal posibilidad no condicione significativamente los resultados

9. Podemos añadir que tampoco resulta consistente con la evidencia empírica sobre ratios de recuperación.

Merece la pena en este punto hacer algunas consideraciones sobre la elección de los costes de quiebra, α , y sus implicaciones para la determinación de los β . El parámetro β determina el punto de impago, y por tanto la probabilidad de fallido para un determinado horizonte temporal; Tanto la probabilidad real como la neutral al riesgo. Pero este parámetro determina también junto con α la ratio de recuperación en caso de fallido $(1 - \alpha)\beta$. Del mismo modo que Leland (2004) justifica que distintos valores de α y β pueden replicar una misma ratio de recuperación (RR), pero sólo uno de esos pares de valores es capaz de replicar además una determinada probabilidad (real) de fallido, tenemos en nuestro caso que son infinitos los valores de α y β capaces de replicar un determinado RR, pero sólo uno de esos pares permite además replicar una determinada prima de crédito. En efecto, esta prima depende del RR y de la probabilidad (neutral al riesgo) de fallido. Fijado un RR objetivo a partir de la evidencia empírica, sólo habrá un par de valores para α y β que permitan además ajustar las series *CDS* e *ICS*.

Asumiendo un β igual a 0,731, Leland (2004) consigue replicar las tasas esperadas de fallido (EDF por sus siglas en inglés) de distintas calificaciones crediticias. Esto, unido a unos costes de quiebra del 30%, permite reproducir al mismo tiempo un RR de en torno al 51%. FP asumen igualmente unos costes de quiebra del 30%. Para su muestra la calibración de β da lugar a un valor medio de 0,792, y por tanto a un RR promedio del 55%. Es interesante que ambos trabajos lleguen a valores estimados muy similares a partir de planteamientos distintos. Uno pretende replicar EDF y otro primas en el mercado de CDS. Tanto Leland (2004) como FP consideran que un RR ligeramente superior al 50% resulta razonable dada la evidencia histórica.

Un RR de alrededor del 50% no tiene por qué ser sin embargo el valor de referencia más apropiado para cualquier sector y para cualquier periodo. La tabla I recoge los RR medios para fallidos observados por sectores en Varma, Cantor y Hamilton [Moody's Special Comment (2003)], y para el periodo 1982-2003. Llama la atención en primer lugar la dispersión por sectores, desde el 23,2% en telecomunicaciones al 51,5% en el sector del gas. En segundo lugar que la media total es del 35,4%, muy inferior al 50 o 55% que se suele considerar representativo. Esta reducción encuentra su explicación en la inclusión de años recientes en los que el RR medio ha sido especialmente bajo (25,6% en 2000 según el mismo trabajo). La tabla I indica además los sectores en los que el RR no ha sido estadísticamente distinto de la media, y aquellos en los que ha sido estadísticamente superior e inferior a esa media.

Distintos RR en función del sector pueden obedecer sin duda a distintos valores promedio para los β . Sin embargo es razonable esperar que también los costes de quiebra varíen en función del sector. Habitualmente estos costes se identifican con las cargas directas asociadas a la resolución legal de un impago, y en su caso a la liquidación, siendo por tanto razonable asumir que dependan especialmente del marco jurídico establecido por el país en el que se resuelva el conflicto, y en menor medida del sector. No obstante, estos costes legales parecen representar una proporción pequeña de la pérdida de valor de la empresa en caso de quiebra [entre un 4 y un 8% para economías desarrolladas, según el Global Financial Stability Report del Fondo Monetario Internacional (2004)]. El mayor porcentaje de estos costes podría asociarse por tanto a la pérdida por transferencia de rentas futuras que la compañía hace de forma más o menos gratuita a otras empresas de su sector, al decidir dejar de operar. En el caso de empresas cuya actividad está ligada a activos tangibles específicos, como es el caso de las empresas de gas, dicha transferencia gratuita será pequeña, ya que cualquier empresa que quiera ocupar la cuota de mercado

liberada por una empresa en quiebra, deberá posiblemente adquirir a esa empresa al menos parte de sus activos tangibles. En el caso de otro tipo de sectores cuya actividad esté ligada en menor medida a activos específicos, como es el caso de las telecomunicaciones, la transferencia de rentas será grande, pues las empresas del sector podrán asumir la cuota de mercado liberada sin hacer compensación alguna a la empresa en quiebra.

Parece de este modo razonable introducir variabilidad sectorial en los costes de quiebra. Con este objetivo se extiende el procedimiento de estimación de los β respecto a lo propuesto por FP del siguiente modo:

6. Se eliminan de la muestra aquellas empresas con un MSE superior a 1 tras la estimación E1B. Las restantes empresas se agrupan de acuerdo a la clasificación sectorial de la tabla I¹⁰. Tomando como referencia el valor de β_{01-04} obtenido para cada empresa en la estimación E1A, se calcula el RR medio del sector dado el valor asumido para los costes de quiebra ($\alpha = 0,3$).

FP argumentan con ejemplos que un tamaño del MSE «anormalmente alto», puede ser indicativo de la presencia en los CDS de información distinta al riesgo de crédito asociado propiamente a la situación financiera de la empresa. Es importante eliminar dichas empresas antes de calcular el RR medio por sectores debido al potencial sesgo que podrían introducir en estas medias. Hasta 11 compañías son eliminadas por este motivo.

7. A la luz de los resultados del punto 6 se procede a seleccionar dentro de cada sector aquella empresa representativa en lo referente a RR, es decir, aquella cuyo RR más se aproxima a la media obtenida para su sector tras la estimación E1A. Se determinan entonces los costes de quiebra que es necesario asumir para que esa empresa, una vez llevada a cabo una nueva estimación de β_{01-04} , genere un RR igual a la media histórica de su sector.

La utilización de una empresa representativa permite que para cada valor posible de α , la reestimación de β_{01-04} se haga para una única empresa por sector. La alternativa sería llevar a cabo una reestimación de β_{01-04} para todas las empresas de cada sector y calcular en cada caso la nueva media, lo que resultaría computacionalmente muy costoso. Como veremos el procedimiento propuesto resulta suficiente para obtener una aproximación razonable a los costes de quiebra en función del sector.

8. Se imponen a continuación los costes de quiebra obtenidos en el punto 7 al resto de empresas en función del sector, y se repiten los puntos 4 y 5, esto es, se lleva a cabo una nueva estimación asumiendo β constante (E2A), y una estimación posterior permitiendo que varíe de año en año (E2B).

Los resultados de los pasos 6 a 8 se muestran en la tabla II. El panel A recoge los resultados de asumir unos costes de quiebra del 30% para todas las empresas. Resulta evidente que esto lleva a sobreestimar sistemáticamente el RR para todos los sectores, lo que parece indicativo de que tales costes serían superiores en todos los casos al asumido 30%. Así lo indican los resultados de los pasos 7 y 8 contenidos en el panel B. Dicho panel refleja cómo el método aplicado permite generar un RR por sectores consistente

10. Nuestra clasificación sectorial se corresponde con el FTSE/JSE Global Classification System. A la hora de llevar a cabo estos agrupamientos planteamos por tanto una equivalencia entre los diez sectores de dicha clasificación y aquellos recogidos en la tabla I.

con la evidencia empírica, aunque a costa de asumir unos costes de quiebra muy por encima de lo tradicionalmente aceptado por la literatura¹¹. El caso más evidente en este sentido es el del sector de las telecomunicaciones, con unos costes de quiebra estimados del 69%. Resulta sin embargo difícil reconciliar unos costes de quiebra de entre el 10 y el 20% como sugieren Andrade y Kaplan (1998), o incluso del 30% como asumen Leland (2004) y FP, con una pérdida en caso de fallido (LGD) del 77% (alternativamente un RR del 23%). Unos costes de quiebra del 30% serían consistentes con un RR del 23% si se asumiera un valor para β igual a 0,33, es decir, que las empresas de telecomunicaciones serían capaces en media de soportar un valor total de sus activos igual al 33% del nominal de su deuda sin fallar el pago de esta. El valor medio de β obtenido para dichas compañías es sin embargo 0,74. Siguiendo con argumentos anteriores, tenemos que tanto la combinación ($\alpha = 0,3$; $\beta = 0,3$) como la combinación resultante de la estimación E2A ($\alpha = 0,69$; $\beta = 0,4$) permiten un RR medio previsto para este sector cercano al 23%, pero sólo la segunda combinación genera además primas por riesgo de crédito para el mercado de acciones consistentes con las observadas en el mercado de CDS.

C. La Muestra Final

Como resultado del procedimiento descrito se obtienen los siguientes datos para una muestra final de 96 empresas:

- a) Series diarias de primas de crédito a partir del mercado de CDS (CDS).
- b) Indicadores de punto de fallido en términos anuales por calibración con el mercado de CDS (β_{CDS}).
- c) Series diarias de primas de crédito a partir del mercado de acciones por calibración con el mercado de CDS (ICS_{CDS}).

La tabla III recoge algunos estadísticos descriptivos de los CDS de estas empresas. Se observa como cabría esperar una relación inversa con la calificación de la compañía. Dichas primas presentan además una tendencia decreciente a lo largo del periodo 2002-2004 (el número de empresas con datos para 2001 resulta poco significativo). Por áreas económicas Estados Unidos muestra los niveles medios más altos, seguidos por la zona del euro y finalmente por Japón.

