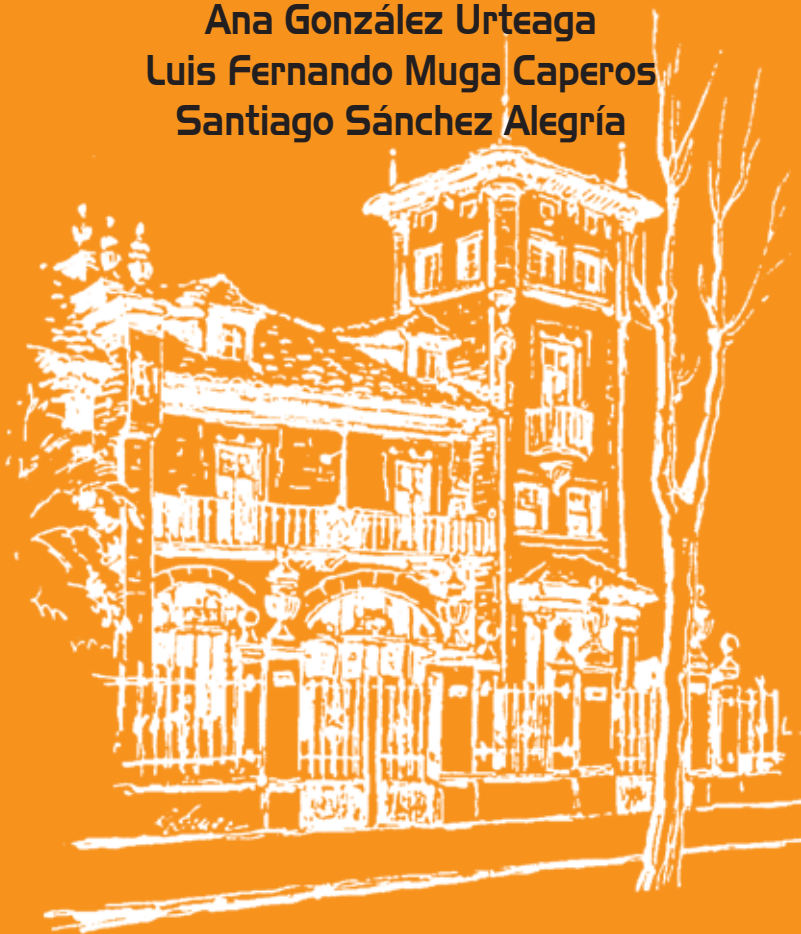


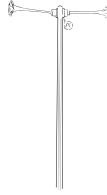
RIESGO DE CRÉDITO: ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS ALTERNATIVAS DE MEDICIÓN Y EFECTOS INDUSTRIA-PAÍS

Isabel Abínzano Guillén
Ana González Urteaga
Luis Fernando Muga Caperos
Santiago Sánchez Alegría



**RIESGO DE CRÉDITO:
ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS
ALTERNATIVAS DE MEDICIÓN Y
EFECTOS INDUSTRIA-PAÍS**

Colección DIFUNDE #239



CONSEJO EDITORIAL

Dña. Sonia Castanedo Bárcena
*Presidenta. Secretaria General,
Universidad de Cantabria*

D. Vitor Abrantes
*Facultad de Ingeniería, Universidad
de Oporto*

D. Ramón Agüero Calvo
*ETS de Ingenieros Industriales y
de Telecomunicación, Universidad de
Cantabria*

D. Miguel Ángel Bringas Gutiérrez
*Facultad de Ciencias Económicas
y Empresariales, Universidad de
Cantabria*

D. Diego Ferreño Blanco
*ETS de Ingenieros de Caminos,
Canales y Puertos, Universidad de
Cantabria*

Dña. Aurora Garrido Martín
*Facultad de Filosofía y Letras,
Universidad de Cantabria*

D. José Manuel Goñi Pérez
*Modern Languages Department,
Aberystwyth University*

D. Carlos Marichal Salinas
*Centro de Estudios Históricos,
El Colegio de México*

D. Salvador Moncada
*Faculty of Biology, Medicine and
Health, The University of Manchester*

D. Agustín Oterino Durán
*Neurología (HUMV), investigador del
IDIVAL*

D. Luis Quindós Poncela
*Radiología y Medicina Física,
Universidad de Cantabria*

D. Marcelo Norberto Rougier
*Historia Económica y Social
Argentina, UBA y CONICET (IIEP)*

Dña. Claudia Sagastizábal
*IMPA (Instituto Nacional de
Matemática Pura e Aplicada)*

Dña. Belmar Gándara Sancho
*Directora Editorial, Universidad de
Cantabria*

RIESGO DE CRÉDITO: ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS ALTERNATIVAS DE MEDICIÓN Y EFECTOS INDUSTRIA-PAÍS

**Isabel Abínzano Guillén
Ana González Urteaga
Luis Fernando Muga Caperos
Santiago Sánchez Alegría**



CANTABRIA
CAMPUS
INTERNACIONAL



Editorial
Universidad
Cantabria

Riesgo de crédito : análisis comparativo de las alternativas de medición y efectos industria-país / Isabel Abinzano Guillén... [et. al.]. – Santander : Editorial de la Universidad de Cantabria, D.L. 2017.

62 p. ; 24 cm. – (Cuadernos de investigación UCEIF ; 22/2017)

En la port.: Cantabria Campus Internacional.

D.L. SA. 913-2017. – ISBN 978-84-8102-834-8

1. Riesgo. 2. Crédito. I. Abinzano Guillén, Isabel. II. Fundación de la Universidad de Cantabria para el Estudio y la Investigación del Sector Financiero.

336.774

IBIC: KFFL

Esta edición es propiedad de la EDITORIAL DE LA UNIVERSIDAD DE CANTABRIA, cualquier forma de reproducción, distribución, traducción, comunicación pública o transformación sólo puede ser realizada con la autorización de sus titulares, salvo excepción prevista por la ley. Diríjase a CEDRO (Centro Español de Derechos Reprográficos, www.cedro.org) si necesita fotocopiar o escanear algún fragmento de esta obra.

- © Isabel Abinzano Guillén, Ana González Urteaga, Luis Fernando Muga Caperos y Santiago Sánchez Alegría
- © Editorial de la Universidad de Cantabria
Avda. de los Castros, 52 - 39005 Santander, Cantabria (España)
Teléf.-Fax +34 942 201 087
www.editorial.unican.es

Promueve: Fundación de la Universidad de Cantabria para el Estudio y la Investigación del Sector Financiero (UCEIF)

Coordinadora: M^a Begoña Torre Olmo | Secretaria: Tamara Cantero Sánchez

Digitalización: Manuel Ángel Ortiz Velasco [emeaov]

ISBN: 978-84-8102-834-8

Depósito Legal: SA 913-2017

Imprenta Kadmos

Impreso en España. *Printed in Spain*

DOI: <https://doi.org/10.22429/Euc2021.002>

Santander Financial Institute (www.sanfi.org)

SANFI es el centro de referencia internacional en la generación, difusión y transferencia del conocimiento sobre el sector financiero, promovido por la UC y el Banco Santander a través de la Fundación UCEIF. Desde sus inicios dirige actividades de gran calidad en áreas de formación, investigación y transferencia:

Máster en Banca y Mercados Financieros UC-Banco Santander. Constituye el eje nuclear de una formación altamente especializada, organizada desde la fundación en colaboración con el Banco Santander. Es impartido en España, México, Marruecos y Brasil, donde se están desarrollando la 21ª Edición, 18ª Edición, 10ª Edición respectivamente, además de clausurarse la primera promoción de la Edición Brasil. Recientemente se ha firmado el convenio de colaboración con la Pontificia Universidad Católica de Valparaíso y Santander Chile para que la Edición Chile.

Formación In Company. SANFI potencia sus actividades para desarrollar la formación de profesionales del sector financiero, principalmente del propio Santander, destacando también su actuación dentro de otros programas, como el realizado con el Attijariwafa Bank.

Archivo Histórico del Banco Santander. Situado en la CPD del Santander en Solares, comprende la clasificación, catalogación, administración y custodia, así como la investigación y difusión de los propios fondos de Banco como de otras entidades. Cabe destacar que posee más de 27.000 registros de fondo.

Educación Financiera: Finanzas para Mortales (www.finanzasparamortales.es). Proyecto educativo dirigido a fomentar la cultura financiera a través de sus plataformas online y sesiones presenciales, utilizando y aplicando las nuevas tecnologías y los medios actuales. Cuenta con más de 600 volun-



tarios procedentes de Banco Santander, distribuidos por los diferentes puntos de la geografía española. Han realizado, 560 sesiones formativas en 2016, donde se ha logrado acercar conocimientos financieros a más de 5.000 ciudadanos. Han colaborado con más de 50 instituciones, destacando colegios e institutos, Cáritas, Cruz Roja, Fundación del Secretariado Gitano, la ONCE, Fundación Integra, Ayuntamientos en las que han contribuido a mejorar la cultura financiera de beneficiarios y empleados.

Investigación

- Atracción del Talento, con diferentes acciones para el desarrollo de líneas de investigación estratégicas dedicadas al estudio de los “Mercados Globales”, al desarrollo e innovación de “Procesos Bancarios” al conocimiento de la “Historia Bancaria y Financiera”.
- Becas de investigación, con la finalidad de colaborar en la realización de Proyectos de Investigación, especialmente de Jóvenes Investigadores, que posibiliten el avance en el conocimiento de las metodologías y técnicas aplicables en el ejercicio de la actividad financiera, en particular las que llevan a cabo las entidades bancarias, para mejorar el crecimiento económico, el desarrollo de los países y el bienestar de los ciudadanos.
- Premios Tesis Doctorales, con el fin de promover y reconocer la generación de conocimientos a través de actuaciones en el ámbito del doctorado que desarrollen, impulsen el estudio y la investigación en el Sector Financiero.
- Y por último, la línea editorial, en la que se enmarcan estos Cuadernos de investigación, con el objetivo de poner a disposición de la sociedad en general, y de la comunidad académica y profesional en particular, el conocimiento generado en torno al Sector Financiero fruto de todas las acciones desarrolladas en el ámbito del Santander Financial Institute y especialmente los resultados de las Becas, Ayudas y Premios Tesis Doctorales.

ÍNDICE

II	Introducción
14	Antecedentes y justificación
19	Objetivo
21	Desarrollo del proyecto
57	Conclusiones
60	Bibliografía

INTRODUCCIÓN

En el marco de la crisis financiera, cuyo origen podríamos situar en la crisis de las hipotecas “*subprime*” de 2007 en Estados Unidos y sus posteriores ramificaciones (crisis económica global, crisis de deuda soberana europea, crisis de economías emergentes y materias primas, etc.), la medición del riesgo de crédito ha sido una de las cuestiones que mayor controversia ha generado en Economía, tanto en el ámbito académico como en el ámbito aplicado y profesional.

A pesar de existir diferentes modelos teóricos que tratan de aproximar la medida del riesgo de crédito, tanto desde un punto de vista contable como desde un punto de vista de mercados-financieros, han venido siendo las calificaciones establecidas por las agencias de *rating* las que han servido fundamentalmente como referencia para el mercado a la hora de establecer una *proxy* de la medida de este tipo de riesgo. Como ejemplo, dentro del enfoque estandarizado de Basilea, el cálculo de los activos ponderados por riesgo de crédito de un banco se hace en función del *rating* del emisor.

En este contexto, no son pocas las voces que han señalado a estas agencias como uno de los actores principales situados en el origen de la crisis financiera, dadas las calificaciones sistemáticamente positivas que recibían productos estructurados (compuestos fundamentalmente por hipotecas de alto riesgo) antes del estallido de la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos (véase Hunt, 2009). Posteriormente la actuación de las agencias de *rating* volvió a ser puesta en tela de juicio durante la reciente crisis de deuda soberana europea entre los años 2009 y 2014. Las principales agencias degradaron las calificaciones de la deuda soberana de países periféricos de la zona euro, rebajándola incluso a niveles de “bono basura” en algunos casos, mientras que la calificación de la deuda estadounidense permanecía con la máxima calificación. A modo de ejemplo, si nos fijamos en los datos actuales, Moody’s califica la deuda estadounidense como “Aaa” mientras que la española permanece calificada como “Baa2”, es decir, 8 escalones por



debajo. Sin embargo, los datos de mercado nos indican que la prima de riesgo del bono español a 10 años frente al estadounidense es de -69 puntos básicos (1 de septiembre de 2017).

Más recientemente, en el ámbito académico cada vez es más generalizado el uso de las primas de los *Credit Default Swaps* (CDS) como medida del riesgo del riesgo de crédito de empresas y países. Los CDS son instrumentos mediante los cuales su comprador, a cambio del pago anual de una prima, obtiene el derecho a ser recompensado en caso de existir un evento de crédito con relación a la entidad de referencia. Estas primas por tanto indican el precio de la cobertura del riesgo de crédito de un instrumento de deuda de una empresa o país, por lo que un mayor precio indica un mayor riesgo de crédito de la empresa. Esta medida ha sido ampliamente utilizada en trabajos sobre contagio de riesgos. Sin embargo, al igual que sucede con las calificaciones crediticias, no existen CDS sobre todas las empresas cotizadas. Y, además, no debemos olvidar que los CDS son activos derivados y que, aunque pueden servir como medida, están sujetos a fluctuaciones de mercado que les pueden desviar de sus valores fundamentales, sobre todo en los casos de que los mercados no sean lo suficientemente líquidos. De hecho, si comparamos ahora las primas de los CDS a 10 años de España y Estados Unidos del 1 de septiembre, éstos son de 64,26 y 29,87 puntos básicos, que supondría una diferencia de más de 34 puntos básicos a favor de España, implicando un mayor riesgo soberano que Estados Unidos. Resultado que contrasta con los datos obtenidos en cuanto a prima de riesgo y va en el mismo sentido de lo que indica la calificación crediticia.

Con este sencillo ejemplo se ponen de manifiesto las discrepancias en la ordenación que se obtiene atendiendo a unas u otras medidas. De este modo, aunque en la literatura existen estudios que comparan algunas de estas medidas, a día de hoy siguen siendo muchos los interrogantes relativos a cuál es la mejor manera de aproximar el riesgo de insolvencia. Interrogantes, que solucionados de una forma adecuada, pueden ayudarnos a estudiar de forma precisa diferentes problemas, como el contagio de riesgos citado anteriormente, o la identificación de burbujas de crédito que puedan desembocar en crisis financieras y económicas como la desencadenada en 2007 y que algunas economías siguen sufriendo.

