Modelos factoriales de riesgo de crédito: el modelo de Basilea II y sus implicaciones (1)

Carlos Trucharte Artigas
y Antonio Marcelo Antuña

El objetivo de este artículo es exponer las bases teóricas sobre las que se asienta el modelo propuesto por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (CSBB) para determinar los requerimientos mínimos de capital exigidos a las entidades de crédito en la reciente propuesta de reforma del Acuerdo de Capital (Basilea II). Igualmente, se pretende explicar los coeficientes que aparecen en las ecuaciones que asignan las ponderaciones de riesgo *(risk weights)* a las diferentes categorías en las que, por sus características, quedan clasificados los distintos acreditados que componen una determinada cartera de crédito.

1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, se ha producido un incremento importante en el número de entidades crediticias que están llevando a cabo el desarrollo de sus propios modelos internos de medición y gestión del riesgo de crédito. Uno de los principales resultados del uso de estos modelos es la obtención de la distribución de probabilidad de las pérdidas potenciales asociadas al riesgo crediticio de cada entidad. Dado su contenido informativo, la distribución de pérdidas puede ser utilizada para determinar, entre otras medidas, una estructura de capital adecuada, de forma que cada entidad pueda estar protegida frente a la insolvencia creada por las pérdidas procedentes de los riesgos de crédito generados: «…el concepto de capital económico está basado en la idea de que las pérdidas futuras de la cartera crediticia de una determinada entidad pueden ser determinadas mediante su distribución de pérdidas…» (BIS 2001, página 34).

Por tanto, un objetivo fundamental para la correcta medición del riesgo de crédito de cada entidad será la derivación de la distribución de probabilidad de las pérdidas asociadas, de forma que, a partir de la misma, se puedan establecer los requerimientos mínimos de capital necesarios en función de los riesgos generados.

NOTA: Este artículo es responsabilidad de los autores.

(1) Los autores agradecen especialmente la aportación realizada por R. Repullo. También agradecen los comentarios recibidos de J. González, J. R. Martínez y J. Saurina.

Por su parte, el Comité de Basilea, en su propuesta de reforma del Acuerdo de Capital («Basel Capital Accord», BIS 1988), utiliza como base teórica un modelo factorial de riesgo de crédito para la obtención de una distribución de probabilidad de pérdidas. Por tal motivo, el objetivo de este artículo es analizar dichos modelos factoriales y mostrar cómo, a partir de la distribución de pérdidas obtenida de tales modelos, se obtienen las ponderaciones de riesgo *(risk weights)* propuestas, que, aplicadas a cada exposición crediticia, o grupo homogéneo de estas, determinan el capital mínimo exigido a cada entidad de crédito.

Fijado el objetivo, el resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2, se hace una introducción a la obtención de la distribución de pérdidas en el caso de independencia entre los acreditados que resultan fallidos. En la sección 3, se hace una breve exposición de los modelos factoriales de riesgo de crédito. Posteriormente, se plantea el modelo unifactorial, particularización del modelo general factorial en un único factor, que es la metodología usada por el CSBB y, a partir de la cual se obtiene una distribución de pérdidas por riesgo de crédito. En la sección 5, se identifican los resultados obtenidos del modelo unifactorial con los propuestos por Basilea II. Por último, se concluye con un breve resumen de los temas más importantes tratados en el trabajo.

2. DISTRIBUCIÓN DE PÉRDIDAS BAJO EL SUPUESTO DE INDEPENDENCIA ENTRE ACREDITADOS

Un modelo sencillo para obtener la distribución de pérdidas por riesgo de crédito en el caso de una cartera homogénea donde los impagos (fallidos) ocurren de forma independiente, sería el siguiente. Supóngase que:

a) Existe un determinado horizonte temporal en el que se considerará la probabilidad de que un determinado acreditado se convierta en fallido.

b) Se consideran M acreditados distintos.

c) Las exposiciones son todas de tamaño E, y además hay una determinada tasa de recuperación, TR, con TR=1-LGD, siendo LGD el porcentaje de la pérdida en caso de impago.

d) Por último, la probabilidad de impago (convertirse en fallido) de cada uno de los acreditados es igual a PD.

Nótese que, por el supuesto de homogeneidad de la cartera, tanto E, TR, como PD, son iguales para todos los acreditados.