La tabla IV contiene las distintas medidas del diferencial entre las series ICS y CDS habitualmente utilizadas en la literatura. Este diferencial muestra ser mayor en valor absoluto ($avab$) cuanto peor es la calificación. Es interesante sin embargo su alta estabilidad en términos relativos [$avab(\%)$]. Ambos resultados serían no obstante consistentes con una relación log-lineal entre las series conforme a la expresión (11). La relación inversa entre calidad crediticia y diferencial en valor absoluto puede por otro lado muy bien explicar los resultados por años y áreas económicas. Así, la mejora de la calidad crediticia en nuestra muestra durante el periodo 2002-2004 (representada por la caída en los CDS), vino acompañada de una reducción en este diferencial. Del igual modo encontramos que Estados Unidos, el área con los mayores niveles de CDS, es también la región con mayores diferenciales en valor absoluto. En el lado contrario se situaría Japón, con los menores niveles de CDS y los menores diferenciales. En términos generales la discrepancia

11. En todos los casos el MSE permanece por debajo de 1 tras la estimación E2B.

entre series parece en nuestro caso superior a la obtenida por FP (28,66% de media en términos relativos para toda la muestra frente al 18,79% del mencionado estudio). Cabe recordar no obstante que en su estudio FP ajustan el valor de β por semestres, mientras que en nuestro caso este ajuste se realiza por años. Es evidente que cuanto mayor sea la frecuencia con la que se estime β , mejor será el ajuste.

La figura 1 recoge la distribución de los β_{CDS} (observaciones empresa-año), así como los principales estadísticos descriptivos. Los resultados oscilan desde un mínimo 0,18 a un máximo 1,22, mientras que la media y la mediana están en torno a 0,85, ligeramente por encima del 0,792 de FP. Con una desviación típica de 0,15 y una media de 0,85, tenemos que el valor de β_{CDS} se sitúa «típicamente» entre 0,7 y 1. Para un número no despreciable de empresas-año, el indicador de punto de quiebra resulta superior a 1, algo que FP indican no es en principio racional desde el punto de vista de los accionistas. Estos autores consideran que un β_{CDS} superior a 1 puede ser indicativo de que los CDS que se han utilizado en la calibración contengan componentes como *cheapest-to-deliver options*. En efecto, si los CDS representan un estimador sesgado al alza de la prima de crédito en este mercado, ello se traducirá en un β_{CDS} también sesgado al alza. Es posible sin embargo que un β_{CDS} superior a 1 esté recogiendo la presencia de factores externos a la voluntad de los accionistas a la hora de determinar el punto de impago (como sería el caso de potenciales problemas de liquidez). En este sentido los resultados son coherentes con otros trabajos. Davydenko (2005) encuentra por ejemplo que para el 90% de las empresas en fallido de su muestra, el ratio valor de mercado de los activos sobre valor contable de la deuda está en el intervalo (0,27,1,23), muy en línea con lo recogido en la figura 1.

4 Price Discovery

En su estudio, FP evalúan la distinta velocidad con la que el mercado de bonos, el mercado de CDS y el mercado de acciones, incorporan nueva información sobre el riesgo de crédito. Una conclusión fundamental de dicho trabajo es que el mercado de acciones lidera en este sentido al mercado de CDS (y al de bonos). Si bien un análisis de *price discovery* de este tipo no está entre los objetivos centrales del presente estudio, la disponibilidad de un conjunto mayor de empresas para un periodo de tiempo también mayor por un lado, y las modificaciones propuestas para la estimación de las series ICS_{CDS} por otro, recomiendan comprobar en qué medida el mismo resultado se verifica en nuestra muestra¹².

El análisis se realiza planteando el siguiente modelo VAR sobre los incrementos diarios de las primas de crédito en ambos mercados, CDS e ICS (por claridad de exposición omitimos el subíndice CDS):

$$\Delta CDS_t = a_1 + \sum_{z=1}^Z b_{1z} \Delta CDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{1z} \Delta ICS_{t-z} + e_{1t}$$

$$\Delta ICS_t = a_2 + \sum_{z=1}^Z b_{2z} \Delta CDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{2z} \Delta ICS_{t-z} + e_{2t}$$

donde el número de retardos óptimo se determina según el criterio de Schwarz. El Test de Causalidad de Granger permite finalmente identificar qué mercado incorpora antes la nueva información en relación con el riesgo de crédito. Los resultados contenidos en la tabla V confirman la conclusión de FP en el sentido de que el mercado de acciones lidera al de CDS. La tabla indica además que esto es cierto para todos los periodos y áreas económicas considerados.

12. Claramente, y en comparación con el trabajo de Forte y Peña (2006), nuestro análisis se ve en parte limitado al no disponer de información sobre el mercado de bonos. No parece sin embargo que esto pueda afectar significativamente a las conclusiones sobre el proceso de *price discovery* entre el mercado de CDS y el de acciones.

5 Un Modelo Econométrico para β

Una vez disponemos de una muestra de valores para el indicador de punto de quiebra, $\beta_{CDS}(i, T)$, donde $i = 1, \dots, 96$ denota la compañía, y $T = 1, 2, 3, 4$ denota el año, podemos plantear un modelo econométrico donde la variable a explicar sea $L\beta_{CDS}(i, T)$ [logaritmo de $\beta_{CDS}(i, T)$], y donde el conjunto de variables explicativas excluya cualquier referencia al mercado de CDS. El objetivo fundamental es analizar la posible aplicación de dicho modelo para la determinación del punto de quiebra en el caso de empresas sin información sobre CDS. Las variables explicativas consideradas son las siguientes¹³:

a) $\sigma_{END}(i)$: En su estudio, FP encuentran que la volatilidad es un factor clave a la hora de explicar diferencias en el punto de quiebra entre empresas (hasta un 85% de la variabilidad de los β_{CDS} si se asumen estos constantes). Una mayor volatilidad implicaría en concreto un menor β , algo habitualmente previsto por los modelos estructurales con punto de quiebra endógeno. Un problema fundamental a la hora de utilizar esta variable como regresor es que hasta el momento la volatilidad de la que disponemos es aquella que surge del proceso de calibración de los $\beta_{CDS}(i, T)$, $\sigma_{CDS}(i)$. Puesto que pretendemos omitir referencia alguna al mercado de CDS, debemos considerar una medida alternativa de la volatilidad para cada empresa.

Una opción es estimar $\sigma(i)$ aplicando igualmente el algoritmo descrito en la sección 3, pero fijando el valor de β al margen de los datos sobre CDS. Se puede en concreto estimar la volatilidad que resultaría de asumir que en cada instante t los accionistas eligen el valor de β de forma óptima. Denotaremos este valor como $\beta_{END}(i, t)$, donde el término t en lugar de T indica que β_{END} tomará valores diarios en lugar de anuales. Se demuestra en el Apéndice que este indicador de punto de quiebra óptimo para los accionistas vendrá dado para cada t por la siguiente expresión

$$\beta_{END} = \frac{\sum_{\tau=1}^{10} \left\{ e^{-r\tau} \left[p(\tau) - \frac{c(\tau)}{r} \right] A(\tau) + \frac{c(\tau)}{r} B(\tau) \right\}}{P + \sum_{\tau=1}^{10} p(\tau)B(\tau)} \quad (13)$$

Nótese que $\beta_{END}(i, t)$ es a su vez función de la volatilidad, por lo que cada propuesta de un nuevo valor para $\sigma_{END}(i)$ de acuerdo al mencionado algoritmo supone la reestimación de cada $\beta_{END}(i, t)$.

Tras estimar $\sigma_{END}(i)$ para $i = 1, \dots, 96$, comprobamos que la correlación con los $\sigma_{CDS}(i)$ es del 99,98%, es decir, los resultados en ambos casos son virtualmente idénticos. Esto indica que el algoritmo propuesto genera estimadores robustos de la volatilidad respecto del valor asumido para el indicador de punto de quiebra¹⁴. Concluimos por tanto que resulta razonable utilizar $\sigma_{END}(i)$ como medida de la volatilidad del valor total de los activos. En línea con la teoría y con los resultados de FP, esperaríamos encontrar una relación inversa entre volatilidad y β_{CDS} .

¹³. Los datos adicionales a los ya disponibles han sido tomados de WorldScope.

¹⁴. Las mismas conclusiones se derivan al realizar estimaciones alternativas (no suministradas) de la volatilidad bajo otros supuestos sobre el valor de β . Es el caso por ejemplo de un valor fijo de 0,75.

b) $r(i, T)$: Como medida del tipo libre de riesgo utilizaremos el promedio a lo largo del año del tipo *swap* a 5 años. El efecto que esta variable puede tener sobre el punto de quiebra resulta ambiguo. Por un lado al aumentar el tipo de interés disminuye el valor de la deuda actual, lo que aumenta los incentivos para satisfacerla (menor β). Por otro, si este aumento persiste supondrá en el largo plazo un mayor coste de financiación, lo que puede disuadir más fácilmente a la empresa de mantener el cumplimiento de sus compromisos con los acreedores (mayor β). Situaciones de tipos de interés más elevados pueden al mismo tiempo incrementar la influencia de variables de liquidez, lo que tiende a complicar aún más la predicción sobre el efecto neto¹⁵.

c) $Payout(i, T)$: Definido como intereses más dividendos sobre total de activos (valor contable). Un mayor *payout* indicaría una mayor capacidad de la empresa para generar flujos de caja libre con los que remunerar a los inversores, y en particular a los acreedores. Esperaríamos de este modo que a mayor *payout*, menor β_{CDS} .

d) $Lever(i, T)$: Apalancamiento de la empresa i en el año T a valores de mercado. Se aproximará como obligaciones totales sobre obligaciones totales más capitalización bursátil. En sí mismo el apalancamiento no debiera resultar una variable explicativa de β , toda vez que el indicador de punto de quiebra es en sí mismo una medida estandarizada, precisamente por el nivel de deuda, del punto de quiebra. Puede resultar no obstante un buen indicador de la presencia de variables relevantes no incluidas en el análisis. En concreto, podríamos establecer que aquellas empresas más apalancadas lo están precisamente por ser capaces (por otras razones) de soportar valores más bajos de sus activos sin fallar el pago de la deuda. Nuestra hipótesis será por tanto que existe una relación inversa entre apalancamiento y β_{CDS} .