Por ello, el presente proyecto pretende contribuir desde un punto de vista académico a la comparación de las diferentes medidas existentes del riesgo de crédito, y a la determinación de cuál o cuáles son aquellas que mejor reflejan el riesgo de impago de una empresa, diferenciando por características sectoriales y país.

Un adecuado conocimiento de las herramientas con las que contamos puede hacer mucho más sencilla la valoración de este tipo de riesgo tan importante tanto para economías desarrolladas como emergentes, como se ha demostrado en los últimos años.



ANTECEDENTES Y JUSTIFICACIÓN

Desde la publicación del trabajo de Beaver (1966) han sido muchos los modelos y herramientas que se han propuesto y utilizado para medir el riesgo de crédito. Estas medidas se pueden clasificar en varios grupos dependiendo de la información en la que están basadas. Así, podemos distinguir entre medidas calculadas a partir de información contable, medidas basadas en el precio de mercado de las acciones, la calificación crediticia o *rating*, la prima de riesgo de la deuda, y, por último, también los diferenciales de los CDS en los últimos años.

Respecto a las medidas contables, el trabajo clásico de referencia es el de Altman (1968), que desarrolló la medida que se conoce como Z de Altman. Utilizando análisis discriminante, Altman consiguió predecir la insolvencia en una muestra de empresas industriales a partir de cinco ratios contables. Otras medidas de este tipo son la O de Ohlson (1980), y las propuestas por Zmijewski (1984) y Shumway (2001), entre otros.

Sin embargo, como señalan Hillegeist *et al.* (2004), existen varias razones para cuestionar la efectividad de las medidas del riesgo de insolvencia basadas en datos contables. Entre estas razones se encuentra el hecho de que los estados contables están destinados a medir los resultados pasados y pueden no resultar muy informativos sobre el futuro de la empresa. Además, la información contable se realiza bajo el principio de empresa en funcionamiento, que asume que la empresa va a seguir en marcha y no va a quebrar. No debemos olvidar, asimismo, una de las corrientes empíricas más importantes de la literatura contable que evidencia el comportamiento oportunista de las empresas en dificultades financieras para utilizar la normativa contable para enmascarar su verdadera situación financiera (Francis y Krishnan 1999, Bartov *et al.* 2001, Bradshaw *et al.* 2001 y Butler *et al.* 2004). Esta circunstancia se acentúa por la falta de pronunciamiento por parte de los auditores sobre la salvedad de empresa en funcionamiento que puede mantener artificialmente la supervivencia de empresas en situación de insolvencia irreversible. Otra deficiencia importante de las medidas contables es que

no incorporan la volatilidad de los activos, por lo que concluyen que empresas con ratios iguales presentan idéntica probabilidad de insolvencia. Sin embargo, la volatilidad es una variable crucial a la hora de predecir el impago de una empresa puesto que ayuda a capturar la probabilidad de que el valor de los activos sea insuficiente para satisfacer las obligaciones de la empresa. *Ceteris paribus*, cuanto mayor sea la volatilidad del valor de los activos de una empresa, mayor será su probabilidad de impago.

Una alternativa a las anteriores aproximaciones del riesgo de insolvencia es la construcción de una medida del impago a partir de los precios de mercado de las acciones de la empresa, como hacen el modelo KMV de Moody's (véase Crosbie y Bohn, 2003), Vassalou y Xing (2004), Byström *et al.* (2005) y Byström (2006), entre otros. Estos trabajos parten de la idea del modelo estructural de Merton (1974), que propone considerar el valor de los recursos propios de la empresa como una opción de compra Europea sobre el valor de sus activos, y utiliza la fórmula de Black y Scholes (1973) para obtener su valor. El resultado es una medida que aproxima la probabilidad de impago de la empresa a partir del precio de mercado de sus acciones y de su volatilidad. Debido a que esta medida parte del modelo de valoración de opciones Black-Scholes-Merton, en adelante nos referiremos a ella como medida BSM.

Frente a los modelos basados en información contable, la medida BSM tiene la ventaja de que no sólo considera información pasada, sino que al utilizar los precios de mercado de las acciones, incorpora las expectativas de los inversores sobre el comportamiento futuro de los activos de la empresa. Además, también tiene en cuenta la volatilidad del rendimiento de los activos de la empresa. Sin embargo, debemos considerar que dicha medida tiene detrás unos supuestos sobre el valor de la empresa que podrían estar lejos de la realidad, como que el valor de los activos de la empresa sigue una distribución lognormal, o que la deuda es un único bono cupón-cero, lo cual podría alejar el resultado obtenido del riesgo de crédito real de la empresa. Por ejemplo, existen aplicaciones como la desarrollada en Nagel y Purnanandam (2015) que adaptan la medida BSM para tener en cuenta la especial naturaleza del valor de los activos de un banco. Siendo este trabajo de especial relevancia, dado que la mayoría de los estudios empíricos excluyen las empresas financieras de sus muestras.



En tercer lugar, la calificación crediticia o *rating* otorgada por una agencia de calificación ha sido utilizada por autores como Ang y Patel (1975), Blume *et al.* (1998) y Demirovic y Thomas (2007). Tal y como se ha señalado anteriormente, entre las ventajas de esta aproximación está la garantía de haber sido calculado por una agencia especializada, que utiliza una selección de técnicas y fuentes de información. Sin embargo, la utilización del *rating* como *proxy* del impago de una empresa también tiene inconvenientes. Por un lado, está el hecho de que la calidad crediticia de una empresa puede experimentar cambios sustanciales antes de que la calificación crediticia sea modificada. De hecho, uno de los objetivos del *rating* es la estabilidad de sus calificaciones (Cantor y Mann, 2007). Por otro lado, al utilizar el *rating* para aproximar el riesgo de insolvencia estamos suponiendo que dos activos con la misma calificación crediticia tienen el mismo riesgo de insolvencia. Por último, el *rating* no es una medida absoluta del riesgo de impago, sino una ordenación relativa de las entidades respecto de otras.

Otra alternativa para aproximar el riesgo de crédito de una empresa es la utilización del diferencial de su deuda o prima de riesgo, que es la diferencia entre la rentabilidad de la deuda de la empresa y la rentabilidad del activo libre de riesgo (véanse Collin-Dufresne y Goldstein, 2001 y Longstaff y Rajan, 2006). Sin embargo, Elton *et al.* (2001) demuestran que mucha de la información contenida en el diferencial no está relacionada con dicho riesgo. Además, está el problema de las emisiones múltiples y la necesidad de que existan bonos negociados de la empresa para poder calcular dicha medida. Por último, es relevante señalar que habitualmente es más sencillo obtener información sobre el precio de las acciones de la empresa que sobre la rentabilidad de su deuda.

Recientemente, la literatura empírica sobre riesgo de crédito se ha centrado en la utilización de las primas de los CDS como indicador del riesgo de impago (Alexander y Kaeck 2008, Das *et al.* 2009, Forte y Peña 2009, Eichengreen *et al.* 2012, y Ballester *et al.* 2014). De hecho, Hull *et al.* (2004) y Blanco *et al.* (2005) obtienen evidencia empírica que sostiene la igualdad teórica entre el diferencial de la deuda y la prima del CDS para una misma empresa. El inconveniente de esta medida es que la mayoría de las empresas no tienen CDS emitidos sobre su deuda, por lo que no se puede aproximar el riesgo de impago de estas empresas con esta medida.

Como vemos, la naturaleza de los diferentes tipos de medidas descritas es muy diversa. Sin embargo, se han utilizado de forma alternativa para medir u ordenar el riesgo de crédito sin que exista un estudio comparativo previo en profundidad de si estas medidas descritas son equivalentes en cierto modo, esto es, si todas ellas reflejan el riesgo de crédito de la misma manera, o si existen medidas más indicadas para determinados tipos de empresa, sector o país de pertenencia.

En la literatura existen varios trabajos que comparan estas medidas entre sí con diferentes muestras y técnicas, aunque estas comparaciones son restringidas en cuanto a número de medidas comparadas y países utilizados. Así, Kealhofer (2003) compara el modelo estructural de KMV con el *rating* de Standard and Poor's, y obtiene que el enfoque de KMV consigue un mejor ajuste al valor de los bonos corporativos que los análisis convencionales que utilizan la calificación crediticia. Por su parte, Hillegeist *et al.* (2004) obtienen que el modelo de Merton (1974) es superior a los modelos contables de Altman (1968) y Ohlson (1980) en cuanto a la predicción del impago. Otro trabajo que demuestra que los modelos basados en opciones dominan claramente a los modelos basados en información contable es el de Gharghori *et al.* (2006), que compara la capacidad de predicción del modelo de Merton (1974), de un modelo basado en la valoración de opciones barrera, y de un modelo basado en ratios contables propuesto por los autores y similar a la Z de Altman. Por su parte, Tanthanongsakkun y Treepongkaruna (2008) estudian cómo la probabilidad de impago obtenida a partir del modelo de Merton (1974), de forma combinada con dos factores relacionados con el riesgo de crédito, como son el tamaño y la ratio *book-to-market*, explica el *rating* comparado con modelos basados en información contable.

En contraposición, otros trabajos obtienen que las medidas contables, las basadas en precios de mercado y el *rating* obtienen clasificaciones similares en la medición del riesgo de crédito. Así, Byström (2006) compara el modelo BSM con un modelo simplificado propuesto en su trabajo, tomando como referencia el *rating* de Moody's, y obtienen que la ordenación de ambos modelos es equivalente. Das *et al.* (2009) comparan medidas contables y basadas en datos de mercado a través de su ajuste a las primas de los CDS, obteniendo que ambos enfoques son complementarios en la valoración del riesgo de crédito. Por su parte



Löffler (2004), mediante la simulación de carteras de bonos examina qué criterio funciona mejor a la hora de gestionar carteras, si el *rating* o las medidas basadas en información de mercado. Sus resultados muestran que no es evidente que una de estas dos medidas sea superior. El poder relativo de las dos medidas en el anticipo del impago depende del horizonte de inversión y del grado de aversión al riesgo del inversor. Cardone *et al.* (2014) realizan un análisis empírico para estudiar qué tipo de modelo –basado en información contable o en precios de mercado– explica mejor el riesgo de crédito de las empresas, medido éste con los diferenciales de los CDS, que a su vez es otra medida del riesgo de crédito. Los resultados obtenidos indican que apenas existe diferencia en el poder explicativo de los dos enfoques y que ambos tipos de medidas se complementan entre sí, y que por tanto la mejor opción para explicar el riesgo de crédito es una combinación de los dos enfoques.

Por último, en el caso de Hull *et al.* (2004), las medidas que se comparan son las primas de los CDS, el diferencial de la deuda y el *rating*. En primer lugar, comprueban que la relación teórica de igualdad entre las primas de los CDS y el diferencial de la deuda se cumple, y que por tanto las primas de los CDS pueden utilizarse como una medida de la prima de riesgo y por tanto del riesgo de una emisión de deuda. En segundo lugar, estudian hasta qué punto los anuncios de Moody's son anticipados por los participantes del mercado de CDS.

Como vemos, los resultados de estos trabajos no siempre llegan a las mismas conclusiones. Esto puede deberse a la utilización de diferentes muestras tanto a nivel de países estudiados como de horizonte temporal, así como a la referencia que utilizan para comparar las medidas, o a las propias medidas utilizadas. Por ejemplo, como referencia del riesgo de crédito en Kealhofer (2003) se utilizan para comparar datos reales de quiebras, mientras que en Tanthanongsakkun y Treepongkaruna (2008) se toma el *rating* y en Cardone *et al.* (2014) se compara usando las primas de los CDS. Sin embargo, debemos tener en cuenta que el *rating* y los CDS son medidas del riesgo de crédito en sí mismas, por lo que su utilización como referencia no parece la más adecuada. Esto último, unido a la necesidad de una comparación simultánea de un mayor número de medidas, nos lleva a formular el objetivo del presente proyecto.

OBJETIVO

El objetivo de este proyecto de investigación es doble. Por un lado, se pretende estudiar si las diferentes alternativas de medición del riesgo de impago ordenan de igual modo y por tanto se pueden utilizar de forma indistinta, y, por otro lado, se trata de estudiar cuál o cuáles son las medidas que mejor recogen el riesgo de crédito de las empresas.

Para ello, en primer lugar se ha llevado a cabo una comparación utilizando un análisis más amplio que los existentes en la literatura en cuanto a número de medidas a comparar, países de la muestra y horizonte temporal. De este modo se comparan simultáneamente medidas de carácter contable, concretamente la Z de Altman, la O de Ohlson, y la probabilidad de insolvencia propuesta por Hannan y Hanweck (1988), medidas basadas en los precios de mercado de las acciones, como la medida BSM, el *rating*, además de medidas obtenidas directamente del mercado, como son las primas de los *Credit Default Swaps* (CDS). Así, a diferencia de trabajos anteriores que se limitan a dos o tres medidas de distinta categoría, aquí se realiza una comparación de un amplio espectro de medidas que aproximan el riesgo insolvencia, en concreto siete.

Además, para estudiar cómo aproximan el riesgo de impago las medidas anteriores, no se toma como referencia otra medida de riesgo de insolvencia, como pudiera ser el *rating* o las primas de los CDS, sino una medida real del riesgo de crédito de la empresa. Por ello se parte de la información histórica de impagos de las empresas de la muestra, que se compara con los resultados de las medidas a estudiar utilizando diferentes metodologías. El hecho de tener información real sobre la probabilidad de quiebra permite además estudiar si las diferentes medidas recogen los cambios en el riesgo de crédito de forma simultánea, o hay retardos de tiempo, como señalan Norden y Weber (2004) para el caso de los CDS y el *rating*.



Para el análisis se han estudiado cinco economías desarrolladas: Alemania, España, Estados Unidos, Francia y Reino Unido, de modo que se pueda analizar la capacidad de las medidas del riesgo de crédito considerando dos entornos institucionales distintos, el anglosajón y el continental, pero dentro de un contexto de mercados desarrollados, de forma que las diferencias entre medidas no puedan ser imputadas a diferentes grados de desarrollo de mercado o de credibilidad de la información contable. Además, se ha utilizado un período de tiempo amplio que incluye la crisis financiera global iniciada en 2007 y la crisis de deuda soberana europea, de forma que también se puede estudiar la evolución de las diferentes medidas, y cómo han anticipado o valorado los cambios en el riesgo de crédito de las empresas.