Establecidos los anteriores supuestos, si denominamos X al número de fallidos ocurridos en el horizonte temporal considerado, la pérdida total de la cartera crediticia es la siguiente:

$$\text{Pérdida} = X \quad LGD \quad E.$$

Por este motivo, si se conociera la distribución del número de fallidos, X, inmediatamente se conocería la distribución de pérdidas, sin más que aplicar la fórmula de pérdida escrita anteriormente.

Bajo las condiciones de homogeneidad e independencia entre acreditados ya comentadas, se establece que, la distribución del número de fallidos es una distribución binomial, por lo que la probabilidad de que el número de fallidos, X, en el período correspondiente sea igual a m es la siguiente:

$$PROB\left[X = m\right] = \binom{M}{m} PD^{m} \, (1 - PD)^{M - m} , \qquad [1]$$

con probabilidad acumulada hasta m de:

$$PROB\left[X \leq m\right] = \sum_{j=0}^{m} \binom{M}{j} PD^{j} \, (1 - PD)^{M - j} . \qquad [2]$$

De esta manera, queda determinada de forma muy sencilla la distribución del número de fallidos y, consecuentemente, la distribución de las pérdidas de la cartera cuyas características fueron descritas previamente.

Conviene resaltar que el supuesto de independencia de las probabilidades de impago entre los distintos acreditados es clave para llegar a este resultado y posibilita una especificación tan sencilla de la distribución de pérdidas de la cartera. Sin embargo, dicho supuesto parece bastante restrictivo. Es comúnmente aceptado que, por la naturaleza de los distintos acreditados, en particular empresas, estos puedan tener ciertas características comunes que impliquen una determinada relación entre los mismos, y que, por tanto, esta dependencia debería reflejarse también a la hora de tener en cuenta la posibilidad de convertirse en fallidos. Pueden compartir mercado, industria, sector económico en el que operan, región en la que desarrollan su actividad, etc. En general, hay evidencia a favor de la existencia de factores comunes a la actividad de los distintos acreditados, de forma que esta relación debería ser tenida en cuenta en la determinación de la distribución del número de fallidos.

Por todo lo establecido hasta el momento, se plantea la necesidad de representar esa dependencia, en concreto, la correlación que pudiera existir entre acreditados a la hora de convertirse en fallidos, y la forma de hacerlo será utilizar un determinado tipo de modelo. En concreto, serán los denominados modelos factoriales de riesgo de crédito los que se utilizarán para este fin y en función de los cuales se determinará, en última instancia, la distribución de pérdidas buscada.

3. INTRODUCCIÓN A LOS MODELOS FACTORIALES DE RIESGO DE CRÉDITO

La utilización de modelos factoriales para la derivación de la distribución de pérdidas de una cartera crediticia se justifica por el hecho de que permiten replicar comportamientos de impago en los distintos acreditados, teniendo en cuenta la correlación existente entre los mismos, con resultados no demasiados complicados y, por tanto, asequibles desde el punto de vista analítico.

Existen en la literatura numerosas referencias a los modelos factoriales. En concreto, Belkin y Suchower (1998) utilizan el modelo unifactorial para evaluar el efecto del riesgo sistemático en el valor en riesgo *(value at risk)* de una cartera de crédito. Finger (1999) se basa también en el modelo de un único factor para la obtención, mediante distintas aproximaciones, de la distribución de pérdidas de una cartera de crédito. Lucas *et al.* (1999) utilizan un modelo factorial para derivar una aproximación analítica de la distribución de pérdidas, cuando el número de exposiciones (acreditados) tiende a infinito. Por su parte, Schönbucher (2000) proporciona una introducción sencilla y clara a los modelos factoriales y, en concreto, al unifactorial, para el cual deriva, de forma analítica, la distribución de pérdidas. Finalmente, Gordy (2001) obtiene un resultado fundamental para los modelos asintóticos unifactoriales de riesgo de crédito (2) como el propuesto en Basilea II. Debido a su importancia, este resultado se comentará en la sección 5.

En términos generales, los modelos factoriales parten del modelo de Merton (1973). En dicho modelo, se determina que el impago por parte de una empresa (a efectos de una cartera crediticia, un acreditado) se produce en función del valor que toman sus activos. En particular, una empresa no pagará a sus acreedores, y por tanto se considerará fallida, si el valor de sus activos está por debajo del valor de su deuda contraída. De esta forma, la probabilidad de impago es la probabilidad de que el valor del activo de una empresa sea inferior al valor de su deuda.