e) $LM2B(i, T)$: Logaritmo del *market-to-book ratio* (obligaciones totales más capitalización bursátil sobre activos totales a valor contable). El *market-to-book ratio* puede considerarse un indicador de las oportunidades de crecimiento futuro de la empresa. En este sentido esperaríamos una relación inversa entre dicha ratio y β_{CDS} .

f) $Size(i, T)$: Tamaño de la empresa medido por el logaritmo del total de activos en miles de dólares. El tamaño puede ser relevante para la determinación de β por varios motivos. En primer lugar un mayor tamaño concedería a la empresa un más fácil acceso a fuentes de financiación, lo que permitiría hacer frente a los compromisos de deuda y retrasar así el impago. Serán por otro lado las empresas más grandes las que tiendan a mostrar una mayor diversidad de acreedores, y las que soporten por tanto mayores costes en caso de una hipotética renegociación de la deuda. Esto induciría igualmente a la empresa a retrasar tal proceso. Por ambos motivos esperaríamos que a mayor tamaño, menor β_{CDS} .

g) $Quick(i, T)$: Siguiendo a Davydenko (2005) introducimos el *quick ratio* (activos a corto sobre pasivos a corto) como medida de liquidez. Es importante destacar que la consideración de la liquidez como una variable determinante del impago requeriría de forma estricta su modelización como una variable de estado adicional. En línea con lo expuesto por Davydenko (2005), deberíamos definir un modelo estructural en el que

15. En el caso de los regresores c) a g) que describimos a continuación, el valor considerado es la media entre el dato a 31 de diciembre del año T-1 y el dato a 31 de diciembre del año T. La razón para aplicar este procedimiento [y que motiva también la definición de la variable $r(i, T)$], es que los $\beta_{CDS}(i, T)$ representan un valor promedio para el año T, y se han estimado de hecho a partir de una interpolación lineal entre los datos contables a principio y final de cada año. Salvo para el regresor g) consideraremos además esas variables con un término cuadrático con objeto de recoger potenciales no linealidades.

tanto la caída del valor de los activos por debajo del punto de quiebra, como la caída del *quick ratio* por debajo de cierto umbral crítico, pudieran producir el impago. En lo que al presente trabajo se refiere introduciremos sencillamente esta medida de liquidez como una variable explicativa más bajo la hipótesis de que, *ceteris paribus*, las empresas más líquidas tienden a fallar el pago de su deuda para niveles más bajos del valor total de sus activos (menor β_{CDS}).

h) *Euro(i)*: Variable *dummy* que toma el valor 1 si la empresa pertenece a la zona del euro y 0 en caso contrario. La inclusión de esta variable y la siguiente, tiene por objeto estudiar la presencia de factores específicos a las áreas económicas consideradas en la determinación de β_{CDS} .

i) *Yen(i)*: Variable *dummy* que toma el valor 1 si la empresa es japonesa y 0 en caso contrario.

j) $L\beta_{END}(i, T)$: Logaritmo del promedio de β_{END} para la empresa i en el año T . La inclusión del punto de quiebra endógeno como variable explicativa tiene una doble finalidad. En primer lugar determinar en qué medida los valores que obtenemos para β por calibración con el mercado de CDS, $\beta_{CDS}(i, T)$, se corresponden con los que teóricamente elegirían de forma óptima los accionistas. En segundo lugar analizar si la utilización de esta variable añade poder explicativo a un modelo donde variables como volatilidad, tipo libre de riesgo o *payout*, y que entran en la determinación de β_{END} , han sido ya incluidas bajo el supuesto de una relación lineal o cuadrática.

6 Resultados

La tabla VI muestra la correlación entre las distintas variables consideradas en el análisis, incluida la variable dependiente $L\beta_{CDS}(i,T)$. La tabla VII contiene por su parte los resultados de una primera estimación (REG 1) en la que se incluye como única variable explicativa la volatilidad. El coeficiente es negativo y significativo al 1%. Esta variable, a pesar de no recoger la variabilidad *intra-empresas*, explica por sí sola más de un 40% de la variabilidad en el logaritmo de β_{CDS} , lo que confirma su importancia como determinante del punto de quiebra.

La siguiente columna muestra los resultados de una segunda estimación (REG 2) en la que se incluyen el resto de variables explicativas con la única excepción de $L\beta_{END}$. En este caso la volatilidad conserva un coeficiente negativo y altamente significativo. El coeficiente del tipo *swap* es positivo y significativo, lo que se puede interpretar como una señal de que ante un aumento de los tipos de interés, tiene más peso en la decisión de fallar el pago de la deuda la perspectiva de unos mayores costes de financiación futuros que la pérdida de valor de la deuda actual. El *payout* no resulta significativo ni en el término lineal ni en el cuadrático. El apalancamiento aparece por otro lado significativo en ambos casos. El valor de los coeficientes confirma que el logaritmo de β_{CDS} sería una función decreciente del apalancamiento para cualquier valor posible de esta variable. Respecto al *market-to-book ratio* se verifica en general una relación inversa. La significatividad del término cuadrático condiciona no obstante esta relación negativa a que dicha ratio tome valores menores a 1,7, lo que en nuestra muestra se cumple para alrededor de un 84% de las observaciones. Las variables de tamaño resultan igualmente significativas. Sus coeficientes indicarían según lo previsto que a mayor tamaño, menor β_{CDS} , si bien tal relación inversa está condicionada a un valor total de los activos superior a 2,4 miles de millones de dólares. En nuestro caso esto es cierto para más del 99% de las observaciones. En lo referente al *quick ratio* el coeficiente es negativo y significativo en línea con las hipótesis de partida. El coeficiente de la variable *dummy* para la zona del euro aparece negativo y significativo, mientras que el coeficiente de la *dummy* para Japón no resulta significativo. Estos resultados serían consistentes con un valor de β_{CDS} en el caso de la zona del euro en torno a un 9% por debajo del valor que tomaría para una empresa similar en Estados Unidos. Finalmente cabe destacar la capacidad explicativa del modelo, ya que más de un 83% de la variabilidad en el logaritmo de β_{CDS} viene explicada por un número muy reducido de variables de fácil acceso.

La tercera columna de la tabla VII contiene los resultados de una tercera regresión (REG 3) en la que se considera como única variable explicativa el logaritmo del valor medio para el año de β_{END} . Tanto la constante como el coeficiente del logaritmo de β_{END} resultan significativos al 1%. No es posible por otro lado rechazar la hipótesis nula de que este último coeficiente sea igual a 1 (estadístico-t igual a -0,5180). La significatividad de la constante indica sin embargo que el punto de quiebra óptimo teórico tiende en media a infraestimar el verdadero valor en torno a un 10%.

La correlación entre volatilidad y $L\beta_{END}$ (véase tabla VI) es por otro lado -0,94, lo que sugiere que dicha variable es el elemento clave en la determinación de $L\beta_{END}$. Si $L\beta_{END}$ refleja mejor la influencia de la volatilidad sobre el indicador punto de quiebra que el supuesto de relación lineal, y si además incorpora correctamente la influencia de otras variables como

el tipo libre de riesgo o el *payout*, entonces la capacidad explicativa de REG 3 debe ser superior a la de REG 1. No parece sin embargo ser este el caso. El R2 ajustado cae del 41% al 34% al pasar de REG 1 a REG 3.

Los resultados de la siguiente estimación (REG 4), en la que a las variables incluidas en REG 2 se ha añadido como variable explicativa el logaritmo de β_{END} , quedan recogidos en la cuarta columna de la tabla VII. A pesar de la elevada correlación entre volatilidad y $L\beta_{END}$, los coeficientes de ambas variables resultan significativos y con el signo esperado, indicando que sus efectos individuales son captados con precisión y no hay problemas relevantes de multicolinealidad. El R2 ajustado aumenta ligeramente respecto a REG 2 (un 0,5%), lo que apoya igualmente la idea de que ambas variables contienen información complementaria sobre $L\beta_{CDS}$. Destaca asimismo que respecto a REG 2, el tamaño en su término lineal y el *quick ratio* dejan de ser significativos, manteniendo el resto de variables su significatividad.

Cabe preguntarse si, una vez incluidas el resto de variables, la volatilidad sigue siendo más importante que β_{END} para explicar los β_{CDS} . La columna 5 de la tabla VII repite la segunda regresión, pero omitiendo la volatilidad e incluyendo $L\beta_{END}$. El R2 ajustado cae del 83% al 65%, lo que indica que en este caso la volatilidad sigue teniendo mayor poder explicativo que $L\beta_{END}$.

Con objeto de obtener un modelo final para la estimación del indicador de punto de quiebra en ausencia de información sobre CDS llevamos a cabo una última estimación (REG 6). Para ello partimos de REG 4, y eliminamos de forma secuencial aquellas variables que muestren menor significatividad. El proceso finaliza cuando el coeficiente de todas las variables que permanecen en el modelo resulta significativo al 10%. Un dato interesante es que tal proceso lleva a que el coeficiente del *payout*, en su término cuadrático, resulte negativo y por primera vez significativo, lo que confirma la relación inversa que se había esperado. La relación negativa entre apalancamiento y β_{CDS} sigue confirmándose en esta regresión para cualquier valor posible de dicha variable. Respecto al logaritmo del *market-to-book ratio*, la relación negativa que antes quedaba condicionada a un valor de esta ratio por debajo de 1,7 se asocia ahora a un valor inferior a 1,78, lo que se observa en nuestra muestra para aproximadamente un 90% de las observaciones. Destaca finalmente que el efecto negativo del tamaño se verifica ahora con independencia del valor que tome esta variable. El R2 ajustado final es de entorno al 84%.

Una consideración importante es que si bien hemos tratado los β_{CDS} como una muestra de sección cruzada, estos valores representan en realidad una muestra de panel incompleto. Si existen efectos individuales no explicados en la relación, entonces la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) utilizada hasta el momento podría resultar inapropiada.