DESARROLLO DEL PROYECTO

A continuación, se describen los principales avances del proyecto. En primer lugar, se muestran las medidas del riesgo de crédito analizadas en este estudio. A continuación, se describen las bases de datos utilizadas para la consecución del mismo. En tercer lugar, se presentan los resultados obtenidos en cuanto a la comparación de medidas del riesgo de impago, y finalmente, se describe el análisis realizado para estudiar el ajuste de dichas medidas.

1. Medidas del riesgo de crédito analizadas

Como ya se ha mencionado anteriormente, en este trabajo se analiza la comparación y el ajuste de siete medidas alternativas del riesgo de crédito: la medida Black-Scholes-Merton, la Z de Altman, la O de Ohlson, la medida de Hannan y Hanweck, el modelo de Zmijewski, las primas de los *Credit Default Swaps* y la calificación crediticia. A continuación, se describe cada medida del riesgo de crédito calculada y el proceso seguido para su obtención.

1.1. Medida Black-Scholes-Merton

El cálculo de esta medida parte de la idea de Merton (1974), que propone considerar el valor de los recursos propios de la empresa como una opción de compra Europea sobre el valor de sus activos y utiliza la fórmula de Black y Scholes (1973) para obtener su valor.

Merton (1974) supone que el valor de los activos de la empresa sigue el siguiente movimiento Browniano geométrico:

$$dV_A = \mu V_A dt + \sigma_A V_A dW \quad (1)$$

donde μ es la tasa de rendimiento instantáneo esperado de V_A , σ_A es la volatilidad de este rendimiento y W es un movimiento Browniano estándar.

Suponiendo que la empresa está financiada únicamente con recursos propios y un bono cupón-cero con valor nominal D y vencimiento T , la probabilidad de impago se puede definir como la probabilidad de que el valor de los activos de la empresa en T sea menor que el valor en libros de sus deudas, esto es:

$$P_{def,t} = Prob(V_{A,T} \leq D | V_{A,t}) = Prob(\ln V_{A,T} \leq \ln D | V_{A,t}) \quad (2)$$

Puesto que el valor de la empresa sigue el proceso dado por (1), se deduce que:

$$\ln V_{A,T} = \ln V_{A,t} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t) + \sigma_A \sqrt{T-t} \varepsilon_T \quad (3)$$

donde:

$$\varepsilon_T = \frac{W(T) - W(t)}{\sqrt{T-t}} \quad (4)$$

con $\varepsilon_T \sim N(0, 1)$. De este modo, la expresión (2) puede escribirse como:

$$\begin{aligned} P_{def,t} &= Prob \left(\ln V_{A,t} - \ln D + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t) + \sigma_A \sqrt{T-t} \varepsilon_T \leq 0 \right) \\ &= Prob \left(- \frac{\ln \frac{V_{A,t}}{D} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{T-t}} \geq \varepsilon_T \right) \end{aligned} \quad (5)$$

Utilizando la distribución implícita en Merton (1974), la probabilidad de impago viene dada por:

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

donde $N(\cdot)$ es la probabilidad acumulada de la distribución Normal.

Es conveniente observar que para implementar la expresión (6) debe conocerse el valor de los activos de la empresa, $V_{A,t}$, la volatilidad de su rendimiento, σ_A , así como el valor de μ . Sin embargo, el valor de los activos de la empresa no es directamente observable y, por lo tanto, tampoco su volatilidad ni su tasa media de rendimiento. La variable que sí puede observarse es el valor de mercado de los recursos propios de la empresa, $V_{E,t}$ a partir del cual puede estimarse la volatilidad de su rendimiento, σ_E . Nótese que Merton (1974), aplicando Black y Scholes (1973) a la valoración de los recursos propios de la empresa, obtiene que el valor de $V_{E,t}$ viene dado por la siguiente expresión:

$$V_{E,t} = V_{A,t} N(d_1) - D e^{-r(T-t)} N(d_2) \quad (7)$$

con:

$$d_1 = \frac{\ln \frac{V_{A,t}}{D} + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{T-t}} \quad (8)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T-t} \quad (9)$$

donde r es el tipo de interés libre de riesgo. Por otro lado, aplicando el lema de Itô, σ_A y σ_E se pueden relacionar de este modo:

$$\sigma_E = \frac{V_A}{V_E} N(d_1) \sigma_A \quad (10)$$



Por lo tanto, partiendo del valor de mercado de los recursos propios de la empresa y resolviendo el sistema de ecuaciones (7) – (10), se pueden estimar $V_{A,t}$, $\sigma_{A,t}$, y μ . Una vez obtenidos dichos valores, se sustituyen en (6) y se obtiene $P_{def,t}$.

En este proyecto, para implementar esta medida se ha seguido un procedimiento similar al de Vassalou and Xing (2004) y Abinzano et al. (2014). En primer lugar, se ha estimado la volatilidad de los recursos propios, $\sigma_{E,t}$, calculando la desviación típica de la rentabilidad del valor de los recursos propios a lo largo de los 12 meses anteriores. Dicha estimación de $\sigma_{E,t}$ se adopta como valor inicial para la estimación de $\sigma_{A,t}$. Sustituyendo $\sigma_{A,t}$, $\sigma_{E,t}$ y $V_{E,t}$ en el sistema de ecuaciones (7)-(10) se obtiene el valor inicial de $V_{A,t}$. El proceso descrito se repite para cada mes con objeto de disponer de una serie de estimaciones de $V_{A,t}$.

La estimación de $\sigma_{A,t}$ requiere de la aplicación de un proceso iterativo. Inicialmente, a partir de los valores estimados para $V_{A,t}$ se obtiene la primera estimación identificada como la desviación estándar de su rentabilidad durante los 12 meses anteriores. Posteriormente se repite este proceso hasta que los valores de $\sigma_{A,t}$ de dos iteraciones consecutivas converjan, utilizando un nivel de tolerancia de 0,001. Obtenido el valor de convergencia de $\sigma_{A,t}$ se obtiene el valor final de $V_{A,t}$ a partir de la expresión (7). Calculando la media del cambio anual de $V_{A,t}$ en los últimos 12 meses se obtiene una estimación para el valor de μ . En el caso de que el valor hallado para μ sea menor que el tipo de interés libre de riesgo anual en dicho mes, r_t , al igual que en Hillegeist *et al* (2004), se entiende que $\mu_t = r_t$. Finalmente se utiliza la expresión (6) para derivar el valor de $P_{def,t}$.

Los datos utilizados para calcular la medida Black-Scholes-Merton (en adelante BSM) son el valor de mercado de los recursos propios de la empresa, el valor contable de la deuda a corto y a largo plazo, y el tipo de interés libre de riesgo. Dada la naturaleza del trabajo se han utilizado datos mensuales. En línea con Vassalou y Xing (2004), los datos de la deuda son los del año corriente a partir de abril y los del ejercicio anterior para los meses de enero, febrero y marzo. Además, de acuerdo con otros trabajos, como Crouhy et al. (2000), se ha tomado como valor en libros de la deuda la suma de la deuda a corto plazo y el 50% de la deuda a largo plazo. En cuanto al tipo de interés libre de riesgo, con

objeto de disponer de una medida homogénea para todo el periodo, en el caso de los cuatro países europeos se ha tomado la referencia de tipos de interés de convergencia de Maastrich (MCBY) publicados por EUROSTAT, mientras que para Estados Unidos hemos aproximado esta tasa con el rendimiento de los activos a un año proporcionado por la Reserva Federal.

1.2. *Z de Altman*

La Z de Altman puede considerarse como la medida clásica del riesgo de insolvencia calculada a partir de información contable. A partir de una muestra de 66 empresas cotizadas y utilizando análisis discriminante, Altman (1968) obtuvo la siguiente relación entre la medida del riesgo de impago, Z, y cinco ratios contables:

$$Z = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 0,6X_3 + 0,999X_4 + 3,3X_5 \quad (11)$$

con:

X_1 : Fondo de maniobra/Activos totales

X_2 : Beneficios retenidos/Activos totales

X_3 : Valor de Mercado de los recursos propios/Valor contable de la deuda

X_4 : Ventas/Activos totales

X_5 : Beneficio antes de intereses e impuestos/Activos totales

Según los resultados del trabajo de Altman (1968), para valores de Z por encima de 3 la empresa no presenta riesgo de impago, mientras que si Z es menor que 1,8, la probabilidad de impago es muy alta.

Para calcular esta medida, al igual que se ha realizado con los datos de deuda para la medida BSM, en el caso de las variables de contenido contable se ha tomado el valor del año corriente a partir de abril y los del ejercicio anterior para los meses de enero, febrero y marzo.



1.3. *O de Ohlson*

Otra de las medidas contables clásicas es la de Ohlson (1980), que a partir de nueve variables ofrece un indicador del nivel de insolvencia de la empresa. La expresión de esta medida es la siguiente:

$$O = -1,32 - 0,407 \cdot SIZE + 6,03 \cdot TLTA - 1,43 \cdot WCTA + 0,0757 \cdot CLCA - 2,37 \cdot NITA - 1,83 \cdot FUTL + 0,285 \cdot INTWO - 1,72 \cdot OENEG - 0,521 \cdot CHIN \quad (12)$$

donde:

- **SIZE:** Logaritmo del valor contable de los activos corregido por la inflación. Para deflactar se ha tomado como base el año 1985 para todas las empresas.
- **TLTA:** Total de pasivo entre activos totales.
- **WCTA:** Fondo de maniobra entre activos totales.
- **CLCA:** Pasivo corriente entre activo corriente.
- **NITA:** Beneficio neto entre activos totales.
- **FUTL:** Beneficio de explotación entre pasivo total.
- **INTWO:** Uno si el beneficio neto de los dos últimos años fue negativo, cero en caso contrario.
- **OENEG:** Uno si el pasivo total excede del activo, cero en caso contrario.
- **CHIN:** $(BN_t - BN_{t-1}) / (|BN_t| + |BN_{t-1}|)$, donde *BN* es el beneficio neto.

Al contrario que en el caso de la *Z*, se puede observar que por la construcción de la expresión (12), un mayor valor de la medida *O* implica un mayor riesgo de crédito.

1.4. *Medida de Hannan y Hanweck (1988)*

Por su parte, Hannan y Hanweck (1988) proponen medir la probabilidad de insolvencia utilizando tres variables financieras: el ratio de capital, la rentabilidad esperada de los activos y la varianza estimada de la

rentabilidad de los activos. Siguiendo a estos autores, el riesgo de quiebra se mide por la probabilidad de que la empresa obtenga pérdidas superiores a sus fondos propios. Esto es, definen la probabilidad de insolvencia de este modo:

$$\text{Probabilidad} \left(R < -\frac{RP}{A} \right) \quad (13)$$

donde R es la rentabilidad del activo medida como el ratio resultados del ejercicio sobre activo y RP/A es el ratio recursos propios sobre activo. Utilizando la desigualdad de Tchebychef, obtienen una cota para la probabilidad insolvencia, definiendo ésta de la siguiente manera:

$$PI = \text{Min} \left\{ 1, \left(\frac{\sigma_R}{E(R) + \frac{RP}{A}} \right)^2 \right\} \quad (14)$$

donde σ_R denota la desviación típica de la rentabilidad y $E(R)$ su rentabilidad esperada respectivamente.

1.5. Modelo de Zmijewski

La última medida basada en información contable que se ha calculado ha sido la proporcionada por el modelo de Zmijewski (1984), dado por la siguiente expresión:

$$X = -4,3 - 4,5X_1 + 5,7X_2 + 0,004X_3 \quad (15)$$

donde:

X_1 : Beneficio neto/Activos totales

X_2 : Pasivo total/Activos totales

X_3 : Activo corriente/Pasivo corriente



1.6. Prima de los Credit Default Swaps (CDS)

Como se ha comentado anteriormente, a partir de la generalización de este tipo de activos en los mercados, sus primas han comenzado a utilizarse como medida del riesgo de crédito de países y empresas. Siguiendo la línea de Hull et al. (2004) en este trabajo se han utilizado las primas de los CDS a medio plazo. En concreto, se han considerado aquellos CDS con vencimiento a cinco años sobre las empresas estudiadas.

1.7. Calificación crediticia o rating

La última medida del riesgo de impago que se utiliza en el trabajo es la calificación crediticia o *rating*, concretamente la otorgada por la agencia de calificación Moody's. Debe tenerse en cuenta que para una empresa puede existir más de un instrumento de deuda calificado, en cuyo caso se ha considerado únicamente la calificación de la deuda que no es ni subordinada ni convertible.

Puesto que la calificación viene dada por combinaciones alfanuméricas, se ha procedido a una codificación previa en forma numérica para poder comparar con el resto de medidas de impago. De este modo la mejor calificación de Moody's (Aaa) corresponde con un uno, siendo la escala numérica creciente según se van degradando las calificaciones de activos y empresas.

2. Datos

Los datos que se han utilizado en este trabajo han sido extraídos de dos bases diferentes. En primer lugar, se ha usado la base Thomson-Reuters Datastream para la obtención de todas las variables necesarias para el cálculo de las seis primeras medidas analizadas. La información utilizada es de periodicidad mensual y comprende desde enero de 1986 hasta febrero de 2016. Como ya se ha mencionado, la información se ha obtenido para cinco países: Alemania, España, Estados Unidos, Francia y Reino Unido. Entre los requisitos introducidos para obtener los datos está que la acción sea activo principal (*major security*), que los precios

estén ajustados y que se incluyan tanto empresas vivas como empresas que han dejado de cotizar, para evitar el sesgo de supervivencia.

En segundo lugar, se ha utilizado la base Default and Recovery de Moody's, adquirida con la financiación de la Ayuda a la Investigación Santander Financial Institute, para conseguir la calificación crediticia de las empresas otorgada por Moody's, que es la séptima medida del riesgo de crédito analizada en el proyecto. Esta base se ha utilizado también para obtener los datos de impago de las empresas analizadas a lo largo del período muestral.

Una vez descargada esta información, hemos procedido a la depuración de la base de datos, puesto que algunas empresas no disponían de todas las variables necesarias para calcular las medidas, y al cálculo de cada una de ellas. En la Tabla 1 se muestra el número de empresas para el que está disponible cada medida, distinguiendo por país. En dicha tabla se muestra el número total de empresas para el que hay datos, y también se indica el número máximo y mínimo de empresas por mes, así como el número máximo y mínimo de observaciones mensuales por empresa para cada una de las alternativas consideradas.