Los modelos factoriales, por su parte, describen el valor de una empresa en función del valor que toman una serie de factores, lo que más tarde se verá que simplifica el cálculo de la distribución de pérdidas. A continuación, se expondrá brevemente uno de estos modelos, en concreto, el de Schönbucher (2000). Según este modelo:

- El valor de los activos de una empresa, V_m, viene determinado por dos tipos de factores:

(2) Los requerimientos de capital de una cartera equivalen a la suma de los requerimientos individuales de cada uno de sus componentes.

— Un conjunto de factores comunes a todos los acreditados (ciclo económico, índice bursátil, o cualquier otra magnitud agregada representativa), cada uno de los cuales tiene un peso determinado.

— Un factor propio para cada acreditado y que es independiente de los factores comunes. Este factor representa las características propias de cada empresa, lo que las diferencia a unas de otras, esto es, el elemento idiosincrásico de cada empresa.

Bajo el supuesto de que ambos tipos de factores se distribuyen según una Normal, se puede afirmar que, el valor de los activos de las empresas se distribuye igualmente según una Normal.

- Por otro lado, y basándose en la idea de Merton expuesta anteriormente, se establece que, cuando el valor V_m quede por debajo de un determinado umbral K_m, el acreditado m se convertirá en fallido. Por tanto, la probabilidad de impago es la probabilidad de que V_m sea menor que K_m.

4. EL MODELO UNIFACTORIAL DE RIESGO DE CRÉDITO

Determinadas las características fundamentales de los modelos factoriales, el modelo que se describe a continuación y para el cual se deriva la distribución del número de fallidos y, por tanto, la distribución de pérdidas, solo incluye un único factor (modelo unifactorial) (3). Puesto que el modelo elegido por el CSBB para la propuesta de reforma del Acuerdo de Capital es un modelo de este tipo, se estudiará más en detalle esta versión simplificada del modelo general de múltiples factores.

La forma funcional de V_m es la siguiente: depende de un determinado factor Z, único e igual para todas las empresas (acreditados) y además, de un componente idiosincrásico ε_m, el cual recoge las características propias e individuales de cada empresa. La anterior forma queda representada de la siguiente manera:

$$V_m = \sqrt{\rho}\, Z + \sqrt{1-\rho}\, \varepsilon_m, \qquad [3]$$

donde las variables Z y ε_m son independientes y se distribuyen según una Normal (0,1) (4).

La forma impuesta en [3] implica que los valores de los activos de dos acreditados cualesquiera tienen un coeficiente de correlación (5) igual a ρ.

(3) Comúnmente se piensa en el ciclo económico como en ese factor que afecta de forma generalizada a la totalidad de los acreditados.

(4) Se puede pensar que el valor de los activos de cada acreditado, V_m, se encuentra estandarizado, esto es, corregido de media y desviación estándar.

(5) Coeficiente correlación = covarianza (V_m, V_n) / [desv. estándar (V_m) desv. estándar (V_n)] = ρ.

Establecidas las características básicas del modelo de un solo factor, el siguiente paso es encontrar la distribución de fallidos de este modelo, para finalmente obtener la distribución de pérdidas buscada.

Conviene recordar que el principal problema a la hora de determinar las pérdidas de la cartera era la falta de independencia entre los acreditados a la hora de convertirse en fallidos. Como se pone de manifiesto en [3], el valor de los activos de todos los acreditados depende de un factor que es común (por ejemplo, el ciclo económico) y que es el responsable de que los impagos tiendan a ocurrir al mismo tiempo (por ejemplo, una recesión). También quedaba establecido que existe otro componente, ε_m, propio de cada acreditado, que también influye en el comportamiento del valor de sus activos. Pues bien, y aquí radica la importancia de los modelos factoriales: si el factor común queda fijado en un determinado valor (es decir, la economía se encuentra en una determinada fase del ciclo), el único condicionante del valor de los activos, y en consecuencia de la probabilidad de impago, es el componente idiosincrásico, ε_m, que es propio de cada acreditado y, por tanto, es independiente entre cada uno de ellos. De esta forma, se está en condiciones de aplicar la ecuación [1] a esta nueva probabilidad de impago, la cual se denomina probabilidad de impago condicionada al valor que toma el factor común.

Así pues, la probabilidad de impago condicionada al valor que toma el factor común, tiene la siguiente forma:

$$PD\,(z) = PROB\left[V_m < K_m \mid Z = z\right], \qquad [4]$$

con lo cual, se tiene que la probabilidad de impago condicionada del acreditado m es la probabilidad de que el valor de sus activos sea inferior a K_m, dado que el factor Z se concreta en el valor z. Conviene resaltar que si el valor K_m es común a todos los acreditados (se fija su valor en K), el supuesto de igual probabilidad de impago para todos los acreditados se mantiene.