La existencia de heterogeneidad individual se constata mediante una descomposición de la varianza de los errores, rechazándose al 99% la hipótesis nula de ausencia de efectos individuales para todas las regresiones contenidas en la tabla VII. Por tal motivo repetimos las estimaciones de dicha tabla, pero aplicando esta vez una regresión de panel con efectos aleatorios mediante mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF). El análisis de panel con efectos fijos no se plantea ya que el objetivo final es aplicar la regresión a empresas fuera de la muestra. Los resultados quedan contenidos en la tabla VIII. Destacan dos diferencias fundamentales respecto a las conclusiones de la tabla VII.

La primera es que ahora el β_{END} parece ligeramente más importante para explicar variaciones en los β_{CDS} que la volatilidad (REG 3 frente a REG 1, y REG 5 frente a REG 2). Esto indicaría, a diferencia de lo que ocurría con las regresiones de sección cruzada, que el efecto de la volatilidad sobre β_{CDS} queda mejor recogido a través de su efecto sobre β_{END} , que a través de una relación lineal. No obstante, los coeficientes de ambas variables resultan nuevamente significativos y con el signo esperado en la regresión conjunta, generando la eliminación de cualquiera de ellas (REG 2 y REG 5) una reducción en el R2 ajustado. Parece por tanto que también en este caso ofrecen información complementaria sobre el indicador de punto de quiebra. La segunda diferencia es que el tamaño deja de ser una variable significativa. Respecto al resto de variables que permanecían en la regresión final por MCO, tales variables permanecen también en la regresión de panel con efectos aleatorios, y con idéntico signo. Los coeficientes del apalancamiento en su término lineal y cuadrático son como antes consistentes con una relación negativa con β_{CDS} para cualquier valor posible de dicha variable. La relación negativa entre el *market-to-book ratio* y β_{CDS} , y que en la regresión por MCO quedaba finalmente condicionada a un valor de esta ratio inferior a 1,78, se verifica ahora para valores del *market-to-book ratio* por debajo de 1,95, lo que en nuestra muestra se cumple en aproximadamente el 95% de las observaciones. El R2 ajustado de REG 6 para la estimación de panel con efectos aleatorios es del 95%.

7 Utilidad del Modelo Econométrico

A. Estimación fuera de la muestra de β

Una cuestión clave es si el modelo econométrico obtenido es aplicable a empresas fuera de la muestra, ya que esto permitiría estimar la prima de crédito en el mercado de acciones incluso en ausencia de información sobre CDS. En este sentido cabe preguntarse si de cara a una estimación fuera de la muestra resulta conveniente el modelo de panel con efectos aleatorios, en el que parte de la variabilidad individual se puede estar explicando de modo aleatorio, o por el contrario es preferible el modelo de sección cruzada, donde se busca recoger toda la heterogeneidad individual a través de las variables explicativas.

Con objeto de contrastar qué procedimiento es preferible comenzamos realizando una estimación fuera de la muestra de los $\beta(i,T)$ a partir del modelo econométrico de sección cruzada. Para ello dividimos de forma aleatoria la muestra en 6 grupos de 16 empresas cada uno. Reestimamos a continuación el modelo REG 6 eliminando las empresas del primer grupo, y aplicamos los resultados para predecir los $\beta(i,T)$ de las empresas del grupo excluido. Repitiendo este procedimiento para los otros 5 grupos, obtenemos finalmente una estimación fuera de la muestra de los indicadores de punto de quiebra para cada empresa-año a partir del modelo econométrico de sección cruzada. Denotamos estos valores estimados como $\beta_{REG}(i,T)$. Idéntico procedimiento se aplica a continuación al modelo de panel con efectos aleatorios (mismos 6 grupos), lo que genera una estimación alternativa de los $\beta(i,T)$ que en este caso denotamos $\beta_{PAN}(i,T)$.

La tabla IX compara los errores de cada tipo de estimación. Puede observarse que si bien el error de estimación medio es para ambos procedimientos cercano a cero, el modelo de sección cruzada resulta más preciso (menor desviación típica y menor desviación media en valor absoluto). Estos resultados apoyarían la idea de que en vista a una estimación fuera de la muestra es preferible el modelo de sección cruzada.

B. Estimación de los ICS sin información sobre CDS

Una vez estimados los β_{REG} , es posible deducir las series de primas de crédito a partir del mercado de acciones, que resultarían de asumir tales valores para el indicador de punto de quiebra (ICS_{REG}). El objetivo será contrastar en qué medida la utilización fuera de la muestra del modelo econométrico produce resultados consistentes con los que se derivan del uso de los β_{CDS} (ICS_{CDS}), y por tanto si dicho modelo puede ser útil para la estimación de las primas de crédito en el mercado de acciones en el caso de empresas sin CDS. Resultará al mismo tiempo interesante estudiar si la aplicación del modelo econométrico supone una mejora respecto a métodos alternativos para la determinación del punto de quiebra. La primera alternativa será considerar las series generadas a partir de los β_{END} (ICS_{END}). En segundo lugar las series que resultan de fijar para cada t el valor de β conforme al procedimiento seguido por Moody's-KMV. En concreto, definiremos β_{KMV} como la ratio de obligaciones a corto más un medio de obligaciones a largo sobre obligaciones totales (series resultantes ICS_{KMV})¹⁶. Consideraremos a continuación la alternativa de fijar un valor constante para β . En este

16. Véase Crouhy et al. (2000). Merece la pena puntualizar que este ejercicio no pretende en ningún caso replicar el tipo de resultados producidos por la metodología Moody's-KMV.

sentido analizaremos los resultados de imponer β igual a 0,75 para cualquier periodo y empresa. Este valor, que denotaremos $\beta_{0,75}$ (series $ICS_{0,75}$), estaría en línea con los valores medios obtenidos por Leland (2004) y FP. Estudiaremos por otro lado los resultados que genere asumir β igual a 0,85 ($\beta_{0,85}$ series $ICS_{0,85}$). Pretendemos con ello comprobar en qué medida la variabilidad de β recogida en β_{REG} , mejora las estimaciones respecto a asumir un valor constante equivalente a la media. Finalmente impondremos β igual a 1 (β series $ICS_{1,00}$), lo que equivale a asumir que el impago se produce cuando el valor de los activos cae hasta el nominal de la deuda.

La tabla X muestra los diferenciales con respecto a las series CDS en función del procedimiento elegido para fijar el valor de β . Las principales conclusiones serían las siguientes:

1. Los ICS_{REG} tienden a sobreestimar los CDS (un 41,05% de media) en mayor medida que los ICS_{CDS} (7,93%). Ello a pesar de que el diferencial entre β_{REG} y β_{CDS} es en media igual a cero. Tales resultados surgen de la relación no lineal existente entre la prima estimada en el mercado de acciones y β . En concreto, una sobreestimación de β parece producir un error mayor en valor absoluto, al error generado por una infraestimación de β de igual magnitud. La presencia de valores extremos positivos en el diferencial entre las series ICS_{REG} y las series CDS hace por otro lado que las medias de tales diferencias estén muy por encima de las medianas, y que la desviación típica sea también muy alta. Así por ejemplo el diferencial absoluto medio (avab) promedio es de 57,41 pb, prácticamente el doble que la mediana de este estadístico que es de 30,65 pb. La desviación típica es por otro lado de 110,03 pb. Si se eliminan las tres empresas con mayor avab la media se aproxima a la mediana (39,56 pb) y la desviación típica se reduce a 33,81 pb.
2. Respecto a los β_{END} , la infraestimación de los β_{CDS} tiende a producir como cabría esperar una infraestimación de los CDS, aunque el diferencial es en muchos casos inferior al que se comete utilizando los β_{REG} . Así por ejemplo el avab es en media de 47,80 pb (frente a los 57,41 pb anteriores). Si se comparan por el contrario las medianas en lugar de la medias de forma que ponderen menos los valores extremos, los ICS_{REG} superan ligeramente a los ICS_{END} como predictores de los CDS. La mayor penalización asociada a la potencial sobreestimación de β , y que da lugar a errores extremos, justificaría nuevamente los resultados. Los β_{REG} representan en concreto una mejor aproximación al verdadero valor de β , no obstante, la tendencia de los β_{END} hacia la infraestimación les permite evitar errores extremos en la predicción de los CDS, produciendo en media mejores resultados.
3. En el mismo sentido la utilización de los β_{KMV} tiende a producir una infraestimación de los CDS de una magnitud similar a la generada por los β_{END} . La dispersión de los diferenciales es sin embargo mayor en el primer caso. Así, mientras que la media del avb está para ambos procedimientos en torno a -20 pb, la desviación típica para los ICS_{KMV} (93,94 pb) es mayor que para los ICS_{END} (59,69 pb). La media de los β_{END} es de 0,75, similar a la de los β_{KMV} que es de 0,73. La tendencia de ambos procedimientos a infraestimar β produce un sesgo negativo en la estimación de las primas de crédito. La menor dispersión del diferencial que surge al utilizar los β_{END} refleja que, a pesar del error, este procedimiento recoge mejor la variabilidad de β que β_{KMV} .

4. Utilizar un valor fijo de 0,75, cercano a la media de los β_{END} y de los β_{KMV} , produce un avb que es en media similar al que se deriva de aplicar estos otros procedimientos (en torno a -20 pb). De nuevo la mayor capacidad de los β_{END} para representar la variabilidad de β le confiere una mayor precisión a pesar del error (desviación típica de 59,69 pb, frente a los 84,42 pb de aplicar $\beta_{0,75}$). Al comparar la dispersión de los diferenciales, este valor constante parece producir mejores resultados que β_{KMV} . En otras palabras, la definición del punto de quiebra como deuda a corto más un medio de la deuda a largo, no aporta en este modelo capacidad explicativa en relación con la variabilidad de β , empeorando de hecho los resultados respecto al supuesto de un valor constante similar a la media.
5. A pesar de que 0,85 representa la media de la distribución de los β_{CDS} , fijar este valor produce en general peores resultados que fijar 0,75. De nuevo la explicación se encuentra en la alta no linealidad de la relación entre los ICS y β . Con $\beta_{0,85}$ se infraestima y se sobreestima prácticamente por partes iguales. Con $\beta_{0,75}$ se infraestima en mayor medida, lo que produce en media un error menor.
6. Considerar que la empresa quiebra cuando el valor de sus activos cae por debajo del nominal de la deuda ($\beta_{1,00}$) implica finalmente una clara tendencia a la sobreestimación de los CDS. La alta penalización en términos de error asociada a la sobreestimación de β , implica que de todos los procedimientos este sea el que peores resultados genere.