Tabla 1: Resumen del número de observaciones de cada medida por país y por empresa, respectivamente

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlsen</i>	<i>Hannan y Hanweck</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>Primas CDS</i>	<i>Rating</i>
PANEL A: Alemania							
Número de empresas con dato	944	546	591	753	677	21	21
Máximo por mes	481	290	281	373	328	20	17
Mínimo por mes	1	35	2	3	2	1	1
Máximo por empresa	299	192	228	240	240	88	276
Mínimo por empresa	1	1	1	1	1	14	25



	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>Hannan y Hanweck</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>Primas CDS</i>	<i>Rating</i>
PANEL B: España							
Número de empresas con dato	164	129	143	189	149	19	19
Máximo por mes	99	85	83	113	91	16	14
Mínimo por mes	3	3	35	45	35	2	1
Máximo por empresa	310	192	228	240	240	93	218
Mínimo por empresa	3	6	1	4	4	4	9
PANEL C: Estados Unidos							
Número de empresas con dato	1271	529	294	1132	869	181	539
Máximo por mes	712	367	404	772	593	173	340
Mínimo por mes	10	8	34	1	1	7	43
Máximo por empresa	310	156	143	180	155	135	348
Mínimo por empresa	1	2	1	1	2	6	1
PANEL D: Francia							
Número de empresas con dato	821	525	529	791	608	26	22
Máximo por mes	383	262	239	328	281	24	15
Mínimo por mes	2	83	3	4	3	2	3
Máximo por empresa	299	192	228	240	240	93	339
Mínimo por empresa	1	2	1	1	1	23	1

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>Hannan y Hanweck</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>Primas CDS</i>	<i>Rating</i>
PANEL E: Reino Unido							
Número de empresas con dato	1690	1056	790	1645	1109	61	78
Máximo por mes	721	398	294	586	363	58	48
Mínimo por mes	1	65	2	2	2	1	1
Máximo por empresa	310	192	226	238	238	88	301
Mínimo por empresa	1	1	1	1	1	1	7

Como puede verse, partiendo de la misma muestra inicial, el número de empresas para las que se dispone de dato varía dependiendo de la exigencia en cuanto a número de variables de la medida en cuestión o en cuanto al número de datos de mercado. Así, se observa que a pesar de que la *Z* de Altman y la *O* de Ohlson son medidas de fácil obtención, puesto que no requieren de la optimización de varios procesos como sucede en el cálculo de la medida *BSM*, el hecho de que requieran mayor número de variables, limita su obtención, como queda de manifiesto en la Tabla 1. En el caso de las primas de los *CDS*, vemos que el número de observaciones es muy reducido, puesto que el número de empresas sobre las que existen este tipo de derivados de crédito es limitado. Esto mismo sucede en el caso del *rating*, puesto que sólo algunas empresas disponen de una evaluación crediticia de su deuda.

Salvo para el caso de España, en el que la medida para la que se han podido obtener mayor número de datos es Hannan y Hanweck, la medida que se ha podido computar para mayor número de empresas diferentes es *BSM*. Para tener una idea de la diferente cobertura de las muestras por países, el número de empresas con *rating* representan un 42% de las empresas con medida *BSM* en Estados Unidos frente a un 2,2% en Alemania. Este hecho puede indicar que el tipo de empresas para los que están disponibles unas y otras medidas afectará a los resultados finales.

Tabla 2: Resumen del número de observaciones de impago por país y para el total de la muestra

	<i>Empresas con información de impago</i>	<i>Empresas con impago</i>
Alemania	69	10
España	31	11
Estados Unidos	1412	187
Francia	65	10
Reino Unido	264	33
TOTAL	1841	251

En el caso de la información sobre el impago de las empresas de la muestra, en la Tabla 2 se muestra un resumen del número de observaciones para el cual se dispone de dato de impago, haya habido o no impago, así como del número de empresas que sí han tenido un impago a lo largo del período considerado. Como vemos, la información sobre impago en el caso de Estados Unidos y Reino Unido es más amplia que en el caso de los países de la Europa continental. Este hecho deberá ser tenido en cuenta a la hora de interpretar los resultados y extraer conclusiones.

En la Tabla 3 se muestra el número de empresas con información relativa a la existencia de impago o no para cada medida y de forma global. También se muestra cuántas de las empresas para las que se dispone de dicha información han tenido algún impago. Se toma como impago desde el retraso en un cupón de intereses o la omisión del pago de dividendos hasta la quiebra de la empresa. Como hemos mencionado antes, esta información es la mostrada por la base Default and Recovery de Moody's, que aparece clasificada por tipo de evento de crédito.

En esta tabla también se ofrece un resumen de descriptivos de las medidas del riesgo de impago diferenciando si la empresa ha incumplido a lo largo de la muestra o no. Como se ve, los valores medios son mejores en las empresas sin impago que en las empresas que han impagado, con excepción del *rating*.

Tabla 3: Descriptivos de las diferentes medidas del riesgo de crédito clasificando según haya habido o no impago a lo largo de la muestra

	Empresas	Empresas con impago	Empresas con impago			Empresas sin impago		
			Media	Máx.	Mín.	Media	Máx.	Mín.
BSM	931	117	0,06	1,00	0,00	0,03	1,00	0,00
Z-Altman	500	72	6,02	405,51	-76,03	165,05	434018,47	-46,07
O-Ohlson	521	77	-5,79	66,89	-28,37	-7,32	501,04	-104,75
H-H	904	127	0,03	1,00	0,00	0,02	1,00	0,00
Zmijewski	694	101	-0,86	186,78	-40,33	-4,23	353,56	-407,83
CDSs	262	53	455,57	13366,96	1,00	232,95	9673,97	6,00
Rating	679	128	A3	Aaa	WR ¹	Baa1	Aaa	C
TOTAL	1841	251						

¹ WR: *Withdrawing rating*.

En la Tabla 4 se muestra la clasificación de eventos de crédito contemplada en la base Default and Recovery. Se puede observar que los sucesos abarcan un abanico amplio de tipos de impago de la empresa.

Tabla 4: Clasificación de eventos de crédito considerados en la base Default and Recovery de Moody's

Código	Definición	Código	Definición
1	Quiebra	12	Contrato modificado
2	Quiebra sección 77	13	Préstamo perdonado
3	Capítulo 10	14	Impago de intereses
4	Capítulo 11	15	Impago de intereses y principal
5	Capítulo 7	16	Impago del principal
6	Capítulo 9	17	Moratoria del principal
7	<i>Conservatorship</i>	18	<i>Placed under administration</i>
8	<i>Cross default</i>	19	Capítulo 11 prenegociado
9	<i>Distressed Exchange</i>	20	<i>Receivership</i>
10	Omisión de dividendos	21	<i>Seized by regulators</i>
11	Periodo de gracia	22	Suspensión de pagos

3. Comparación de medidas

Para ilustrar la importancia del primer análisis que se ha llevado a cabo en este proyecto, se han elegido dos de las empresas más importantes del IBEX 35 en España y se ha comparado la ordenación de su riesgo de crédito a través de las siete medidas consideradas. En concreto, en la Tabla 5 se presentan dichas medidas para Iberdrola y Telefónica, en febrero de 2013. Tal y como se ha puesto de manifiesto, uno de los usos de las medidas del riesgo de impago es comparar empresas en cuanto a probabilidad de impago para determinar así la rentabilidad requerida de sus activos. Así, si se quisiera comparar el riesgo de impago de Iberdrola y Telefónica, utilizando la medida BSM y la Z de Altman, se concluiría que Iberdrola tiene más riesgo que Telefónica, mientras que con el resto de medidas la conclusión sería la contraria.

Este ejemplo sirve para poner de manifiesto que estas medidas no siempre ordenan igual. Por ello, en la primera parte de este proyecto se ha analizado el orden que proporcionan estas medidas, y se ha comparado dicha ordenación en función de las medidas utilizadas.

Una vez calculadas las diferentes medidas del riesgo de impago, se ha procedido a la comparación de la ordenación proporcionada por cada una de ellas. De los trabajos existentes en la literatura sobre la comparación de la medición de diferentes medidas, sólo Byström (2006) compara el orden proporcionado, para comparar el *rating* con la medida BSM y una versión simplificada de ésta. Sin embargo, muestra simplemente el orden dado, sin utilizar ninguna técnica.

Tabla 5: Ejemplo de la distinta ordenación en un momento concreto del riesgo de impago de Iberdrola y Telefónica. Los datos tomados son de final de febrero de 2013

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>Hannan-Hanweck</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Credit rating</i>
Iberdrola	0,34%	1,21	-7,52	4,97E-07	-2,43	208,999	Baa1
Telefónica	0,26%	1,63	-6,82	1,01E-05	-1,61	264,089	Baa2

En el caso del proyecto realizado, al tener siete medidas diferentes y un número elevado de empresas, se necesita alguna estrategia que ayude a determinar si las medidas ordenan del mismo modo. Para ello, en primer lugar, se han dividido los valores de cada medida en cuartiles, y se ha calculado el porcentaje de coincidencia en cuartiles para cada dos medidas. En la Tabla 6 se muestran los resultados para la muestra global compuesta por las empresas de los cinco países considerados, con la condición de que las medidas se comparan sólo cuando existe observación para ese mes y empresa para las siete medidas analizadas. Como puede verse, la medida BSM coincide en el 50% de los casos con las primas de los CDS, y en un 45% con la medida contable de Altman y en un 42% con el *rating*. Destaca también la baja coincidencia de resultados de la medida de Hannan y Hanweck con las otras medidas utilizadas. Sin embargo, debe resaltarse que la coincidencia en cuartiles no supera el 50% de los casos. A nivel de país individual, los resultados, no mostrados en el presente documento, son muy similares a los de la muestra total, aunque en el caso de Reino Unido, la Z de Altman y Zmijewski coinciden en un 77% de los casos.

Esta comparación por cuartiles puede utilizarse como una primera aproximación, aunque para determinar estadísticamente si las diferentes medidas ordenan de igual forma o no, se utilizan métodos no paramétricos de correlación por rangos. Concretamente, se calculan los coeficientes de correlación de Kendall y Spearman, que miden si la ordenación de dos variables es similar, y pueden servir para valorar la significación de la relación entre ellas.

Tabla 6: Coincidencia por cuartiles (en %) para el total de la muestra

	Z- Altman	O- Ohlson	H-H	Zmijewski	CDS	Rating
BSM	45,15	32,51	28,23	40,41	50,53	42,74
Z-Altman		36,55	22,08	50,69	39,76	38,85
O-Ohlson			28,61	44,16	38,46	45,65
H-H				20,51	29,87	31,86
Zmijewski					38,66	39,61
CDS						48,51

En las Tablas 7 y 8 se muestran los citados coeficientes de correlación de Kendall y Spearman obtenidos a partir de la muestra global. Como puede observarse, con ambos métodos se ratifican las conclusiones extraídas de la Tabla 5. Así, la correlación entre la medida Hannan y Hanweck y el resto de medidas es muy bajo o incluso negativo. Además, destaca la correlación entre CDS y *rating*, o entre BSM y Z de Altman y CDS.

Tabla 7: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para el total de la muestra

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.42251***	0.1487***	0.084947***	0.24856***	0.46137***	0.22225***
<i>Z-Altman</i>		0.23205***	-0.1992***	0.53753***	0.37246***	0.2664***
<i>O-Ohlson</i>			-0.024074*	0.44296***	0.24161***	0.38234***
<i>H-H</i>				-0.16202***	0.11781***	0.10988***
<i>Zmijewski</i>					0.3376***	0.40668***
<i>CDS</i>						0.4588***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla 8: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para el total de la muestra

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.5975***	0.22036***	0.12614***	0.36186***	0.644***	0.3114***
<i>Z-Altman</i>		0.30209***	-0.27762***	0.70559***	0.53964***	0.37414***
<i>O-Ohlson</i>			-0.030313	0.54045***	0.34892***	0.49713***
<i>H-H</i>				-0.21105***	0.17381***	0.1459***
<i>Zmijewski</i>					0.48285***	0.54425***
<i>CDS</i>						0.59518***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

En las Tablas 9 a 18 se muestran los coeficientes de correlación de Kendall y Spearman para los cinco países estudiados. Los coeficientes obtenidos para el caso de Alemania son bajos, especialmente en el caso de la medida Hannan y Hanweck, para la cual toman valores negativos. Es de destacar la correlación de la medida BSM con las primas de los CDS (51% Kendall y 71% Spearman), y también la relación existente entre la O de Ohlson y la calificación crediticia (38% Kendall y 49% Spearman).

Tabla 9: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para Alemania

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.38971***	0.17064***	-0.027708	0.37234***	0.51582***	0.21196***
Z-Altman		0.04397	-0.12544***	0.53716***	0.26843***	0.058901
O-Ohlson			-0.092056**	0.38083***	0.26116***	0.38312***
H-H				-0.01931	0.044601	-0.30472***
Zmijewski					0.33801***	0.018546
CDS						0.2566***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla 10: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para Alemania

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.54794***	0.26178***	-0.018571	0.52823***	0.70665***	0.27301***
Z-Altman		-0.0058235	-0.20104***	0.74719***	0.37332***	0.073976
O-Ohlson			-0.1737***	0.43074***	0.38075***	0.49005***
H-H				-0.010717	0.068511	-0.43071***
Zmijewski					0.48269***	0.079111
CDS						0.34154***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Por su parte, en el caso de España, no existe significatividad en la correlación entre la calificación crediticia y la medida BSM, ni tampoco entre la calificación crediticia y la prima de los CDS. Además, es destacable la relativa relación entre la medida BSM y la Z de Altman (49% Kendall y 69% Spearman), y también entre las medidas O de Ohlson y Zmijewski (74% Kendall y 91% Spearman).