De esta manera, si se fija el valor de K_m en K (K_m = K), se tiene en cuenta la forma funcional de V_m establecida en [3], y se recuerda que ε_m se distribuye según una Normal (0,1), se llega finalmente a que la probabilidad condicionada de impago es:

$$PD\,(z) = N\left(\frac{K - \sqrt{\rho}\, z}{\sqrt{1-\rho}}\right), \qquad [5]$$

donde N representa la función de distribución acumulada de una Normal.

En consecuencia, ya se está en condiciones de aplicar la ecuación [1] a este caso particular:

$$PROB\left[X = m \mid Z = z\right] = \binom{M}{m} PD(z)^{m}\left(1 - PD\,(z)\right)^{M-m}, \qquad [6]$$

donde se puede comprobar que todo es igual que en [1], salvo PD, que ha sido sustituida por la condicional PD (z). En consecuencia, la distribución es condicional, ya que ahora se tiene la probabilidad de que el número de impagos sea igual a m, dado un valor concreto del factor Z. Para poder realizar el paso de la distribución condicionada a un valor concreto del factor común, a la distribución incondicional, se hace uso de la Ley de las Esperanzas Iteradas (promedio sobre todas las posibles realizaciones del valor del factor). Según dicha Ley:

$$\mathrm{PROB}\left[X = m\right] = \int_{-\infty}^{\infty} \mathrm{PROB}\left[X = m \mid Z = z\right] n\,(z)\,dz \qquad [7]$$

donde n es la función de densidad de una Normal univariante.

Finalmente, sustituyendo los resultados [5] y [6] en [7], se obtiene que:

$$\mathrm{PROB}\left[X = m\right] = \int_{-\infty}^{\infty} \binom{M}{m} \left(N\left(\frac{K - \sqrt{\rho}\, z}{\sqrt{1-\rho}}\right)\right)^{m} \left(1 - N\left(\frac{K - \sqrt{\rho}\, z}{\sqrt{1-\rho}}\right)\right)^{M-m} n(z)dz. \qquad [8]$$

Aunque la anterior expresión se puede calcular con relativa facilidad, desde el punto de vista analítico se consigue una distribución de fallidos más manejable haciendo que el número de acreditados, M, sea suficientemente grande, es decir, $M \rightarrow \infty$. De esta manera, utilizando la Ley de los Grandes Números, se asegura que el porcentaje (que no el número) de fallidos de la cartera coincidirá con la probabilidad de impago individual, esto es, PROB [X / M = PD(z) | Z = z] = 1. En otras palabras, si la probabilidad de impago de los acreditados es igual al 1 %, el porcentaje de fallidos dentro de la cartera será igualmente del 1 %.

Bajo este supuesto, haciendo uso de la Ley de las Esperanzas Iteradas [véase Schönbucher (2000)] y teniendo en cuenta que la relación existente entre K y la probabilidad de impago individual PD viene dada por (6): $K = N^{-1}$ (PD), se obtiene finalmente la *función de distribución* acumulada para un determinado porcentaje de fallidos x, cuya expresión viene dada por:

$$F\,(x) = \mathrm{PROB}\left[X \mid M \leq x\right] = N\left(\frac{1}{\sqrt{\rho}}\left(\sqrt{1-\rho}\; N^{-1}(x) - N^{-1}(PD)\right)\right). \qquad [9]$$

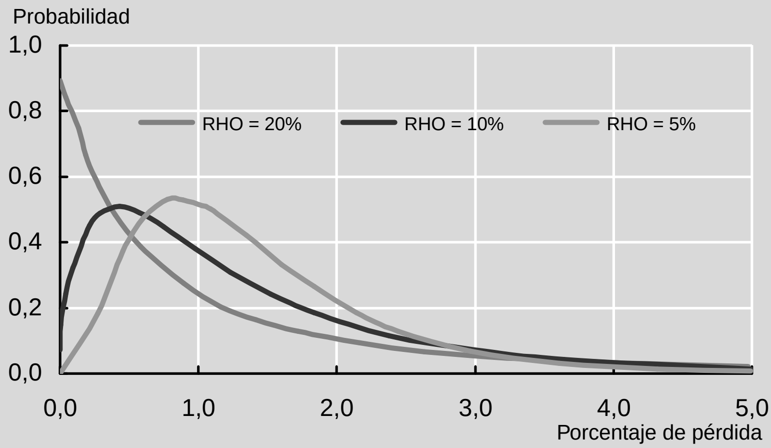
Derivando [9] respecto de x, se obtiene la *función de densidad* del porcentaje de fallidos de la cartera de crédito:

$$f\,(x) = \sqrt{\frac{1-\rho}{\rho}}\; \exp\left\{\frac{1}{2}\left(N^{-1}(x)\right)^{2} - \frac{1}{2\rho}\left(\sqrt{1-\rho}\; N^{-1}(x) - N^{-1}(PD)\right)^{2}\right\}. \qquad [10]$$