De lo anterior se deduce que el modelo econométrico es capaz de reflejar buena parte de la variabilidad de β (hasta un 84% dentro de la muestra). La alta sensibilidad de los ICS al valor asumido para β , y la especial penalización asociada a un error de sobreestimación de este parámetro, hacen que aunque en mediana los β_{REG} produzcan mejores resultados, en promedio puedan cometerse mayores errores que con otros métodos. Deberá por tanto tomarse con cautela la predicción sobre el valor exacto de la prima de crédito generada a partir del modelo, pudiendo resultar su uso más adecuado para establecer rangos de riesgo de crédito que para una valoración estricta. Así lo sugiere la tabla XI, panel A. Dicha tabla muestra la distribución de CDS por rango de valores. Puede observarse cómo de las 62,571 observaciones, más del 50% está por debajo de los 50 pb, y prácticamente el 80% por debajo de los 100 pb. La tabla indica asimismo el porcentaje de aciertos para cada método y rango. Así por ejemplo, en un 86% de las ocasiones en las que los CDS están en el rango [0,50], los ICS_{CDS} están también en ese rango. La utilización de los β_{REG} supera cualquier otro método (excluido β_{CDS}) en términos de esperanza de acierto para el rango [50,500]. Es superada sin embargo por los métodos β_{END} y $\beta_{0,75}$ para el rango [0,50], y por los métodos $\beta_{0,85}$ y $\beta_{1,00}$ para el rango >500.

Vemos pues como aquellos procedimientos que tienden a infraestimar las primas, aciertan en mayor medida el rango que concentra un mayor porcentaje de observaciones. Dicho de otro modo, como la mayor parte de los CDS representan valores por debajo de 100 pb, los procedimientos que predicen sistemáticamente primas bajas (β_{END} y $\beta_{0,75}$) tienden a acertar en mayor medida que el procedimiento de aplicar β_{REG} , ya que este busca diferenciar empresas con primas bajas de empresas con primas altas.

Con objeto de valorar de un modo más formal la capacidad discriminadora de cada método cabe plantear la siguiente hipótesis nula

$$H_0 : CDS(i,T) \leq 150 \quad (14)$$

El valor de 150 pb estaría en el intervalo existente entre los 87,9 pb y los 269,5 pb que Houweling y Vorst (2001) encuentran de media para empresas calificadas BBB y BB, respectivamente. La hipótesis nula podría interpretarse entonces como que la empresa mantiene la calificación de inversión según los agentes del mercado de CDS.

La tabla XI, panel B, muestra la probabilidad de error tipo I (el) y error tipo II (ell) en función del método aplicado para la determinación de β . En el caso de la estimación directa con CDS (β_{CDS}), la probabilidad de el es del 4% y la de ell del 14%. Estos valores suben al 9% y 31%, respectivamente, al aplicar el modelo econométrico (β_{CDS}). Mientras que la infraestimación de primas asociada al uso de β_{END} , $\beta_{0,75}$ e incluso β_{KMV} mantiene la probabilidad de el por debajo del 5%, la probabilidad de ell si sitúa en todos los casos por encima del 65%, lo que indica una escasa potencia del contraste. El caso opuesto sería el de $\beta_{1,00}$. Al sobreestimar las primas la probabilidad de ell cae hasta el 9%, pero la significatividad empeora sensiblemente (probabilidad de el sube hasta el 42%). A medio camino entre los resultados de aplicar $\beta_{0,75}$ o $\beta_{1,00}$ estarían los resultados para $\beta_{0,85}$, con un nivel de significatividad del 12% y una probabilidad de ell del 51%. Este es posiblemente el caso en el que la utilidad de β_{REG} resulta más evidente, ya que ambos tipos de errores se reducen al aplicar un método que tiene en cuenta no sólo la media de β (0,85), sino también la variabilidad en torno a esa media. En resumen, de todos los procedimientos que no requieren la observación directa de los CDS, el uso de β_{REG} es aquel que manteniendo el nivel de significatividad por debajo del 10%, implica una mayor potencia del contraste. Tal potencia sería en concreto el doble de la asociada a la mejor alternativa posible β_{END} (69%, frente a 35%).

8 Conclusiones

En este trabajo hemos considerado una amplia muestra de empresas norteamericanas, europeas y japonesas durante el periodo 2001-2004, calibrando el punto de quiebra para cada compañía-año a partir de las primas de sus CDS. Aunque el procedimiento empleado ha sido de modo general el descrito por Forte y Peña (2006), caben destacar dos aportaciones fundamentales. En primer lugar la calibración no sólo del punto de impago, sino también de los costes de quiebra (exógenos en el modelo original). Para ello hemos ajustado la ratio de recuperación media prevista para cada sector conforme a su media histórica. Destaca en segundo lugar la construcción de un modelo econométrico que permite estimar los indicadores de punto de quiebra sin recurrir a información sobre el mercado de CDS. El modelo, que explica hasta un 84% de la variabilidad de los indicadores de punto de impago dentro de la muestra, utiliza únicamente información sobre el mercado de acciones y un número reducido de partidas contables. La principal ventaja es por tanto su potencial aplicación a empresas para las que no se dispone de datos sobre CDS. Frente a otras alternativas para fijar el punto de quiebra cuando no se dispone de esta información (punto de quiebra óptimo para los accionistas, punto de quiebra del modelo Moody's-KMV y distintas opciones de punto de quiebra constante entre empresas), la utilización del modelo econométrico mejora significativamente la capacidad de diferenciación entre empresas con calificación de inversión, y empresas con calificación de no inversión. En concreto, ante la hipótesis nula de que el CDS de una compañía está por debajo de 150 pb (ostenta la calificación de inversión), la utilización del modelo econométrico maximiza la potencia del contraste manteniendo la significatividad del mismo por debajo del 10%. Esta potencia es del 69%, el doble de la asociada a la mejor alternativa posible consistente en fijar el punto de quiebra conforme al óptimo de los accionistas.

APÉNDICE

Beta Endógeno

El punto de quiebra endógeno se determina según la *smooth-pasting condition*¹⁷

$$\left. \frac{\partial S(V, t)}{\partial V} \right|_{V=V_B} = 1 - \left. \frac{\partial D(V, t | \alpha = 0)}{\partial V} \right|_{V=V_B} = 0 \quad (\text{A.1})$$

Partiendo de la expresión (2) para el valor de cada bono es posible resolver (A.1) y obtener el punto de quiebra óptimo

$$V_{B,END} = \frac{\sum_{i=1}^N \left\{ e^{-r\tau_i} \left[p(\tau_i) - \frac{c(\tau_i)}{r} \right] A(\tau_i) + \frac{c(\tau_i)}{r} B(\tau_i) \right\}}{1 + \sum_{i=1}^N \rho(\tau_i) B(\tau_i)} \quad (\text{A.2})$$

donde

$$A(\tau_i) = \frac{2f(a\sigma\sqrt{\tau_i})}{\sigma\sqrt{\tau_i}} + 2aN(a\sigma\sqrt{\tau_i}) \quad (\text{A.3})$$

$$B(\tau_i) = (a-z)N(-z\sigma\sqrt{\tau_i}) + (a+z)N(z\sigma\sqrt{\tau_i}) + \frac{2f(z\sigma\sqrt{\tau_i})}{\sigma\sqrt{\tau_i}} \quad (\text{A.4})$$

La restricción $\alpha = 0$ se asegura fijando a su vez la siguiente condición sobre los coeficientes $\rho(\tau_i)$

$$\sum_{i=1}^N \rho(\tau_i) = 1 \quad (\text{A.5})$$

lo que se satisface imponiendo

$$\rho(\tau_i) = \frac{p(\tau_i)}{P}; \quad i = 1, \dots, N \quad (\text{A.6})$$

¹⁷. Véanse Leland (1994) y Leland y Toft (1996).

Por su parte el indicador de punto de fallido endógeno será simplemente

$$\beta_{END} = \frac{V_{B,END}}{P} \quad (A.7)$$

BIBLIOGRAFÍA

- ANDRADE, G., and S. N. KAPLAN (1998). «How costly is financial (not economic) distress? Evidence from highly leveraged transactions that became distressed», *Journal of Finance*, 53, pp. 1443-1493.
- CROUHY, M., D. GALAI and R. MARK (2000). «A comparative analysis of current credit risk models», *Journal of Banking and Finance*, 24, pp. 59-117.
- DAVYDENKO, S. A. (2005). *When do firms default? A study of the default boundary*, Working Paper, London Business School.
- INTERNACIONAL MONETARY FUND (2005). *Global Financial Stability Report*.
- FORTE, S., and J. I. PEÑA (2006). *Credit spreads: Theory and evidence about the information content of stocks, bonds and CDSs*, Working Paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=722981.
- GOLDSTEIN, R., N. JU and H. LELAND (2001). «An EBIT-based model of dynamic capital structure», *Journal of Business*, 74, pp. 483-512.
- HOUWELING, P., and T. VORST (2005). «Pricing default swaps: Empirical evidence», *Journal of International Money and Finance*, 24, pp. 1200-1225.
- LELAND, H. E. (1994). «Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure», *Journal of Finance*, 49, pp. 1213-1252.
- (2004). «Predictions of default probabilities in structural models of debt», *Journal of Investment Management*, 2, pp. 5-20.
- LELAND, H. E., and K. B. TOFT (1996). «Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads», *Journal of Finance*, 51, pp. 987-1019.
- MERTON, R. C. (1974). «On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates», *Journal of Finance*, 29, pp. 449-470.
- VARMA, P., R. CANTOR and D. HAMILTON (2003). *Recovery rates on defaulted corporate bonds and preferred stocks, 1982-2003*, Special Comment, Moody's Investor Service.