Tabla II: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para España

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.49111***	0.22562***	0.099554**	0.25144***	0.34217***	0.070132
Z-Altman		0.22038***	0.12065***	0.15839***	0.24727***	0.11507**
O-Ohlson			0.41567***	0.74784***	0.14186***	0.41536***
H-H				0.34741***	-0.098109**	0.06373
Zmijewski					0.18674***	0.50491***
CDS						0.079866

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla I2: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para España

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.68827***	0.32278***	0.1464**	0.34776***	0.47755***	0.088189
Z-Altman		0.30649***	0.17414***	0.21831***	0.37794***	0.1374**
O-Ohlson			0.51901***	0.91131***	0.20406***	0.56336***
H-H				0.45396***	-0.15711**	0.095083
Zmijewski					0.26566***	0.68262***
CDS						0.10281

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

En cuanto a los resultados obtenidos para Estados Unidos, al contrario que para el caso de España, la correlación entre los CDS y el *rating* es significativa y relativamente elevada. Además, se aprecia una alta correlación entre las medidas contables como O y Zmijewski (45% Kendall y 73% Spearman), y también de estas medidas con la calificación crediticia (52% Kendall y 67% Spearman).

Tabla 13: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para Estados Unidos

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.38291***	0.16053***	0.2793***	0.19791***	0.49501***	0.35388***
Z-Altman		0.33826***	0.013272	0.4541***	0.47263***	0.46839***
O-Ohlson			0.020902	0.55301***	0.34028***	0.524***
H-H				0.012111	0.23901***	0.25094***
Zmijewski					0.37216***	0.48144***
CDS						0.59013***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla 14: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para Estados Unidos

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.54273***	0.24873***	0.41017***	0.28681***	0.68053***	0.4865***
Z-Altman		0.46339***	0.024843	0.60345***	0.65984***	0.61057***
O-Ohlson			0.028971	0.73564***	0.4914***	0.67095***
H-H				0.053187**	0.35371***	0.34629***
Zmijewski					0.52292***	0.63624***
CDS						0.73293***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

En cuanto a la comparación de medidas para el mercado francés, se debe resaltar la correlación negativa y significativa entre el *rating* y las medidas BSM, Z y Zmijewski. Además, se observa la falta de significatividad entre los CDS y el *rating*.

Tabla 15: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para Francia

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.46988***	-0.14008*	-0.36659***	0.38733***	0.25316***	-0.40533***
<i>Z-Altman</i>		0.0098147	-0.093326	0.36293***	0.25029***	-0.44651***
<i>O-Ohlson</i>			0.51162***	-0.16**	0.10148	0.4755***
<i>H-H</i>				-0.23476***	0.023192	0.32278***
<i>Zmijewski</i>					-0.065915	-0.7211***
<i>CDS</i>						0.092101

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla 16: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para Francia

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.66818***	-0.17166	-0.49209***	0.53946***	0.33954***	-0.4935***
<i>Z-Altman</i>		0.023525	-0.089931	0.52362***	0.36338***	-0.54364***
<i>O-Ohlson</i>			0.68432***	-0.22423**	0.17012	0.56046***
<i>H-H</i>				-0.25437**	0.018032	0.37276***
<i>Zmijewski</i>					-0.10249	-0.83277***
<i>CDS</i>						0.11207

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Respecto a los datos de Reino Unido, la relación es mayor en el caso de la Z de Altman y el modelo de Zmikewski (74% Kendall y 89% Spearman), y también entre la medida BSM y las primas de los CDS (45% Kendall y 62% Spearman).

Tabla 17: Coeficientes de correlación por rangos de Kendall para Reino Unido

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.40506***	0.087018***	0.12395***	0.28873***	0.45014***	0.38453***
Z-Altman		0.19508***	-0.18251***	0.74282***	0.24585***	0.22864***
O-Ohlson			-0.012074	0.26217***	0.0079664	0.2208***
H-H				-0.22866***	0.16628***	0.085917**
Zmijewski					0.091041***	0.22832***
CDS						0.3518***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Tabla 18: Coeficientes de correlación por rangos de Spearman para Reino Unido

	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
BSM	0.55746***	0.12901***	0.17505***	0.40418***	0.62887***	0.49609***
Z-Altman		0.30469***	-0.21859***	0.89852***	0.36882***	0.32579***
O-Ohlson			0.048015	0.2868***	0.026645	0.30701***
H-H				-0.28647***	0.23917***	0.11834***
Zmijewski					0.16202***	0.2984***
CDS						0.45283***

*** denota significación al 1%, ** al 5% y * al 10% respectivamente.

Analizando estos resultados, puede concluirse que el orden proporcionado entre las diferentes medidas del riesgo de crédito no es el mismo. Además, cabe señalar la baja correlación de la medida Hannan y Hanweck con el resto de medidas. Por otra parte, debe resaltarse la diferencia de los resultados por países. Como ya se ha mencionado, en Francia y España no existe significatividad entre el *rating* y las primas de los CDS, mientras esta relación es significativa y de alto valor para el caso de Estados Unidos.

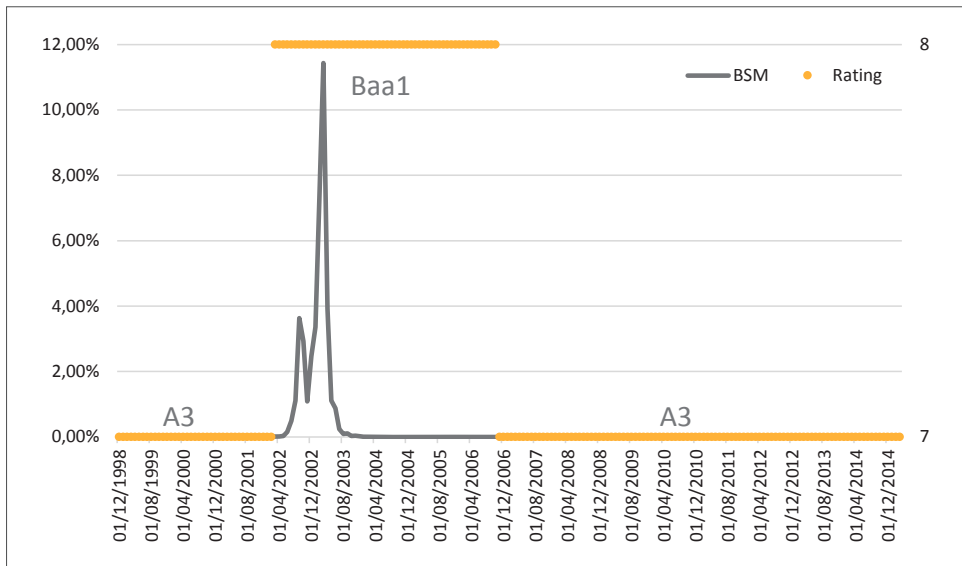
Por ello, a la hora de escoger una de estas medidas para ordenar empresas en cuanto al riesgo de impago, o para cuantificarlo, debe tenerse en cuenta de que el orden depende del tipo de medida utilizado. De hecho, en la literatura encontramos los trabajos de Avramov et al. (2007), Agarwal y Taffler (2008) y Abinzano et al. (2014) que utilizan como medida del riesgo de crédito el *rating*, la Z de Altman y el modelo BSM respectivamente, y sus conclusiones en cuanto a la relación entre el efecto momentum y el riesgo de impago varía en función de la medida utilizada. Tal y como se adelantó, dicha discrepancia en las conclusiones puede ser debida al diferente tipo de empresas que integran las muestras dependiendo del tipo de medida que se considere. Por ejemplo, medidas basadas en calificaciones crediticias pueden inducir un importante sesgo tamaño en el caso de países de la Europa Continental.

4. Ajuste del riesgo de impago

Una vez comprobado que las diferentes medidas de riesgo de insolvencia pueden llegar a proporcionar clasificaciones muy diferentes dependiendo de la medida utilizada, se ha abordado el segundo objetivo del proyecto, que consiste en analizar el ajuste del riesgo de insolvencia de estas medidas, utilizando datos reales de impago.

La Figura 1 muestra la evolución de la probabilidad de impago dada por la medida BSM y la calificación crediticia de la empresa Rolls-Royce. Esta empresa tuvo dos eventos de impago, consistentes en impagos de intereses de la deuda, en junio de 2001 y en octubre de 2002 respectivamente. En el gráfico puede verse que tras el primer impago el valor de la medida BSM recoge un mayor riesgo de impago, y también el *rating*, que baja una categoría la calificación de la empresa. Sin embargo, tras el segundo impago, la medida BSM sufre un incremento mayor, mientras que el *rating* permanece invariante. Se observa también que, una vez ocurridos los dos impagos, la medida BSM vuelve a sus valores iniciales antes de lo que lo hace el *rating*. Como se ha mencionado ya, una de los objetivos del *rating* es la estabilidad de sus calificaciones (Cantor y Mann, 2007), por lo que los cambios sólo se producen cuando hay una modificación sustancial de la calidad crediticia de la empresa.

Figura I: Valores de la medida BSM y del rating de Moody's para la empresa Rolls Royce



En esta segunda parte del trabajo se ha estudiado cómo ajustan el impago de las empresas las diferentes medidas del riesgo de crédito analizadas. Para analizar la capacidad de predicción de cada medida, en la literatura se encuentran diferentes procedimientos, entre los que están los denominados contrastes de poder o “*power tests*”, que son los que se presentan en este documento. Estos contrastes miden la capacidad de una determinada medida para identificar correctamente aquellas empresas que posteriormente incurren en impago o quiebra y aquellas que no lo hacen. Como señalan Sobehart et al. (2001), en el caso de los modelos de impago, podemos clasificar el error de dos formas. El error tipo 1 es aquel en el que el modelo indica un riesgo bajo cuando realmente el riesgo es alto, y el error tipo 2 es aquel en el que el modelo asigna riesgo alto cuando realmente el riesgo es bajo. Para medir esto, podemos utilizar entre otros el *Cumulative Accuracy Profile (CAP)* o curva de poder y el *Accuracy Ratio (AR)*, como hacen Sobehart et al. (2001), Cantor y Mann (2003), Kealhofer (2003) y Gharghori et al. (2006).

Mediante las curvas CAP se refleja de forma visual el poder del modelo o medida de riesgo de crédito. Para construirlas, se ordenan las empresas

según una determinada medida, de más a menos riesgo. Para una fracción del total de empresas, $x\%$, se calcula el porcentaje de empresas que han quebrado o impagado. Cuanto más cerca está la curva de la línea de 45° , menor es la información dada por el modelo en cuestión. En la Figura 2 se muestra una curva CAP para el ajuste de un modelo.

Sin embargo, a pesar de su utilidad gráfica y de lo intuitivo de interpretación, las curvas CAP no sirven para comparar el poder de diferentes medidas. Para ello se utiliza el *Accuracy Ratio* (AR), que es una manera de comprimir la información del CAP en un único número. El AR se define como el cociente del área entre la curva CAP y la línea de 45° entre el área total posible por encima de la línea de 45° , que es de 0,5. Como puede verse en Cantor y Mann (2003), el AR también puede obtenerse algebraicamente, sin necesidad de tener que realizar el gráfico de la curva CAP:

$$AR = \frac{\text{Área entre la curva CAP y la diagonal}}{\text{Área entre el modelo perfecto y la diagonal}} \quad (16)$$

Así, el modelo que ajuste al 100% el riesgo de crédito real tendrá un AR de uno, mientras que un modelo o medida sin capacidad discriminadora tendrá un AR de cero, y un modelo con un peor ajuste que el aleatorio tendrán valores negativos del AR, al encontrarse la curva del modelo por debajo de la diagonal.

Aplicando esta metodología, en la Figura 3 se muestra el ajuste de las diferentes medidas estudiadas utilizando la muestra global de los cinco países, sin imponer ninguna restricción. Para comparar el valor de la medida del riesgo con el hecho de si ha habido o no impago, se determina una empresa como impagada cuando ha tenido un evento de crédito de los definidos en la Tabla 4 en los doce meses siguientes, al igual que realizan otros autores como Kealhofer (2003) y Gharghori et al. (2006). Esto es, en este gráfico se muestra el ajuste de cada medida aunque para otras medidas no haya dato para alguna observación empresa-mes.

Como puede observarse, aunque observando las curvas CAP de la Figura 3 se puede apreciar que ciertas medidas presentan un mayor ajuste que otras, como es el caso de la medida BSM respecto a la medida de Hannan y Hanweck, en otros casos es difícil discriminar a simple vista. Por ello, se han calculado los *Accuracy Ratios* (AR), que se muestran en la Tabla 19.

Figura 2: Ejemplo de curva de poder o Cumulative Accuracy Profile

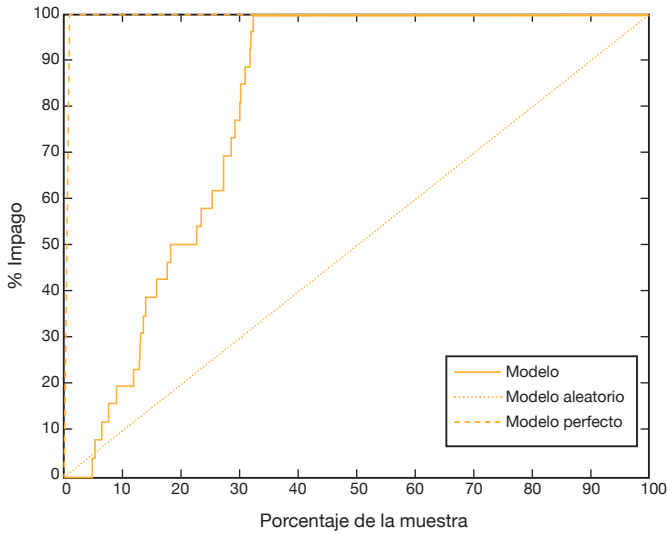


Figura 3: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas, a partir de la información de la muestra total y sin restricciones sobre el número de medidas