(6) $PD = \mathrm{PROB}\,(V_m \leq K)$. Esto es, $PD = N(K)$. Por tanto, $K = N^{-1}(PD)$.

GRÁFICO 1

DENSIDAD DE PROBABILIDAD DE PÉRDIDAS POR RIESGO DE CRÉDITO



A partir de [10], y conocida la relación entre fallidos y pérdidas totales, se obtiene de forma inmediata la expresión para la densidad de probabilidad de la función de pérdidas. Esta función se representa, para distintos valores del coeficiente de correlación ρ, en el gráfico 1.

5. IMPLICACIONES DEL MODELO DE BASILEA II

Basándose en un modelo unifactorial (como el descrito en el punto anterior), el CSBB plantea en el documento consultivo, «The Internal Ratings-Based Approach» (BIS 2001), que los requerimientos mínimos de capital se calculen de forma independiente para cada grupo homogéneo de riesgo (idénticas características, fundamentalmente probabilidad de impago) dentro de cada subcartera [grandes exposiciones (corporate exposures), pequeñas exposiciones (retail exposures)…], las cuales, en su conjunto, constituyen la cartera crediticia global.

Dichos requerimientos establecen un capital mínimo del 8 % para cada exposición, o grupo homogéneo de exposiciones, ponderado por unos determinados pesos denominados risk weights (RW) (7). A su vez, dichas ponderaciones, RW, se obtienen a partir de los denominados benchmark risk weights (BRW), los cuales no son más que el peso con el que habría que ponderar las exposiciones de cada grupo de riesgo para lograr una estructura de capital tal que, para un determinado nivel de probabilidad, las posibles insolvencias generadas por las pérdidas asociadas a dicha categoría de riesgo quedaran cubiertas.

(7) Requerimientos de capital (% de exposición) = 8 % RW.

Consecuentemente, y habiendo establecido lo anterior, los BRW se calculan a partir de una distribución de probabilidad de fallidos (o, en su caso, de pérdidas), como así ocurre en la actual propuesta de reforma del Acuerdo de Capital y como a continuación se muestra.

En concreto, para el caso de la cartera de grandes exposiciones *(corporate exposures),* el CSBB establece en su Documento Consultivo lo siguiente: en primer lugar, propone que el nivel de probabilidad objetivo [«Target Solvency Probability» (TSP)] para determinar los requerimientos de capital sea del 99,5 %, esto es, que se calcule el nivel de capital en función del porcentaje de fallidos (pérdidas) que se obtiene, a partir de un modelo unifactorial subyacente, para un nivel de probabilidad del 99,5 %. Además, también establece que el coeficiente de correlación de activos para las grandes exposiciones sea del 20 %, es decir, que el valor de ρ quede fijado en el 20 %. En definitiva, el CSBB calibra el modelo subyacente en el que se basa para establecer los requerimientos mínimos de capital, para un nivel de probabilidad del 99,5 % y un valor del coeficiente de correlación de activos del 20 %.

Por tanto, si se despeja en la fórmula [9], anteriormente obtenida, el porcentaje de fallidos x, el resultado que se obtiene es el siguiente:

$$x = N\left(\frac{\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}}\,N^{-1}(TSP) + \frac{1}{\sqrt{1-\rho}}\,N^{-1}(PD)\right). \qquad [11]$$