Tabla I

Ratios de recuperación observados por sectores (1982-2003).

Sector	Media ponderada por emisiones
Gas	51.5*
Petróleo y Servicios relacionados	44.5*
Hospitales	42.5*
Electricidad	41.4*
Miscelánea	39.5*
Transporte Marítimo	38.8*
Media y Comunicaciones	38.2
Transporte Terrestre	36.6
Bancos y Financieras	36.3
Industria	35.4
Distribución	34.4
Transporte aéreo	34.3
Automóvil	33.4
Salud	32.7
Bienes de Consumo	32.5*
Construcción	31.9*
Tecnología	29.5*
Inmobiliarias	28.8*
Acero	27.4*
Telecomunicaciones	23.2*
Todos los sectores	35.4

* Diferente de la media del ratio de recuperación de todos los sectores al 95% de significatividad.

Fuente: Varma, Cantor y Hamilton (2003).

Tabla II

Predicción del ratio de recuperación por sectores en función de los costes de quiebra.

Sector	N	Referencia	Panel A: E1A		Panel B: E2A	
			α	RR	α	RR
Petróleo y Servicios relacionados	2	44.5	0.30	82.0	0.56	44.1
Hospitales	1	42.5	0.30	85.2	0.60	42.2
Electricidad	6	41.4	0.30	71.7	0.56	42.6
Miscelánea	4	39.5	0.30	62.5	0.54	39.2
Media y Comunicaciones	6	38.2	0.30	72.3	0.55	40.1
Transporte Terrestre	1	36.6	0.30	61.7	0.56	36.2
Industria	24	35.4	0.30	65.8	0.59	34.3
Distribución	10	34.4	0.30	73.4	0.63	33.2
Transporte aéreo	5	34.3	0.30	71.7	0.62	34.1
Automóvil	11	33.4	0.30	65.5	0.62	33.1
Bienes de Consumo	3	32.5	0.30	57.4	0.56	33.8
Construcción	5	31.9	0.30	64.4	0.61	33.0
Tecnología	8	29.5	0.30	50.4	0.57	28.7
Inmobiliarias	1	27.4	0.30	61.2	0.66	27.5
Telecomunicaciones	9	23.2	0.30	63.1	0.69	23.0
Total/Media	96	35.0	0.30	67.2	0.59	35.0

Tabla III

Estadísticos descriptivos para la prima de los CDS: Media, mediana y desviación típica (SD) son calculados a partir de los valores medios por empresa (calificación y región) y de los valores medios por empresa-período (período).

Calificación	AAA-AA	A	BBB	BB	ND
N	(13)	(41)	(34)	(4)	(4)
Media	22.35	51.29	105.76	151.95	55.89
Mediana	17.72	44.94	77.36	128.65	50.97
(SD)	(10.99)	(30.56)	(71.78)	(52.36)	(37.20)
Período	2001	2002	2003	2004	
N	(8)	(54)	(96)	(96)	
Media	70.74	109.50	74.65	51.74	
Mediana	52.18	80.31	56.64	37.93	
(SD)	(35.44)	(98.74)	(66.73)	(49.76)	
Región	US	EU	JP		
N	(32)	(41)	(23)		
Media	98.93	65.98	39.65		
Mediana	63.63	54.07	25.20		
(SD)	(79.02)	(43.75)	(33.31)		
Todas	Todas				
N	(96)				
Media	71.05				
Mediana	51.79				
(SD)	(60.07)				

Tabla IV

Medidas del diferencial ICS - CDS: Esta tabla muestra la media, mediana (en cursiva) y desviación típica (entre paréntesis), para el diferencial medio (avb), el diferencial porcentual medio (avb(%)), el diferencial absoluto medio (avab), el diferencial porcentual absoluto medio (avab(%)) y el error cuadrático medio (MSE). Los estadísticos se calculan por calificación, período y región.

Calific.	avb	avb(%)	avab	avab(%)	MSE	Período	avb	avb(%)	avab	avab(%)	MSE	Región	avb	avb(%)	avab	avab(%)	MSE
AAA-AA	2.25	8.18	7.07	29.61	0.12	2001	16.39	20.45	32.47	48.46	0.29	US	4.75	7.60	24.20	27.38	0.11
(13)	<i>1.61</i>	<i>8.70</i>	<i>5.55</i>	<i>28.88</i>	<i>0.12</i>	(8)	<i>11.67</i>	<i>9.35</i>	<i>28.13</i>	<i>33.56</i>	<i>0.15</i>	(32)	<i>3.06</i>	<i>6.17</i>	<i>17.82</i>	<i>26.17</i>	<i>0.10</i>
	(2.30)	(2.70)	(4.26)	(5.81)	(0.04)		(16.38)	(21.66)	(19.79)	(31.75)	(0.28)		(9.81)	(5.43)	(18.54)	(9.65)	(0.07)
A	3.61	8.67	14.34	30.12	0.13	2002	14.33	14.69	41.15	40.59	0.20	EU	6.37	8.00	20.49	28.89	0.12
(41)	<i>2.88</i>	<i>7.31</i>	<i>12.46</i>	<i>27.74</i>	<i>0.11</i>	(54)	<i>10.68</i>	<i>13.61</i>	<i>33.23</i>	<i>40.54</i>	<i>0.19</i>	(41)	<i>4.51</i>	<i>7.47</i>	<i>15.93</i>	<i>28.01</i>	<i>0.11</i>
	(4.20)	(5.46)	(5.78)	(10.07)	(0.07)		(21.31)	(10.59)	(31.35)	(17.83)	(0.14)		(8.19)	(3.87)	(16.66)	(7.25)	(0.05)
BBB	6.74	7.24	27.97	27.19	0.11	2003	4.19	6.10	18.02	24.85	0.09	JP	3.45	8.25	11.68	30.02	0.13
(34)	<i>4.87</i>	<i>6.43</i>	<i>22.95</i>	<i>27.07</i>	<i>0.10</i>	(96)	<i>1.23</i>	<i>4.61</i>	<i>12.56</i>	<i>22.89</i>	<i>0.08</i>	(23)	<i>2.83</i>	<i>7.32</i>	<i>7.69</i>	<i>27.74</i>	<i>0.11</i>
	(10.13)	(3.80)	(18.38)	(7.32)	(0.05)		(15.84)	(4.94)	(25.20)	(9.94)	(0.06)		(3.71)	(3.89)	(8.96)	(8.41)	(0.06)
BB	17.19	7.32	48.17	26.80	0.11	2004	1.37	5.91	11.67	25.64	0.10						
(4)	<i>11.05</i>	<i>7.35</i>	<i>37.55</i>	<i>26.55</i>	<i>0.10</i>	(96)	<i>0.78</i>	<i>4.67</i>	<i>8.87</i>	<i>22.71</i>	<i>0.07</i>						
	(16.17)	(3.26)	(31.26)	(6.74)	(0.05)		(3.20)	(4.40)	(12.05)	(10.35)	(0.07)						
ND	4.34	5.93	14.82	24.96	0.09							Todas	5.13	7.93	19.61	28.66	0.12
(4)	<i>3.30</i>	<i>6.20</i>	<i>13.75</i>	<i>25.21</i>	<i>0.09</i>							(96)	<i>3.35</i>	<i>7.19</i>	<i>15.00</i>	<i>27.65</i>	<i>0.11</i>
	(4.36)	(1.28)	(10.83)	(2.37)	(0.02)								(8.09)	(4.46)	(16.58)	(8.45)	(0.06)

Tabla V

Price Discovery: Porcentaje de rechazo al 95% de confianza (dngc = no causa en el sentido de Granger).

	2001		2002		2003		2004		2001 - 2004	
	ICS dngc CDS	CDS dngc ICS	ICS dngc CDS	CDS dngc ICS	ICS dngc CDS	CDS dngc ICS	ICS dngc CDS	CDS dngc ICS	ICS dngc CDS	CDS dngc ICS
EUR	100.00	0.00	60.71	21.43	48.78	14.63	9.76	2.44	37.84	11.71
USD	57.14	28.57	66.67	0.00	43.75	6.25	34.38	6.25	45.35	6.98
JPY	-	-	27.27	0.00	26.09	17.39	21.74	8.70	24.56	10.53
Todas	62.50	25.00	55.56	11.11	41.67	12.50	20.83	5.21	37.40	9.84

Tabla VI

Matriz de correlaciones: Esta tabla muestra la correlación entre las distintas variables incluidas en la regresión.