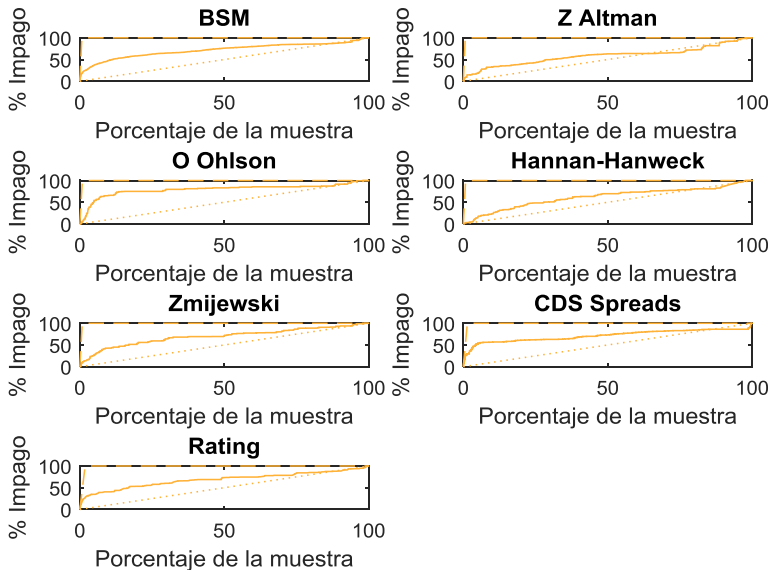


Tabla 19: Accuracy Ratios para la muestra total

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Sin restricciones	43,38%	17,41%	59,24%	23,78%	39,76%	43,43%	37,42%
Que haya <i>rating</i>	66,56%	-30,97%	57,41%	25,74%	40,41%	62,40%	37,42%
Que haya <i>BSM</i> y <i>Z</i>	54,62%	18,03%	58,97%	13,36%	32,21%	29,99%	-19,00%
Que haya <i>BSM</i> y <i>rating</i>	66,56%	-38,65%	51,45%	37,87%	63,87%	96,21%	48,20%
Que haya <i>BSM</i> , <i>Z</i> y <i>rating</i>	50,93%	-38,65%	89,65%	-35,00%	-16,41%	-	-19,00%

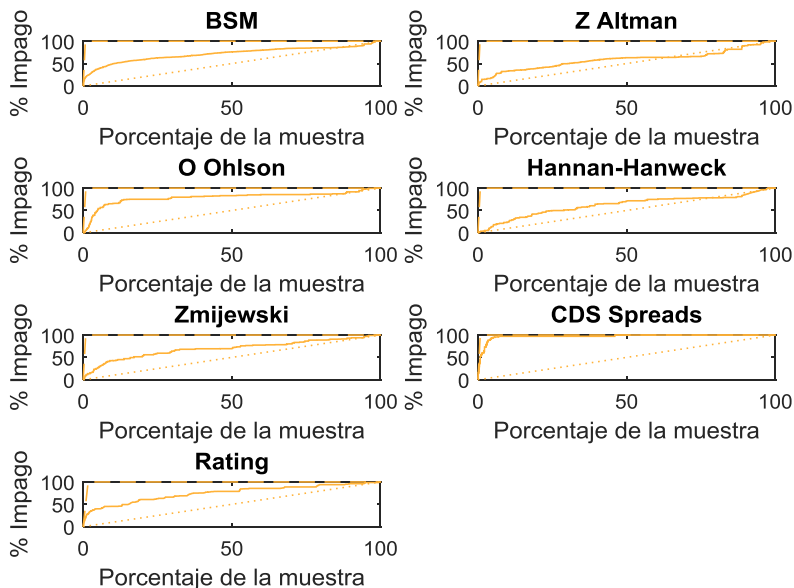
En la primera línea se muestran los ratios relativos a la Figura 3, sin imponer condiciones sobre las medidas, esto es, mostrando el ajuste de cada medida con las observaciones totales que se dispone para ella. Puede observarse que en este caso el ajuste de la *O* de Ohlson es mayor, seguido por los *CDS* y la medida *BSM*, y que la *Z* de Altman presenta el peor ajuste de todos.

Sin embargo, como se mostró en la Tabla 1, no es posible calcular todas las medidas para todas las empresas, bien por falta de información en la base de datos, porque no existen *Credit Default Spreads* sobre ellas, o porque no disponen de calificación crediticia. Esto último está relacionado con otras variables de las empresas, como por ejemplo el tamaño, por lo que comparar el ajuste sin imponer ninguna restricción puede ofrecer resultados poco fiables, ya que se podría estar introduciendo un sesgo de tamaño en algunas medidas, como el *rating* o los *CDS*. Por este motivo, en la Tabla 18 se han incluido los AR teniendo en cuenta diferentes condiciones para comparar el ajuste de las medidas. Debe señalarse que, dado que para comparar el ajuste se necesitan datos de impago reales, y no se dispone de dicha información para todas las empresas de la muestra (véase Tabla 2), si se exige que todas las observaciones empresa-mes utilizadas tengan todas las medidas simultáneamente, no se obtiene ninguna coincidencia. Por ello, se han calculado los AR con diferentes filtros. En la segunda línea de la Tabla 19 se muestra el ajuste exigiendo que se disponga para cada observación de dato de *rating*. Vemos que los ratios cambian y que el mejor ajuste obtenido es para la medida *BSM*, y el peor para la *Z* de Altman, que en este caso tiene un AR negativo, lo que significa que el modelo ajusta peor que el modelo aleatorio. En la tercera línea se muestra

el ajuste exigiendo que se tenga medida BSM y Z de Altman, y se observa que en este caso la O de Ohlson y la medida BSM son las que producen mejor ajuste frente a la calificación crediticias que proporciona el peor. En la cuarta línea, se muestran los resultados si se exige disponer de medida BSM y *rating* a la vez, los CDS tienen un elevado ajuste. Finalmente, en la quinta línea se exige que se disponga simultáneamente de BSM, Z y *rating*. En este caso, el mejor ajuste obtenido es para la O de Ohlson, y el peor para la Z de Altman. Como puede verse, los resultados son muy dependientes de las condiciones de las medidas estudiadas, lo que está relacionado también con el tipo de empresa.

Dado que, un tipo de empresa particular en cuanto a la estructura de capital es la empresa financiera. Por ello, se ha estudiado el ajuste de las distintas medidas extrayendo de la muestra los bancos y las empresas del sector financiero. En la Figura 4 se observa el incremento en el ajuste de las las primas de los *Credit Default Swaps* al excluir a las empresas financieras de la muestra.

Figura 4: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas, a partir de la información de la muestra total sin tener en cuenta los bancos y otras empresas del sector financiero, y sin restricciones sobre el número de medidas



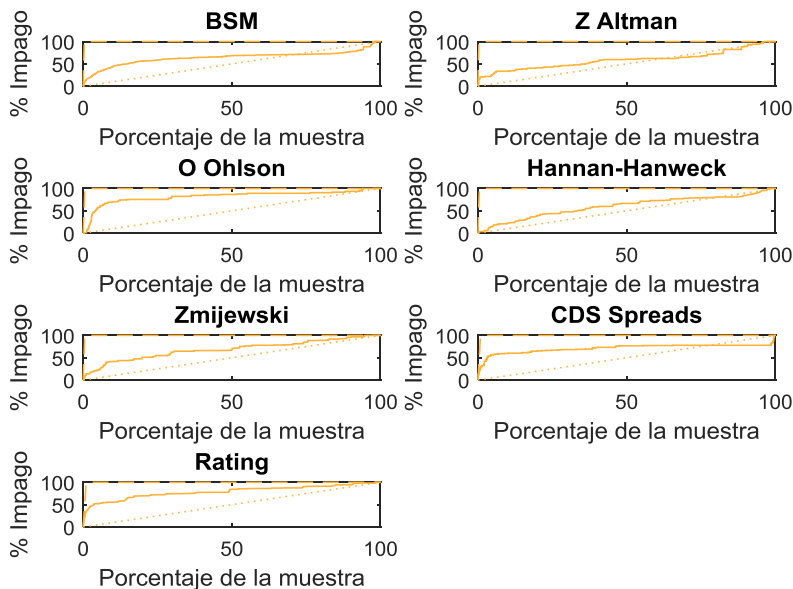
Además, para completar el estudio del ajuste de las medidas en el caso de que la muestra no incluya las empresas financieras, en la Tabla 20 se muestran los *Accuracy Ratios*, utilizando los mismos condicionantes que en la Tabla 18. Como vemos, en el caso de que no se exija ningún requisito para comparar el ajuste, la medida superior en cuanto a ajuste en este caso son las primas de los CDS, seguida del *rating* y de la medida BSM. En este caso, la Z de Altman ofrece el peor ajuste. Si se exige que exista *rating*, los CDS son los que mejor recogen el riesgo de impago, seguidos de la medida BSM. En el caso de que se imponga la condición de que existan observaciones para ese dato de empresa-mes de las medidas BSM y Z, la O de Ohlson es la que mejor ajusta, pero lejos de las cifras que recogían los CDS en los dos casos anteriores. En el caso de que se requiera la existencia de datos de BSM y *rating*, los CDS son los que mejor reflejan el riesgo de impago, seguidos del modelo de Zmijewski y de la medida BSM. Por último, si se requiere que exista dato de BSM, Z y *rating*, la O de Ohlson muestra superioridad en el ajuste. En resumen, el ajuste de todas las medidas se mantiene en los niveles obtenidos en la Tabla 18, con la excepción de las primas de los CDS, que pasan a tener un ajuste de más del 95% en dos situaciones adicionales respecto a la muestra total. Debe tenerse en cuenta una parte de las empresas sobre las que se tiene información de CDS son los bancos. Por ello, al excluirlos de la muestra es razonable que los resultados cambien en cuanto al ajuste de esta medida, dado que se prescinde de una parte muy relevante de la muestra inicial.

Tabla 20: Accuracy Ratios para la muestra sin tener en cuenta los bancos y otras empresas del sector financiero

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Sin restricciones	43,51%	17,43%	59,16%	24,15%	39,51%	95,14%	51,22%
Que haya <i>rating</i>	68,38%	-30,80%	57,45%	20,83%	40,43%	97,48%	51,22%
Que haya BSM y Z	54,65%	18,05%	58,95%	13,48%	32,00%	29,58%	-19,01%
Que haya BSM y <i>rating</i>	68,38%	-38,64%	51,46%	36,52%	63,87%	97,58%	49,57%
Que haya BSM, Z y <i>rating</i>	50,92%	-38,64%	89,66%	-35,01%	-16,41%		-19,01%

Hasta el momento, los análisis realizados en el trabajo han identificado como impago cualquier suceso recogido en la base de datos, incluyendo desde una omisión del pago de dividendos hasta la liquidación de la empresa. Sin embargo, alguno de los modelos utilizados en el estudio fueron planteados para recoger la quiebra de las empresas, por lo que su peor ajuste podría deberse a que no se está midiendo lo que por diseño deberían recoger. De hecho, el modelo BSM, la Z de Altman son algunos de los modelos descritos por Jayasekera (2017) en una revisión de la literatura reciente de los modelos de predicción de quiebra. Por ello, se muestra el ajuste de las medidas sin tener en cuenta aquellos sucesos de impago de menor relevancia, como la omisión de dividendos, o el impago de intereses de la deuda, y teniendo en cuenta los sucesos de mayor trascendencia para la continuidad de la empresa, como la reorganización, los capítulos 7 y 11 de la Ley de Quiebras de Estados Unidos, la liquidación, o la quiebra. En concreto, para realizar el siguiente análisis no se han tenido en cuenta los sucesos de impago con códigos 10 a 17 y 22 de la Tabla 4. En la Figura 5 puede apreciarse que en este caso, el ajuste del *rating* es mayor que el observado en la Figura 3, mientras que el de la medida BSM es menor. Se puede ver también que la O de Ohlson sigue manteniendo un ajuste similar.

Figura 5: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas, a partir de la información de la muestra total sin tener en cuenta los eventos de impago de menor relevancia y sin restricciones sobre el número de medidas





En la Tabla 21 se muestran los AR para las diferentes restricciones en cuanto al número de medidas. Se observa que en el caso de que se exija la tenencia del dato de *rating*, el ajuste de las medidas BSM, Z, Zmijewski y CDS es mucho mayor que en caso de que no se exija ese requisito. Al igual que se ha visto antes, esto es un indicio de que las características de las empresas influyen sobre el poder explicativo de dichas medidas. Esta evidencia nos lleva a plantearnos si existen medidas que son adecuadas para aproximar el riesgo de insolvencia en empresas grandes y con bajos ratios book-to-market pero no lo son para empresas pequeñas y difíciles de valorar.

Por otro lado, como se ha expuesto en la justificación del trabajo, además de contemplar la muestra a nivel global, el estudio también pretende analizar las diferencias existentes a nivel de país. De hecho, existe amplia evidencia empírica que demuestra el impacto de las características institucionales de los países sobre la solicitud y resolución de los procesos concursales. Trabajos como los de Djankov *et al.* (2007) o Djankov *et al.* (2008) miden la calidad del entorno institucional a través de los derechos de protección de los acreedores reconocidos en el ordenamiento jurídico de cada país, así como de los mecanismos existentes para aplicar dichos derechos. En países con mayor protección el desenlace más probable de los procesos concursales es la supervivencia de las empresas, en cambio en países con menor protección el grado de deterioro financiero de las empresas que entran en concurso es tan grave que el proceso termina normalmente con la liquidación de las mismas. Es posible esperar, por tanto, que las diferencias en la ordenación de los diferentes modelos de riesgo de crédito sean mayores en países con alta protección, como Alemania o Reino Unido, mientras que en países con baja protección como Francia o Estados Unidos, la bondad de ajuste de todos los modelos será muy similar debido al severo deterioro financiero que presentan las empresas en dificultades. Además, en cuanto al ajuste del impago, en principio cabría esperar que los modelos contables funcionen peor que el resto de modelos porque las empresas pueden utilizar en beneficio propio la discrecionalidad implícita en la norma para ocultar su verdadero deterioro financiero. En cambio, es posible que tanto los inversores como las agencias de calificación dispongan de los mecanismos necesarios para detectar los efectos de la manipulación contable.

Para mostrar las diferencias por país, en las Figuras 6 a 10 se muestran las curvas de poder para cada uno de los cinco países estudiados y sin considerar ninguna restricción sobre las medidas a analizar, mientras que

la Tabla 21 recoge los Accuracy Ratios. Se observa cómo los resultados para la muestra sin restricciones varían considerablemente de país a país. Así, la medida BSM en Alemania tiene un mal ajuste, mientras que en Francia o Estados Unidos recoge bien el riesgo de impago. También existe una gran variación entre el ajuste del *rating*, que para Alemania tiene un AR negativo, mientras que para España es cercano a la unidad.