Así pues, el porcentaje de fallidos x depende del coeficiente de correlación ρ, del nivel de probabilidad TSP y de la probabilidad de impago individual PD. Como se ha comentado previamente, si el porcentaje de fallidos obtenido del modelo unifactorial, fórmula [11], se calibra para un TSP del 99,5 % y un ρ del 20 %, los dos sumandos que aparecen en la expresión [11] como argumento dentro de la función de distribución Normal toman los siguientes valores:

$$\frac{\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}}\,N^{-1}(TSP) = 1,288 \qquad [12]$$

$$\frac{1}{\sqrt{1-\rho}} = 1,118. \qquad [13]$$

En consecuencia, el porcentaje de fallidos (pérdidas) para el modelo calibrado, en el caso particular de grandes exposiciones, toma la siguiente forma:

$$x = N\,[1,288 + 1,118\quad N^{-1}(PD)]. \qquad [14]$$

Por su parte, el CSBB establece que la fórmula para el cálculo de los pesos BRW para las grandes exposiciones, BRW_C, sea de la forma:

$$BRW_C\ (PD) = 976{,}5 \quad N\ [1{,}288 + 1{,}118 \quad N^{-1}\ (PD)]\ [1 + 0{,}047 \quad (1 - PD) / PD^{0{,}44}]. \qquad [15]$$

Como se puede observar, ambas fórmulas [14] y [15], prácticamente coinciden con la excepción de que en [15] aparecen dos factores adicionales, la constante 976,5 y la expresión $[1 + 0{,}047 \quad (1 - PD) / PD^{0{,}44}]$. Con respecto a estos dos factores, externos al modelo unifactorial, hay que reseñar lo siguiente: la constante 976,5 es el denominado factor de escala (8), y el factor $[1 + 0{,}047 \quad (1 - PD) / PD^{0.44}]$ es la corrección por plazo incluida dentro de la fórmula para el cálculo de los pesos BRW_C.

Una vez obtenida la caracterización de los pesos BRW_C, el paso siguiente para determinar los requerimientos de capital es la especificación de los denominados *risk weights* RW, que son una función de los BRW obtenidos anteriormente. En concreto, la forma establecida para las ponderaciones RW para cada grupo homogéneo de riesgo viene dada por la siguiente expresión (9):

$$RW = \text{Min}\ \{LGD\ /\ 50 \quad BRW_C\ (PD),\ 12{,}5 \quad LGD\}. \qquad [16]$$

Finalmente, dados los RW, los requerimientos mínimos de capital para las grandes exposiciones se fijan en el 8 % de cada exposición crediticia o grupo homogéneo de exposiciones ponderado adecuadamente por su correspondiente RW calculado según la expresión que aparece en [16].

Aplicando el mismo razonamiento para la cartera crediticia de pequeñas exposiciones *(retail exposures),* se tiene lo siguiente: el CSBB propone que el nivel de probabilidad objetivo, TSP, sea también del 99,5 %, sin embargo, establece que el coeficiente de correlación de activos que se aplique para la calibración de los parámetros del modelo unifactorial, para el caso de la cartera de pequeñas exposiciones, sea del 8 % (ρ = 8 %). Por tanto, utilizando el porcentaje de fallidos obtenido a partir la fórmula [11] y calibrándolo para un nivel de probabilidad del 99,5 % y un coeficiente de correlación de activos del 8 %, se tiene que los sumandos que aparecen como argumento dentro de la función de distribución Normal toman, en este caso, los siguientes valores:

$$\frac{\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}}\ N^{-1}\ (TSP) = 0{,}76 \qquad [17]$$

(8) Establece el riesgo base, BRW_C =100, en un riesgo tipo con LGD = 50 %, PD = 0,7 % y plazo igual a 3 años.

(9) Con la forma establecida (función Min) para los RW se asegura que ninguna operación crediticia requerirá un porcentaje de capital superior a la pérdida en caso de impago, LGD. Por otro lado, el factor LGD/50 establece una LGD de referencia, de forma que al riesgo base (BRW_C = 100), cuya LGD es del 50 %, le corresponda un requerimiento de capital del 8 %.

$$\frac{1}{\sqrt{1-\rho}} = 1{,}043\ , \qquad [18]$$

quedando finalmente el porcentaje de fallidos, x, de la siguiente forma:

$$x = N\ [0{,}76 + 1{,}043 \quad N^{-1}\ (PD)]. \qquad [19]$$

Por su parte, el CSBB propone, como fórmula para el cálculo de los pesos BRW para la cartera de pequeñas exposiciones, BRW_R, la siguiente:

$$BRW_R\ (PD) = 976{,}5 \quad N\ [0{,}76 + 1{,}043 \quad N^{-1}\ (PD)] \\ (1 + 0{,}047 \quad (1 - PD)\ /\ PD^{0{,}44}). \qquad [20]$$

Si se comparan las expresiones [19] y [20] se observa de nuevo cómo ambas solamente difieren en la constante 976,5 (factor de escala) (10) y en el factor $[1 + 0{,}047 \quad (1 - PD)\ /\ PD^{0{,}44}]$ (corrección por plazo). Obsérvese que, tanto el factor de escala como la corrección por plazo son idénticos a los establecidos para el cálculo de los BRW_C.