	$L\beta_{CDS}(i, T)$	$\sigma_{END}(i)$	$r(i, T)$	$Payout(i, T)$	$Payout(i, T)^2$	$Lev(i, T)$	$Lev(i, T)^2$	$LM2B(i, T)$	$LM2B(i, T)^2$	$Size(i, T)$	$Size(i, T)^2$	$Quick(i, T)$	$Euro(i)$	$Yen(i)$	$L\beta_{END}(i, T)$
$L\beta_{CDS}(i, T)$	1.0000	-0.6530	0.1244	0.1762	0.0910	0.3101	0.2640	-0.2600	-0.2365	0.0821	0.0849	-0.3197	0.0180	-0.0426	0.5968
$\sigma_{END}(i)$	-0.6530	1.0000	0.1391	0.0483	0.1429	-0.8659	-0.7999	0.7493	0.6545	-0.3225	-0.3273	0.3635	-0.0557	-0.1723	-0.9369
$r(i, T)$	0.1244	0.1391	1.0000	0.5209	0.4287	-0.1394	-0.1436	0.2344	0.1450	-0.0327	-0.0253	0.1216	0.4263	-0.9473	-0.2799
$Payout(i, T)$	0.1762	0.0483	0.5209	1.0000	0.9649	-0.1979	-0.2295	0.2734	0.1484	0.0045	0.0060	-0.0010	0.3027	-0.5212	-0.1153
$Payout(i, T)^2$	0.0910	0.1429	0.4287	0.9649	1.0000	-0.2712	-0.2878	0.3526	0.2457	-0.0171	-0.0174	0.0290	0.2519	-0.4278	-0.1839
$Lev(i, T)$	0.3101	-0.8659	-0.1394	-0.1979	-0.2712	1.0000	0.9775	-0.7811	-0.5830	0.3156	0.3218	-0.2364	0.0418	0.1425	0.8421
$Lev(i, T)^2$	0.2640	-0.7999	-0.1436	-0.2295	-0.2878	0.9775	1.0000	-0.6917	-0.4542	0.3554	0.3621	-0.1649	0.0373	0.1479	0.7925
$LM2B(i, T)$	-0.2600	0.7493	0.2344	0.2734	0.3526	-0.7811	-0.6917	1.0000	0.8678	-0.1614	-0.1624	0.2423	-0.0266	-0.2077	-0.6937
$LM2B(i, T)^2$	-0.2365	0.6545	0.1450	0.1484	0.2457	-0.5830	-0.4542	0.8678	1.0000	-0.1213	-0.1237	0.2806	0.0244	-0.1250	-0.5547
$Size(i, T)$	0.0821	-0.3225	-0.0327	0.0045	-0.0171	0.3156	0.3554	-0.1614	-0.1213	1.0000	0.9987	-0.1031	-0.0024	0.0756	0.2583
$Size(i, T)^2$	0.0849	-0.3273	-0.0253	0.0060	-0.0174	0.3218	0.3621	-0.1624	-0.1237	0.9987	1.0000	-0.1085	-0.0106	0.0677	0.2596
$Quick(i, T)$	-0.3197	0.3635	0.1216	-0.0010	0.0290	-0.2364	-0.1649	0.2423	0.2806	-0.1031	-0.1085	1.0000	0.1271	-0.1650	-0.3806
$Euro(i)$	0.0180	-0.0557	0.4263	0.3027	0.2519	0.0418	0.0373	-0.0266	0.0244	-0.0024	-0.0106	0.1271	1.0000	-0.4797	0.0119
$Yen(i)$	-0.0426	-0.1723	-0.9473	-0.5212	-0.4278	0.1425	0.1479	-0.2077	-0.1250	0.0756	0.0677	-0.1650	-0.4797	1.0000	0.3206
$L\beta_{END}(i, T)$	0.5968	-0.9369	-0.2799	-0.1153	-0.1839	0.8421	0.7925	-0.6937	-0.5547	0.2583	0.2596	-0.3806	0.0119	0.3206	1.0000

Tabla VII

Resultados de la regresión: Variable a explicar $L\beta_{cds}$. *** Indica significatividad al 1% , ** al 5% y * al 10% .

	REG 1	REG 2	REG 3	REG 4	REG 5	REG 6
C	0.0708***	0.0142	0.0927***	0.4530	1.9260	1.9078***
$\sigma_{END}(i)$	-1.6062***	-4.7379***		-4.2188***		-4.1792***
$r(i,T)$		0.0515***		0.0505***	0.0702***	0.0611***
$Payout(i,T)$		1.2089		0.6866	4.0369	
$Payout(i,T)^2$		-28.8394		-23.0421	-61.4939	-12.5817*
$Lev(i,T)$		-2.5102***		-2.5491***	-1.5763***	-2.4428***
$Lev(i,T)^2$		0.9303***		0.9094***	0.3689	0.8040***
$LM2B(i,T)$		-0.2377***		-0.2402***	-0.2253***	-0.2420***
$LM2B(i,T)^2$		0.2232***		0.2093***	0.0967*	0.2088***
$Size(i,T)$		0.2235*		0.1782	-0.0905	
$Size(i,T)^2$		-0.0076**		-0.0061*	0.0025	-0.0009***
$Quick(i,T)$		-0.0380**		-0.0291	-0.0206	
$Euro(i)$		-0.0881***		-0.0927***	-0.0882***	-0.0867***
$Yen(i)$		-0.0101		-0.0423	-0.0322	
$L\beta_{END}(i,T)$			0.9570***	0.4220***	2.3623***	0.4661***
R2-Ajustado	0.4145	0.8338	0.3430	0.8383	0.6469	0.8378

Tabla VIII

Resultados de la regresión de panel con efectos aleatorios : Variable a explicar $L\beta_{cds}$. *** Indica significatividad al 1% , ** al 5% y * al 10% .

	REG 1	REG 2	REG 3	REG 4	REG 5	REG 6
C	0.0573	-2.8133	0.0976*	-0.5258	0.4237	1.3520***
$\sigma_{END}(i)$	-1.5327***	-4.0876***		-2.8377***		-2.6959***
$r(i,T)$		0.0753***		0.0749***	0.0862***	0.0757***
$Payout(i,T)$		3.6107		1.1934	-0.3242	
$Payout(i,T)^2$		-54.2678		-37.3486	-30.8569	-23.6861*
$Lev(i,T)$		-2.6932***		-2.2360***	-1.1736**	-2.1734***
$Lev(i,T)^2$		1.3433***		0.9157**	0.2796	0.8536**
$LM2B(i,T)$		-0.4888***		-0.4394***	-0.3019**	-0.4329***
$LM2B(i,T)^2$		0.3523***		0.3301***	0.2888***	0.3251***
$Size(i,T)$		0.4992		0.2331	0.0354	
$Size(i,T)^2$		-0.0149		-0.0072	-0.0007	
$Quick(i,T)$		-0.0276		0.0252	0.0284	
$Euro(i)$		-0.1242		-0.1177**	-0.0922*	-0.0987**
$Yen(i)$		0.0470		-0.0159	-0.0164	
$L\beta_{END}(i,T)$			0.9814***	0.9038***	2.1241***	0.9288***
R2-Ajustado.	0.8387	0.9509	0.8477	0.9532	0.9526	0.9529

Tabla IX

Estimación fuera de la muestra de β : β_{REG} vs β_{PAN}

	$\beta_{REG} - \beta_{CDS}$	$ \beta_{REG} - \beta_{CDS} $	$\beta_{PAN} - \beta_{CDS}$	$ \beta_{PAN} - \beta_{CDS} $
Media	0.0001	0.0626	0.0030	0.0784
SD	(0.0823)	(0.0535)	(0.1129)	(0.0813)

Tabla X

Diferenciales ICS - CDS en función de β : Esta tabla muestra la media, mediana (en cursiva) y desviación típica (entre paréntesis), para el diferencial medio (avb), el diferencial porcentual medio (avb(%)), el diferencial absoluto medio (avab), el diferencial porcentual absoluto medio (avab(%)) y el error cuadrático medio (MSE) en función del procedimiento utilizado para estimar β .

	avb	avb (%)	avab	avab (%)	MSE
β_{CDS}	5.13	7.93	19.61	28.66	0.12
	<i>3.35</i>	<i>7.19</i>	<i>15.00</i>	<i>27.65</i>	<i>0.11</i>
	(8.09)	(4.46)	(16.58)	(8.45)	(0.06)
β_{REG}	29.09	41.05	57.41	73.53	0.52
	<i>12.31</i>	<i>35.87</i>	<i>30.65</i>	<i>59.41</i>	<i>0.40</i>
	(117.16)	(82.35)	(110.03)	(64.42)	(0.48)
β_{END}	-20.77	-17.27	47.80	75.04	2.02
	<i>-18.94</i>	<i>-49.65</i>	<i>30.98</i>	<i>67.64</i>	<i>1.22</i>
	(59.69)	(84.17)	(44.40)	(49.37)	(2.02)
β_{KMV}	-22.86	-17.95	62.23	94.32	21.74
	<i>-26.00</i>	<i>-64.57</i>	<i>38.54</i>	<i>86.22</i>	<i>2.10</i>
	(93.94)	(112.22)	(75.45)	(66.56)	(90.32)
$\beta_{0.75}$	-21.84	-21.81	55.63	81.78	9.88
	<i>-22.63</i>	<i>-47.42</i>	<i>31.75</i>	<i>66.33</i>	<i>1.32</i>
	(84.42)	(99.06)	(69.69)	(64.57)	(29.36)
$\beta_{0.85}$	22.34	58.14	64.35	110.85	2.41
	<i>4.70</i>	<i>11.92</i>	<i>37.41</i>	<i>66.18</i>	<i>0.70</i>
	(99.86)	(161.17)	(84.25)	(135.28)	(6.83)
$\beta_{1.00}$	174.21	324.92	179.47	332.23	1.94
	<i>108.43</i>	<i>241.57</i>	<i>113.37</i>	<i>247.84</i>	<i>1.56</i>
	(183.58)	(347.97)	(181.04)	(342.32)	(1.71)

Tabla XI

Tasa de acierto por rango de CDS y potencia de contraste: Esta tabla tiene dos paneles. El Panel A muestra la tasa de acierto en el rango de CDS por rango y método de definición de β . El Panel B recoge, para la hipótesis nula de que el CDS es inferior a 150 p.b., la probabilidad de error tipo I y la probabilidad de error tipo II.