Tabla 21: Accuracy Ratios para la muestra total sin tener en cuenta los eventos de impago de menor relevancia

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Sin restricciones	28,21%	17,41%	64,65%	20,24%	36,89%	42,64%	58,60%
Que haya <i>rating</i>	75,84%	94,81%	75,91%	33,19%	65,10%	87,76%	58,60%
Que haya BSM y Z	48,88%	7,15%	13,85%	12,38%	-6,50%	29,99%	98,45%
Que haya BSM y <i>rating</i>	75,84%	97,64%	81,95%	58,31%	82,40%	95,85%	84,60%
Que haya BSM, Z y <i>rating</i>	98,59%	97,64%	40,19%	97,96%	79,12%		98,45%

Figura 6: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas con datos de Alemania y sin restricciones sobre el número de medidas

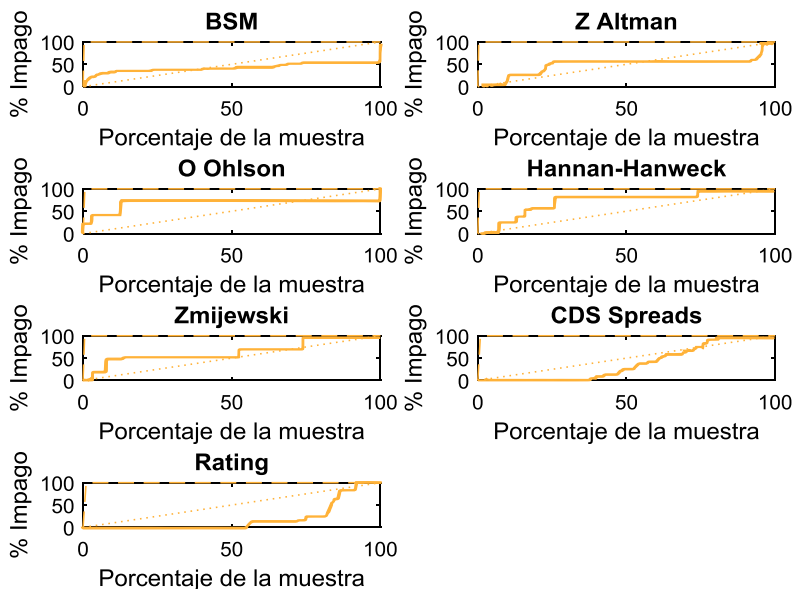


Figura 7: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas con datos de España y sin restricciones sobre el número de medidas

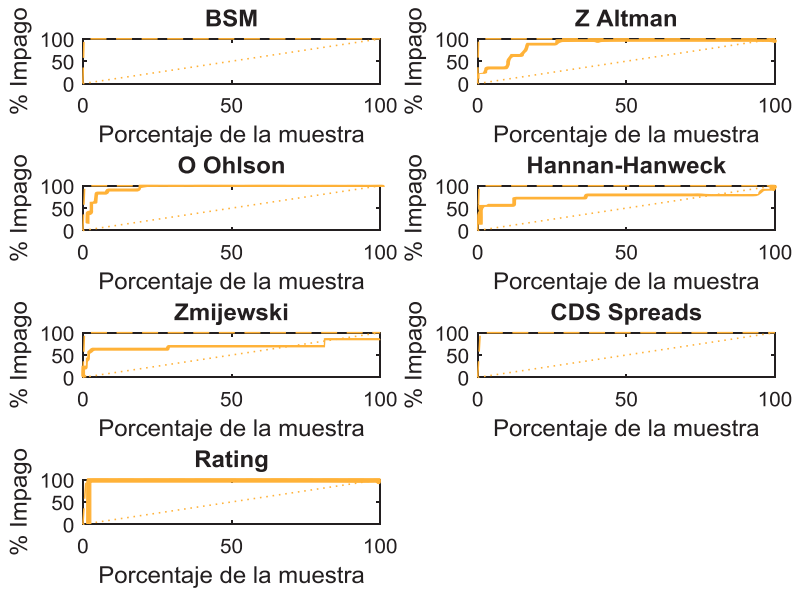


Figura 8: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas con datos de Estados Unidos y sin restricciones sobre el número de medidas

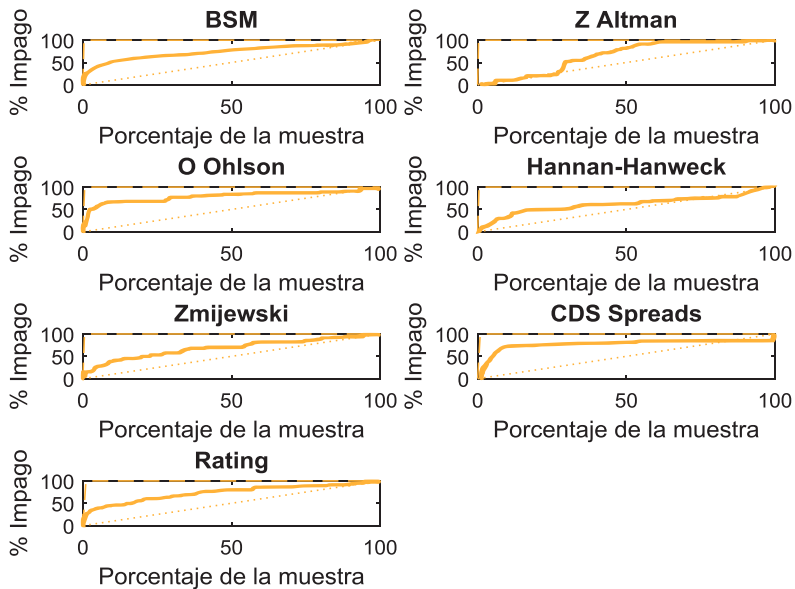


Figura 9: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas con datos de Francia y sin restricciones sobre el número de medidas

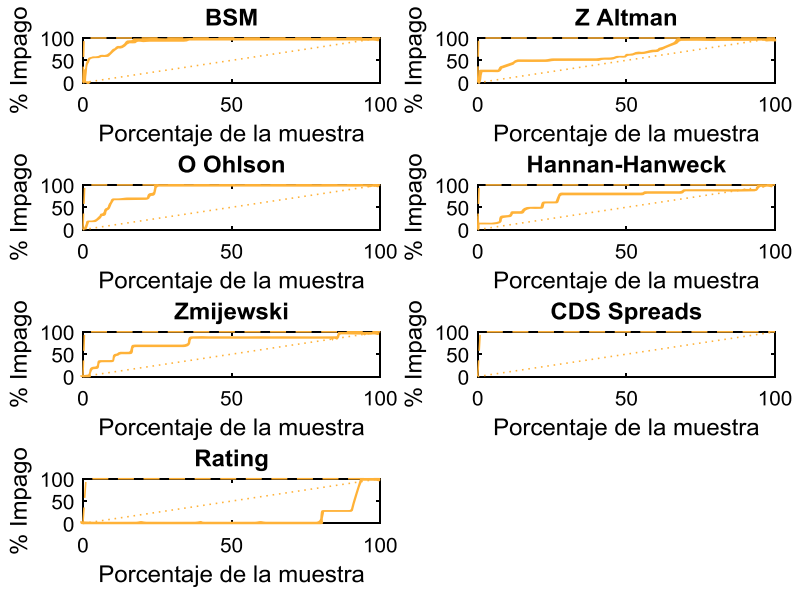
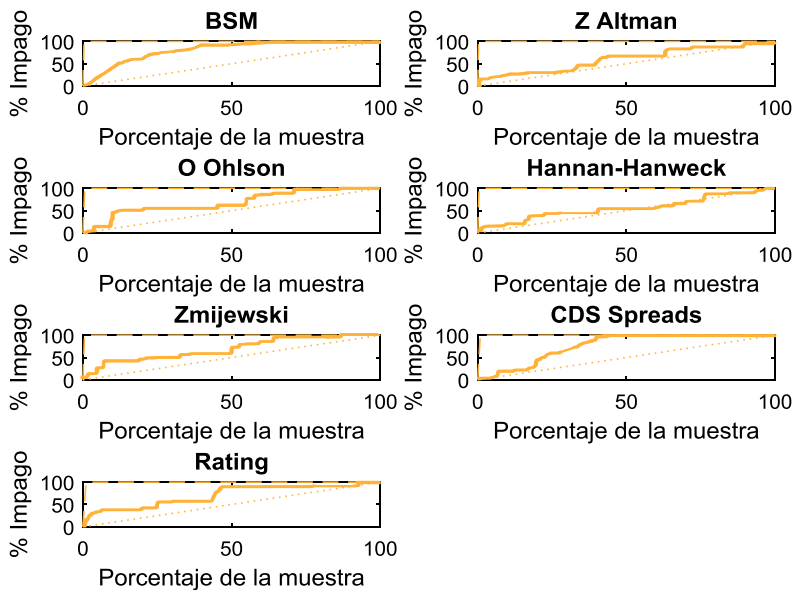


Figura 10: Curvas de poder para las siete medidas del riesgo de crédito utilizadas con datos de Reino Unido y sin restricciones sobre el número de medidas



**Tabla 22: Accuracy Ratios por país sin restricciones sobre el número de medidas**

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Alemania	-9,67%	2,08%	37,33%	54,84%	31,66%	-22,52%	-62,30%
España	-	79,47%	93,83%	42,89%	65,77%	-	97,76%
Estados Unidos	41,35%	34,06%	64,18%	21,51%	39,93%	53,37%	49,71%
Francia	89,89%	42,84%	78,32%	43,35%	56,51%		-79,42%
Reino Unido	66,15%	24,19%	36,10%	7,41%	34,99%	56,36%	43,05%

Puede verse también, que dentro de cada país, el ajuste de las medidas varía, pero en diferente grado. Así, se puede ver que en Estados Unidos y Reino Unido, todas las medidas tienen un ratio de ajuste positivo, con el mínimo valor para la medida de Hannan y Hanweck, pero que en los tres países restantes, la variación del ajuste entre las medidas es mayor.

Esta variación puede deberse también a que en Alemania, España y Francia se dispone de un menor número de observaciones, por lo que el ajuste puede ser sensible al tipo de empresas para las que se dispone de información. De hecho, en la Tabla 22 no se muestra el valor de la medida BSM y de los CDS puesto que no hay empresas con estas medidas con información de impago. Otro factor de esta variación puede deberse a qué al tener menos observaciones, estas sean más sensibles a las restricciones impuestas sobre el número de medidas.

Por ello, a continuación se muestran los resultados sólo para Estados Unidos y Reino Unido, con un mayor número de observaciones de impago que el resto de países. En el caso de Estados Unidos, en la Tabla 23 se puede apreciar cómo, al igual que en el caso de la muestra global, el ajuste depende de las restricciones impuestas a la hora de analizar las medidas. Cabe destacar el ajuste no muy elevado del *rating*, y el ajuste moderado de la medida BSM, para todo tipo de restricciones. En el caso de la Z de Altman el ajuste es menor, pero no varía demasiado con los casos contemplados. Sin embargo, en el caso de la O de Ohlson, la medida de Zmijewski o los CDS la variación es mayor. Por último, al igual que en la muestra global, el ajuste de la medida de Hannan y Hanweck es, en términos medios, el peor de todas las medidas.

Tabla 23: Accuracy Ratios para Estados Unidos

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Sin restricciones	41,35%	34,06%	64,18%	21,51%	39,93%	53,37%	49,71%
Que haya <i>rating</i>	70,61%	21,75%	55,11%	33,99%	52,10%	93,69%	49,71%
Que haya BSM y <i>Z</i>	46,33%	39,09%	-18,43%	-48,06%	-3,30%	13,19%	7,88%
Que haya BSM y <i>rating</i>	70,61%	47,36%	45,29%	48,85%	77,23%	94,90%	53,52%
Que haya BSM, <i>Z</i> y <i>rating</i>	44,73%	47,36%	31,45%	-73,16%	33,26%	-	7,88%

En el caso de Reino Unido, como puede verse en la Tabla 24, el ajuste de la medida BSM es moderado y se mantiene para todos los casos contemplados, mientras que en otras medidas como la Z de Altman, la O de Ohlson o el modelo de Zmijewski existe más variación. Por su parte, el *rating* presenta variación aunque menor, y el ajuste es peor que el de la medida BSM.

Tabla 24: Accuracy Ratios para Reino Unido

	<i>BSM</i>	<i>Z-Altman</i>	<i>O-Ohlson</i>	<i>H-H</i>	<i>Zmijewski</i>	<i>CDS</i>	<i>Rating</i>
Sin restricciones	66,15%	24,19%	36,10%	7,41%	34,99%	56,36%	43,05%
Que haya <i>rating</i>	57,17%	-5,31%	49,78%	-24,21%	-43,50%	66,28%	43,05%
Que haya BSM y <i>Z</i>	44,75%	46,90%	67,36%	-36,29%	51,65%	-	16,40%
Que haya BSM y <i>rating</i>	57,17%	24,67%	80,39%	-68,05%	-13,16%	-	16,11%
Que haya BSM, <i>Z</i> y <i>rating</i>	58,82%	24,67%	79,83%	-76,41%	-14,37%	-	16,40%



Del análisis realizado se puede extraer que la capacidad de las diferentes medidas de riesgo de crédito utilizadas en la literatura para ajustar el riesgo de impago de las empresas es diferente dependiendo de la muestra. Entre los diferentes factores que pueden explicar estas diferencias se encuentra, por un lado, el tipo de empresas, puesto que se ha visto que atendiendo a diferentes filtros el ajuste de las medidas varía, debido a que las empresas que se consideran tienen características diferentes en cuanto a tamaño y ratio BTM entre otras. Por otro lado, las características de protección de empresas del país considerado. También es importante si se pretende recoger el impago en general de la empresa, mostrando sus dificultades financieras, o sólo aquellos eventos de crédito más trascendentes en cuanto a la continuidad de la empresa. Por todo ello, según las características de la empresa y del entorno institucional, las medidas pueden tener un mejor o peor ajuste. Debe señalarse sin embargo que hay medidas que muestran superioridad frente a otras, aunque no sea para todos los tipos de empresas y países. Estas medidas son la medida BSM, la O de Ohlson, los CDS y la calificación crediticia o rating. Sin embargo, otras medidas muestran cierta inferioridad en cuanto al ajuste del impago, como es el caso del modelo de Zmijewski y el de Hannan y Hanweck. Con los resultados obtenidos puede decirse que esta última medida es la que peor refleja el riesgo de impago de las empresas, y además, también que es la que menor relación tiene con otras medidas en cuanto a la ordenación de empresas en función del riesgo de crédito. Por ello, debe mostrarse cierto recelo a aplicar la medida de Hannan y Hanweck, en la medida que sea posible utilizar otra alternativa para medir el riesgo de crédito.