De la misma manera que para las grandes exposiciones, las ponderaciones de riesgo RW a aplicar a las pequeñas exposiciones para el cálculo de los requerimientos de capital, se obtienen a partir de los BRW establecidos anteriormente, BRW_R, y su forma es la siguiente (11):

$$RW = Min\ \{LGD/50 \quad BRW_R\ (PD),\ 12{,}5 \quad LGD\} \qquad [21]$$

Finalmente, los requerimientos de capital para los activos crediticios dentro de esta cartera se determinan calculando un 8 % de cada exposición o grupo homogéneo de exposiciones, ponderado por los correspondientes pesos, RW, calculados según la expresión [21].

En el gráfico 2 se presentan, en función de las distintas probabilidades de impago, PD, los requerimientos de capital que propone el CSBB en su documento consultivo para las carteras de grandes exposiciones *(corporate exposures)* y pequeñas exposiciones *(retail exposures).*

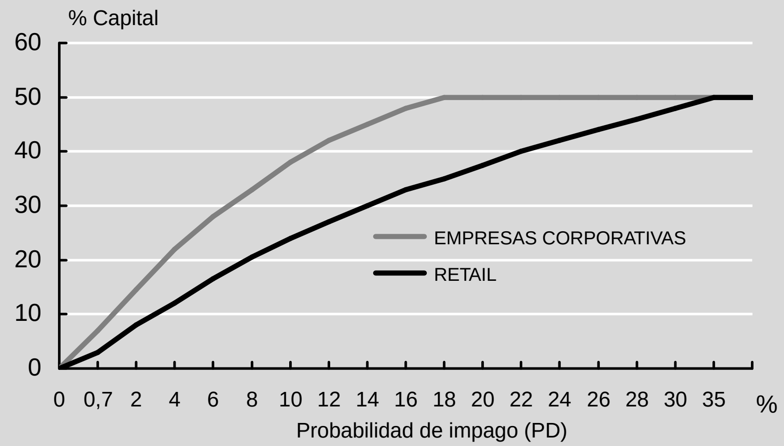
Por último, un punto fundamental que debe ser tenido cuenta en la determinación de los requerimientos mínimos de capital que plantea el actual Acuerdo de Capital, así como su propuesta de reforma, es el siguiente. Dichos requerimientos, para una cartera crediticia, se obtienen a partir de la suma individual de los requerimientos de cada uno de los gru-

(10) Establece el riesgo base, BRW_R =100, en un riesgo tipo con LGD = 50 %, PD = 2 % y plazo igual a 3 años.

(11) Como en el caso de las grandes exposiciones, la forma establecida (función Min) para los RW se asegura que ninguna operación crediticia requerirá un porcentaje de capital superior a la pérdida en caso de impago, LGD. Por otro lado, el factor LGD/50 establece también una LGD de referencia, de forma que al riesgo base (BRW_R = 100) le corresponda un requerimiento de capital del 8 %.

GRÁFICO 2

REQUERIMIENTOS DE CAPITAL PROPUESTOS PARA EXPOSICIONES DE EMPRESAS CORPORATIVAS Y RETAIL (LGD = 50 %)



pos homogéneos de riesgo en que queda dividida la cartera, establecidos como un determinado porcentaje (8 %) de cada una de las exposiciones individuales, o grupos homogéneos de las mismas, ponderados por sus respectivos RW, que, como se dijo anteriormente, dependen de los BRW, los cuales, en última instancia, se obtienen a partir de las probabilidades de impago, PD. Por tanto, los requerimientos mínimos de capital se calculan considerando solamente las características individuales subyacentes a cada grupo de acreditados (sus probabilidades de impago), sin tener en cuenta la estructura total de la cartera crediticia.

Las reglas que determinan la asignación de capital por riesgo de crédito basadas en las características de los componentes individuales, sin considerar la estructura global de la cartera, son las denominadas *ratings-based risk-bucket capital rules.* Existen argumentos en contra del establecimiento de los requerimientos de capital basados en una simple suma de exposiciones ponderadas. El más habitual es el que defiende los beneficios inherentes a la diversificación dentro de una cartera y que supondría unos requerimientos de capital inferiores a la suma de los requerimientos de capital individuales. Por esta razón, es fundamental el resultado que obtiene Gordy (2001) para validar la forma de exigir capital según las anteriores reglas. Gordy demuestra que, bajo las hipótesis de infinita granularidad (12) y existencia de un único factor sistemático que determina el valor de los activos de cada acreditado (modelo unifactorial de riesgo de crédito), el requerimiento total de capital de una determinada cartera coincide con la suma de los requerimientos individuales de los distintos componentes que la forman. Este es un resultado crucial que

(12) Número de acreditados suficientemente grande, $M \to \infty$, y tamaño de cada uno de ellos insignificante respecto del total.

valida el modelo de requerimientos de capital sobre el que se asienta la propuesta de reforma del Acuerdo de Capital y que permite por tanto determinarlos de forma individual, basados en las características de cada grupo homogéneo de acreditados sin necesidad de tener en cuenta la estructura total de la cartera.

6. CONCLUSIÓN

El objetivo de este trabajo ha sido exponer las bases teóricas subyacentes al modelo planteado por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea para la determinación de los requerimientos mínimos de capital por riesgo de crédito establecidos en la actual propuesta de reforma al Acuerdo de Capital («Basel Capital Accord», BIS 1988).

La idea central es la obtención de la distribución de pérdidas asociada al riesgo de crédito generado en una cartera, a partir de la cual, entre otras medidas de riesgo, se establece el capital necesario para cubrir con una determinada probabilidad las pérdidas generadas.

La existencia de una determinada relación de dependencia entre los distintos acreditados dentro de una cartera establece la necesidad de modelizar dicha dependencia para el cálculo correcto de la distribución de pérdidas. De esta manera, se plantea la utilización de un modelo factorial de riesgo de crédito. En concreto, y siguiendo la metodología utilizada en Basilea II, se particulariza dicho modelo factorial en uno de un único factor (unifactorial), donde cada acreditado tiene la misma relación con el único factor del modelo, dada por el coeficiente ρ, y, además, la correlación entre los valores de los activos de los distintos acreditados es exactamente igual a dicho coeficiente. Este modelo unifactorial está basado en la independencia de los sucesos de impago (fallidos) condicionados a la realización del factor (único) sistemático Z en un determinado valor, z (si se identifica a Z como al ciclo económico, una determinada realización del mismo consistiría en estar, por ejemplo, en la fase alcista, o en época de recesión).

Como resultado final, se obtiene una distribución de fallidos y, en definitiva, de pérdidas bastante sencilla y tratable desde el punto de vista analítico. De esta manera, se determinan los requerimientos mínimos de capital en base a un conjunto de ponderaciones calculadas a partir de dicha distribución de probabilidad de pérdidas (porcentaje de pérdidas que, para un determinado nivel de probabilidad, se obtiene para cada categoría de riesgo).

Por último, se hace una breve referencia al resultado que obtiene Gordy (2001) para los modelos unifactoriales asintóticos de riesgo de crédito (los requerimientos de capital de una cartera equivalen a la suma de los requerimientos individuales de cada uno de sus componentes) como el propuesto por Basilea II, legitimándolos desde un punto de vista teórico como instrumentos válidos para el cálculo de una estructura de capital en función de las pérdidas potenciales por el riesgo asociado a cada grupo homogéneo en que queda dividida la cartera crediticia total.

BIBLIOGRAFÍA

BELKIN, B., SUCHOWER, S. (1998). «The effect of systematic risk on loan portfolio value-at-risk and loan pricing», *CreditMetrics Monitor, First Quarter,* pp. 17-28.

BIS (1988). «International convergence of Capital measurement and Capital Standards».

BIS (2001). Basel Comittee on Banking Supervision. «The Internal Ratings-Based Approach». Consultative document.

FINGER, C. (1999). «Conditional Approaches for CreditMetrics portfolio distributions», *CreditMetrics Monitor,* abril, pp. 14-33.

GORDY, M. (2001). «A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules», Board of Governors of the Federal Reserve System.

LUCAS, A., KLAASSEN, P., SPREIJ, P. y STRAETMANS, S. (1999). «An analytic approach to credit risk of large corporate bond and loan portfolios», Research memorandum, Universidad de Amsterdam.

MERTON, R. C. (1973). «Theory of Rational Option Pricing», *Bell Journal of Economic and Management Science* 4, pp. 141-183.

SCHÖNBUCHER, P. (2000). «Factor models for portfolio credit risk», Working Paper, Universidad de Bonn.