Panel A									
<i>CDS</i>	N	%	β_{CDS}	β_{REG}	β_{END}	β_{KMV}	$\beta_{0.75}$	$\beta_{0.85}$	$\beta_{1.00}$
[0,50]	33743	53.93	86.23	73.96	85.47	76.64	87.38	65.78	32.13
(50,100]	16261	25.99	62.15	33.56	22.27	13.54	21.68	29.10	18.39
(100,150]	5625	8.99	40.16	21.32	10.56	10.35	8.78	15.98	14.63
(150,200]	3052	4.88	40.37	10.58	6.19	5.11	5.31	9.76	7.44
(200,250]	1425	2.28	35.02	10.95	6.81	1.68	6.74	5.47	3.23
(250,300]	1144	1.83	31.56	9.18	1.05	3.67	2.01	4.20	7.52
(300,350]	523	0.84	28.11	9.18	0.57	0.00	1.91	6.69	3.44
(350,400]	239	0.38	20.08	18.41	7.11	0.00	0.42	0.42	5.44
(400,450]	209	0.33	18.18	8.61	0.00	3.35	0.00	0.48	7.18
(450,500]	137	0.22	19.71	13.87	0.00	8.03	0.00	1.46	1.46
>500	213	0.34	78.40	26.76	7.98	6.57	18.78	37.09	87.79
Todos	62571	100.00	70.29	51.76	53.37	46.18	54.08	44.15	24.37

Panel B									
		β_{CDS}	β_{REG}	β_{END}	β_{KMV}	$\beta_{0.75}$	$\beta_{0.85}$	$\beta_{1.00}$	
$H_0 : CDS \leq 150$	p(eI)	4.24	8.99	3.50	3.93	3.31	11.86	42.33	
	p(eII)	13.15	30.97	65.01	73.94	71.98	51.28	8.77	

Figura 1: Distribución de los β_{CDS} y principales estadísticos descriptivos.

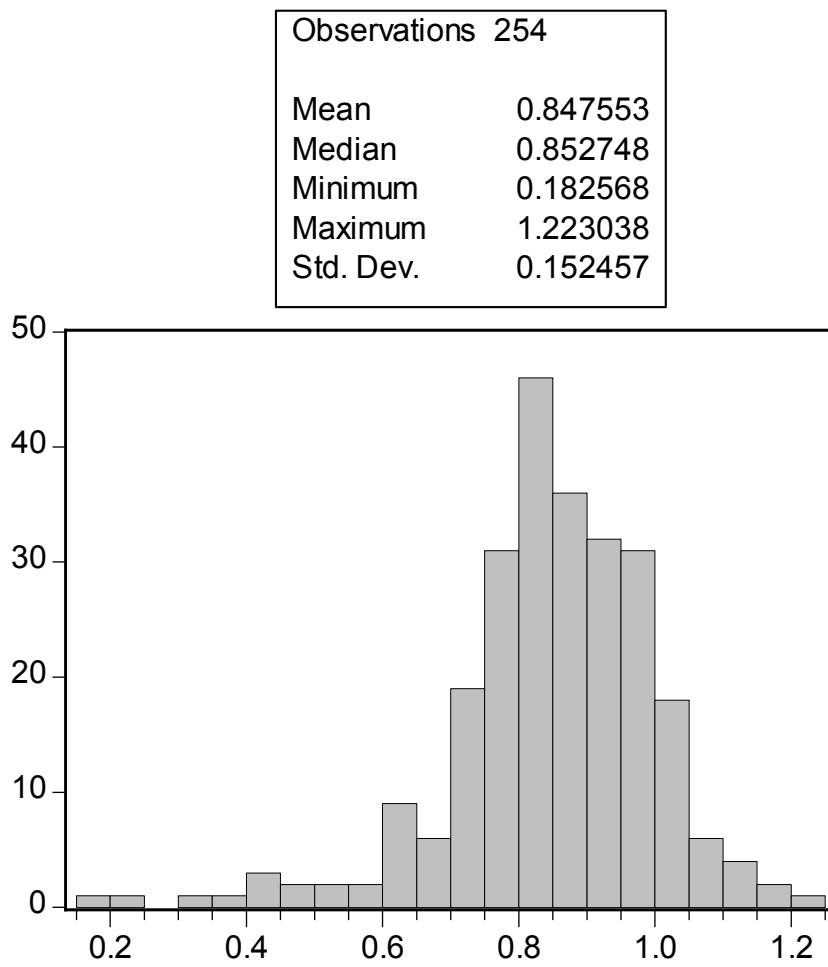


Figura 1: Distribución de los β_{CDS} y principales estadísticos descriptivos.

PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

DOCUMENTOS DE TRABAJO¹

- 0601 ARTURO GALINDO, ALEJANDRO IZQUIERDO Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Real exchange rates, dollarization y industrial employment in Latin America.
- 0602 JUAN A. ROJAS Y CARLOS URRUTIA: Social security reform with uninsurable income risk and endogenous borrowing constraints.
- 0603 CRISTINA BARCELÓ: Housing tenure and labour mobility: a comparison across European countries.
- 0604 FRANCISCO DE CASTRO Y PABLO HERNÁNDEZ DE COS: The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach.
- 0605 RICARDO GIMENO Y CARMEN MARTÍNEZ-CARRASCAL: The interaction between house prices and loans for house purchase. The Spanish case.
- 0606 JAVIER DELGADO, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: The joint size and ownership specialization in banks' lending.
- 0607 ÓSCAR J. ARCE: Speculative hyperinflations: When can we rule them out?
- 0608 PALOMA LÓPEZ-GARCÍA Y SERGIO PUENTE: Business demography in Spain: determinants of firm survival.
- 0609 JUAN AYUSO Y FERNANDO RESTOY: House prices and rents in Spain: Does the discount factor matter?
- 0610 ÓSCAR J. ARCE Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: House prices, rents, and interest rates under collateral constraints.
- 0611 ENRIQUE ALBEROLA Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Debt sustainability and procyclical fiscal policies in Latin America.
- 0612 GABRIEL JIMÉNEZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Credit market competition, collateral and firms' finance.
- 0613 ÁNGEL GAVILÁN: Wage inequality, segregation by skill and the price of capital in an assignment model.
- 0614 DANIEL PÉREZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Earnings and capital management in alternative loan loss provision regulatory regimes.
- 0615 MARIO IZQUIERDO Y AITOR LACUESTA: Wage inequality in Spain: Recent developments.
- 0616 K. C. FUNG, ALICIA GARCÍA-HERRERO, HITOMI IIZAKA Y ALAN SUI: Hard or soft? Institutional reforms and infrastructure spending as determinants of foreign direct investment in China.
- 0617 JAVIER DÍAZ-CASSOU, ALICIA GARCÍA-HERRERO Y LUIS MOLINA: What kind of capital flows does the IMF catalyze and when?
- 0618 SERGIO PUENTE: Dynamic stability in repeated games.
- 0619 FEDERICO RAVENNA: Vector autoregressions and reduced form representations of DSGE models.
- 0620 AITOR LACUESTA: Emigration and human capital: Who leaves, who comes back and what difference does it make?
- 0621 ENRIQUE ALBEROLA Y RODRIGO CÉSAR SALVADO: Banks, remittances and financial deepening in receiving countries. A model.
- 0622 SONIA RUANO-PARDO Y VICENTE SALAS-FUMÁS: Morosidad de la deuda empresarial bancaria en España, 1992-2003. Modelos de la probabilidad de entrar en mora, del volumen de deuda en mora y del total de deuda bancaria, a partir de datos individuales de empresa.
- 0623 JUAN AYUSO Y JORGE MARTÍNEZ: Assessing banking competition: an application to the Spanish market for (quality-changing) deposits.
- 0624 IGNACIO HERNANDO Y MARÍA J. NIETO: Is the Internet delivery channel changing banks' performance? The case of Spanish banks.
- 0625 JUAN F. JIMENO, ESTHER MORAL Y LORENA SAIZ: Structural breaks in labor productivity growth: The United States Vs. the European Union.
- 0626 CRISTINA BARCELÓ: A Q-model of labour demand.
- 0627 JOSEP M. VILARRUBIA: Neighborhood effects in economic growth.
- 0628 NUNO MARTINS Y ERNESTO VILLANUEVA: Does limited access to mortgage debt explain why young adults live with their parents?
- 0629 LUIS J. ÁLVAREZ Y IGNACIO HERNANDO: Competition and price adjustment in the euro area.
- 0630 FRANCISCO ALONSO, ROBERTO BLANCO Y GONZALO RUBIO: Option-implied preferences adjustments, density forecasts, and the equity risk premium.

1. Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

- 0631 JAVIER ANDRÉS, PABLO BURRIEL Y ÁNGEL ESTRADA: BEMOD: A DSGE model for the Spanish economy and the rest of the Euro area.
- 0632 JAMES COSTAIN Y MARCEL JANSEN: Employment fluctuations with downward wage rigidity: The role of moral hazard.
- 0633 RUBÉN SEGURA-CAYUELA: Inefficient policies, inefficient institutions and trade.
- 0634 RICARDO GIMENO Y JUAN M. NAVE: Genetic algorithm estimation of interest rate term structure.
- 0635 JOSÉ MANUEL CAMPA, JOSÉ M. GONZÁLEZ-MÍNGUEZ Y MARÍA SEBASTIÁ-BARRIEL: Non-linear adjustment of import prices in the European Union.
- 0636 AITOR ERCE-DOMÍNGUEZ: Using standstills to manage sovereign debt crises.
- 0637 ANTON NAKOV: Optimal and simple monetary policy rules with zero floor on the nominal interest rate.
- 0638 JOSÉ MANUEL CAMPA Y ÁNGEL GAVILÁN: Current accounts in the euro area: An intertemporal approach.
- 0639 FRANCISCO ALONSO, SANTIAGO FORTE Y JOSÉ MANUEL MARQUÉS: Punto de quiebra implícito en la prima de *credit default swaps*.

BANCO DE ESPAÑA
Eurosistema

Unidad de Publicaciones
Alcalá, 522; 28027 Madrid
Teléfono +34 91 338 6363. Fax +34 91 338 6488
Correo electrónico: publicaciones@bde.es
www.bde.es