CONCLUSIONES

El presente proyecto ha contribuido a la literatura sobre riesgo de crédito mediante la realización de un amplio análisis de la ordenación y el ajuste de las medidas del riesgo de crédito. Así, por un lado, se ha estudiado si las diferentes alternativas de medición del riesgo de impago ordenan de igual modo y por tanto se pueden utilizar de forma indistinta, y por otro lado, se ha analizado en qué grado recogen estas medidas el riesgo de impago real de las empresas, utilizando datos reales de eventos de crédito.

Para ello, en primer lugar, se ha llevado a cabo una comparación utilizando un análisis más amplio que los existentes en la literatura en cuanto a número de medidas a comparar, países de la muestra y horizonte temporal. De este modo se han comparado simultáneamente siete medidas. Entre ellas están las medidas contables clásicas como la Z de Altman, la O de Ohlson, la probabilidad de insolvencia propuesta por Hannan y Hanweck (1988), y el modelo de Zmijewski. También se ha utilizado la medida Black-Scholes-Merton (BSM), que a diferencia de las medidas contables está basada en los precios de mercado de las acciones. Otra medida analizada ha sido la información dada por las primas de los *Credit Default Swaps* (CDS), que son directamente precios dados por el mercado para estos seguros de protección del impago de las empresas. Y finalmente se ha considerado la calificación crediticia o *rating* otorgado a la deuda de la empresa. Los datos se han tomado de las empresas de cinco economías desarrolladas: Alemania, España, Estados Unidos, Francia y Reino Unido, de modo que aunque se consideran dos entornos institucionales distintos, el anglosajón y el continental, se hace dentro de un contexto de mercados desarrollados, de forma que las diferencias entre medidas no puedan ser imputadas a diferentes grados de desarrollo de mercado o de credibilidad de la información contable.

Del análisis de la ordenación proporcionada por las diferentes medidas puede concluirse que las medidas utilizadas no ordenan igual, y que, en términos globales, existe más coincidencia entre grupos de medidas. Así,



puede identificarse una mayor relación entre la ordenación dada por la medida BSM y los CDS, y entre la O de Ohlson, los CDS y el Rating. También se identifica cierta relación, entre la Z de Altman y los CDS. Por el contrario, se puede ver una baja relación entre la ordenación proporcionada por la medida de Hannan y Hanweck y el resto de medidas utilizadas. Como puede observarse, los resultados apuntan a que estas medidas no deben utilizarse indistintamente como se viene haciendo habitualmente, dado que el orden proporcionado no siempre es el mismo.

En cuanto al estudio del ajuste del riesgo de impago por parte de estas medidas, a diferencia de trabajos previos, no se ha tomado como referencia otra medida del riesgo de insolvencia, como pudiera ser el *rating* o las primas de los CDS, sino una medida real del riesgo de crédito de la empresa. Mediante la metodología de contrastes de poder o *power tests*, se ha mostrado que el ajuste de las siete medidas utilizadas es diferente entre sí. En términos generales se puede indicar cierta superioridad de algunas medidas a la hora de reflejar el riesgo de impago real de las empresas, como es el caso de la medida BSM, la O de Ohlson, las primas de los CDS o el *rating*, y cierta inferioridad del resto de medidas, especialmente de la medida de Hannan y Hanweck, que muestra en la mayoría de los casos un ajuste peor que el que se obtendría con el modelo aleatorio. Por tanto, del análisis realizado se puede extraer que la capacidad de las diferentes medidas utilizadas en la literatura para aproximar el riesgo de impago de las empresas es diferente.

Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la capacidad de predicción de estas medidas varía según las empresas que se consideren, en cuanto a características propias de la empresa o del entorno institucional del país al que pertenece la empresa. También se ha mostrado que el ajuste varía si lo que se quiere recoger sólo es el riesgo de quiebra de la empresa y no otro tipo de eventos de crédito. Así, en este caso se observa un incremento de la capacidad explicativa de aquellos modelos o medidas inicialmente concebidos para reflejar dicho riesgo, como son los modelos contables o la medida BSM.

De todo lo anterior, se puede concluir que las medidas del riesgo de crédito analizadas en este estudio no ofrecen la misma ordenación ni ajustan el riesgo de impago de igual manera. Sin embargo, en la literatura

se han utilizado de forma indistinta, sin que existiera un análisis previo de si las medidas utilizadas eran las idóneas para las características de la muestra en cuanto a tipo de empresa o de país. Por ello, el presente estudio es útil, entre otras cosas, para mostrar que dicho análisis previo de idoneidad es necesario antes de utilizar una de estas medidas, para así garantizar que los resultados obtenidos en cualquier análisis reflejen de manera adecuada el riesgo de impago.



BIBLIOGRAFÍA

- Abinzano, I., Muga, L., Santamaría, R., 2014, "Is default risk the hidden factor in momentum returns? Some empirical results", *Accounting and Finance*, 54, 3, 671-698.
- Agarwal, V. and R. Taffler, 2008, Does financial distress risk drive the momentum anomaly? *Financial Management* 37, 461-484.
- Alexander, C., Kaeck, A., 2008, "Regime dependent determinants of credit default swap spreads", *Journal of Banking and Finance*, 32, 1008-1021.
- Altman, E.I., 1968, "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", *Journal of Finance*, 23, 4, 589-609.
- Ang, J., Patel, K., 1975, "Bond rating methods: Comparison and validation", *Journal of Finance*, 30, 631-640.
- Avramov, D., T. Chordia, G. Jostova, and A. Philipov, 2007, Momentum and credit rating, *Journal of Finance* 62, 2503-2520.
- Ballester, L., Gonzalez-Urteaga, A., Tudela, D., 2014, "Credit risk transmission in the European banking sector. The case of the subprime and the Eurozone", *Spanish Journal of Finance and Accounting*, 43-4, 449-472.
- Beaver, W., 1966, "Financial Ratios as Predictors of Bankruptcy", *Journal of Accounting Research*, 6, 71-102.
- Black, F., Scholes, M., 1973, "The pricing of options and corporate liabilities", *Journal of Political Economy*, 81, 3, 637-654.
- Blanco, R., Brennan, S., Marsh, I.W., 2005, "An empirical analysis of the dynamic relationship between investment grade bonds and Credit Default Swaps", *Journal of Finance*, 2255-2281.
- Blume, M., Lim, F., MacKinlay, A.C., 1998, "The declining credit quality of U.S. corporate debt: Myth or reality?" *Journal of Finance*, 53, 1389-1413.
- Bradshaw, M., Richardson, S. A., Sloan, R.G., 2001, "Do Analysts and Auditors use information in accruals?", *Journal of Accounting Research*, 39, 1, 45-74.
- Butler, M., Leone, A. J., Willenborg, M. 2004, "An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals", *Journal of Accounting and Economics*, 37, 139-165.
- Byström, H., 2006, "Merton unraveled: A flexible way of modeling default risk", *Journal of Alternative Investments*, 8, 4, 39-47.

- Byström, H., Worasinchai, L., Chongsithipol, S., 2005, "Default risk, systematic risk and Thai firms before, during and after the Asian crisis", *Research in International Business and Finance*, 19, 95-110.
- Cantor, R., Mann, C., 2007, "Analyzing the Tradeoff Between Ratings Accuracy and Stability", *Journal of Fixed Income*, 16, 4, 60-68.
- Cardone, C., Samaniego-Medina, R., Trujillo-Ponce, A., 2014, 253-276, "Examining what best explains corporate credit risk: Accounting-based versus market-based models", *Journal of Business Economics and Management*, 15, 2.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R., 2001, "Do credit spreads reflect stationary leverage ratios?", *Journal of Finance*, 56, 1929-1957.
- Crosbie, P., Bohn, J. (2003), "Modeling default risk". Moody's KMV.
- Das S., Hanouna, P., Sarin A., 2009, "Accounting-based versus market-based crosssectional models of CDS spreads", *Journal of Banking and Finance*, 33, 719-730.
- Djankov, S., Hart, O., McLiesh, C., Shleifer, A., 2008, "Debt enforcement around the world", *Journal of Political Economy*, 116, 6, 1105-1149.
- Djankov, S., McLiesh, C., Shleifer, A., 2007, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, 84, 2, 299-329.
- Demirovic A., Thomas, D.C., 2007, "The relevance of accounting data in the measurement of credit risk", *The European Journal of Finance*, 13, 253-268.
- Eichengreen, B., Mody, A., Nedeljkovic, M., Sarno, L., 2012, "How the Subprime Crisis went global: Evidence from bank credit default swap spreads", *Journal of International money and Finance*, 31, 1299-1318.
- Elton, E.J., Gruber, M.J., Agrawal, D., Mann, C., 2001, "Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds", *Journal of Finance*, 56, 1, 247-277.
- Forte, S., Peña, J.I., 2009, "Credit spreads: An empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS", *Journal of Banking and Finance*, 33, 2013-2025.
- Francis, J. and Krishnan, J., 1999, "Accounting accruals and auditor reporting conservatism", *Contemporary Accounting Research*, 16, 135-165.
- Gharghori, P, Chan, H., Faff, R., 2006, "Investigating the performance of alternative default-risk models: Option-based versus accounting-based approaches", *Australian Journal of Management*, 31, 2, 207-234.
- Hannan, T., Hanweck, G.A., 1988, "Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposit", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 2, 203-211.



- Hillegeist, S.A., Keating, E.K., Cram, D.P., Lundsted, K.G., 2004, "Assessing the Probability of Bankruptcy", *Review of Accounting Studies*, 9, 5-34.
- Hull, J., Predescu, M., White, A., 2004, "The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements", *Journal of Banking and Finance*, 28, 1789-2811.
- Hunt, J.P., 2009, "Credit Rating Agencies and the "Worldwide Credit Crisis"; The Limits of Reputation, the Insufficiency of Reform, and a Proposal for Improvement", *Columbia Business Review*, 1.
- Jayasekera, R., 2017, "Prediction of company failure: Past, present and promising directions for the future", *International Review of Financial Analysis*. DOI: 10.1016/j.irfa.2017.08.009.
- Kealhofer, S., 2003, "Quantifying Credit Risk I: Default Prediction", *Financial Analysts Journal*, 59, 1, 30-44.
- Löffler, G., 2004, "Ratings versus market-based measures of default risk in portfolio governance", *Journal of Banking and Finance*, 28, 2715-1746.
- Longstaff, F., Rajan, A., 2006, "An empirical analysis of the pricing of collateralized debt obligations", *Journal of Finance*, 63, 529-563.
- Merton, R.C., 1974, "On the pricing of Corporate debt: The risk structure of interest rates", *Journal of Finance*, 29, 449-470.
- Nagel, S., Purnanandam, A., 2015, "Bank Risk Dynamics and Distance to Default", *sin publicar*.
- Norden, L., Weber, M., 2004, "Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements", *Journal of Banking and Finance*, 28, 2813-2843.
- Ohlson, J.A., 1980, "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy", *Journal of Accounting Research*, 18, 1, 109-131.
- Shumway, T., 2001, "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model", *Journal of Business*, 74, 1, 10-124.
- Tanathanongsakkun, S., Treepongkaruna, S., 2008, *Explaining credit ratings of Australian companies. An application of the Merton model*, *Australian Journal of Management*, 33, 2, 261-275.
- Vassalou, M., Xing, Y., 2004, "Default risk in equity returns", *Journal of Finance*, 59, 2, 831-868.
- Zmijewski, M.E., 1984, "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models", *Journal of Accounting Research*, 22, 59-82.



Diciembre 2017



Títulos publicados

- 8/2013 Antonio Trujillo et al.
Análisis del poder explicativo de los modelos de riesgo de crédito: una aplicación a empresas no financieras europeas
- 9/2013 Mónica López-Puertas Lamy
Summary of the Thesis: "Essays on Financial Stability and Corporate Finance"
- 10/2013 Josep Fontana Lázaro et al.
Cinco estudios sobre crisis económicas en la historia de España
- 11/2014 Inmaculada Díaz Sánchez et al.
Accounting Conservatism in Spanish Banks and the Drop in the Supply of Loans during the Financial Crisis
- 12/2014 Susana Alonso Bonis
La prima de riesgo de la deuda soberana y la solvencia del Estado. Un análisis a partir del enfoque de opciones reales
- 13/2014 Ana Carmen Díaz Mendoza y Miguel Ángel Martínez Sedano
Estudio sobre las sociedades gestoras de la industria de los fondos de inversión
- 14/2015 Pablo Ruiz-Verdú et al.
Riesgo bancario, regulación y crédito a las pequeñas y medianas empresas
- 15/2015 María Rodríguez Moreno
Systemic Risk: Measures and Determinants
- 16/2015 Federico Daniel Platania
Valuation of Derivative Assets under Cyclical Mean-Reversion Processes for Spot Prices
- 17/2016 Elena Cubillas Martín
Liberalización financiera y disciplina de mercado en diferentes entornos legales e institucionales. Implicaciones sobre el riesgo bancario
- 18/2016 Elena Ferrer
Investor Sentiment Effect in European Stock Markets
- 19/2016 Carlos González Pedraz
Commodity Markets: Asset Allocation, Pricing and Risk Management
- 20/2016 Andrea Ugolini
Modelling Systemic Risk in Financial Markets
- 21/2017 María Cantero Sáiz
Riesgo soberano y política monetaria: efectos sobre los préstamos bancarios y el crédito comercial

El objetivo de este proyecto de investigación consiste por una parte en estudiar si las diferentes alternativas de medición del riesgo de impago ordenan de igual modo y por tanto se pueden utilizar de forma indistinta, y, por otro parte, en analizar cuál o cuáles son las medidas que mejor recogen el riesgo de crédito. Para ello, en primer lugar se realiza una comparación utilizando un análisis más amplio que los existentes en la literatura en cuanto a número de medidas a comparar, países de la muestra y horizonte temporal. Y en segundo lugar, se estudia el ajuste del riesgo de impago por parte de estas medidas tomando como referencia la ocurrencia o no del impago por parte de la empresa, a diferencia de otros trabajos que utilizan como referencia el *rating* o las primas de los *Credit Default Swaps*, que son también medidas del riesgo de impago. Los resultados obtenidos indican que existen diferencias significativas en la ordenación de las empresas en base a su riesgo de impago dependiendo de las medidas utilizadas, y que por otro lado, el ajuste del riesgo de impago también varía en función tanto de la medida empleada, como del tipo de empresa o del país considerado.

Promotora editorial:

