FUNDACION BBV

TRES ENSAYOS SOBRE LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS: APLICACIONES A LA BANCA ESPAÑOLA

José Manuel Chamorro
José M.ª Pérez de Villarreal
Gonzalo Rubio

Septiembre 1993

ESTUDIOS BANCARIOS

TRES ENSAYOS SOBRE LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS: APLICACIONES A LA BANCA ESPAÑOLA

José Manuel Chamorro
José M.ª Pérez de Villarreal
Gonzalo Rubio

Septiembre 1993

Centro de Estudios Bancarios

Director: **Luis Angel Lerena**, catedrático de Economía Internacional de la Universidad Complutense de Madrid.

Director del Programa de Investigación: **Xavier Vives.**

Los Centros Permanentes de Reflexión de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya abordan, desde una perspectiva multidisciplinar, áreas específicas de actualidad. En cada una de estas áreas se incluyen proyectos de investigación propios, a partir de los cuales se desarrolla una actividad de encuentros periódicos, generalmente en la modalidad de seminarios y conferencias anuales.

Aspiran estos Centros a que la sociedad vea en ellos puntos de referencia de calidad, en los estudios y debates de los temas encuadrados dentro de cada área.

El Centro de Estudios Bancarios de la Fundación BBV, está interesado en el estudio e investigación de los nuevos escenarios y herramientas que conformarán el mundo económico y financiero de los próximos años. Este Centro pretende convertirse en punto de referencia en el campo de los estudios financieros, favoreciendo la investigación sobre estos mercados y difundiendo sus resultados.

DOCUMENTA
Plaza de San Nicolás, 4
48005 BILBAO

D. L.: BI-2044-93

JOSE MANUEL CHAMORRO GOMEZ

Nacido en Baracaldo (Vizcaya) en 1961. Licenciado y Doctor en Ciencias Económicas por la Universidad del País Vasco. Es Profesor Titular Interino en el Departamento de Fundamentos del Análisis Económico de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad del País Vasco.

Ha realizado y presentado diferentes proyectos de investigación y ha participado como ponente en diversos seminarios impartidos en Universidades y otras instituciones españolas.

Entre sus publicaciones cabe citar, "*Valoración de la garantía de los depósitos bancarios y ranking por riesgo: una aplicación al caso español*". Revista Española de Economía, Vol. 10. N.° 1, pp. 93-110.

JOSE MARIA PEREZ DE VILLARREAL GONZALEZ DE ARRILUCEA

Nacido en Mondragón (Guipúzcoa), en 1945. Licenciado y Doctor en Ciencias Económicas por la Universidad del País Vasco. Ha sido Profesor en los Departamentos de Teoría Económica y de Análisis Económico de la Universidad del País Vasco y del Departamento de Economía de la Universidad de Cantabria. Actualmente es Catedrático en esta última Universidad.

Ha participado en numerosos trabajos de investigación. Es colaborador en publicaciones como: "*El Ahorro en la Comunidad Autónoma del País Vasco*", "*Las Políticas de Fomento del Ahorro Familiar en la Comunidad Autónoma del País Vasco*", "*Presente y Futuro del Sistema Financiero Vasco*", "*Política de intervención y de Regulación Bancaria: el Caso de España*". También ha sido autor de numerosos artículos, así como de varias comunicaciones y ponencias en universidades españolas.

GONZALO RUBIO IRIGOYEN

Nacido en Bilbao en 1954. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad del País Vasco, y Doctor por la misma Universidad. Ha tenido una gran trayectoria en el campo de la docencia en Universidades de España, Francia y Estados Unidos, siendo actualmente Catedrático en el Departamento de Análisis Económico en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad del País Vasco.

Es autor de varias comunicaciones y ponencias presentadas a congresos nacionales e internacionales. También ha impartido un gran número de seminarios en diversas universidades españolas y extranjeras.

Entre sus numerosos artículos y publicaciones cabe enumerar, "*Economía Financiera: Síntesis Teórica y Tendencias Actuales*", "*Análisis Multivariante del Cero-Beta CAPM: El Mercado Español de Capitales*", "*Emisiones y Eficiencia: Un análisis Empírico del Mercado Primario de Acciones en España*", etc. Es autor también de varias investigaciones en los campos de la economía financiera.

ABSTRACT

Como es sabido, el servicio de garantía financiera de los depósitos bancarios puede modelarse como una opción de venta. En la primera parte de este trabajo, se aproximan primas de garantía "financieramente justas" para una muestra de bancos españoles; a continuación, se elaboran distintos *rankings* por riesgo basados en aquéllas. La parte segunda pretende ilustrar la posibilidad de diseñar contratos de garantía flexibles –"a la carta"– que, siendo financieramente justos, permitan disimular posibles discriminaciones entre los bancos (mediante otros instrumentos distintos de las primas). En la última parte se utilizan tres métodos de estimación de la volatilidad de las acciones bancarias, dada la importancia de ésta en el tema estudiado; posteriormente, se analizan sus repercusiones sobre las primas de garantía y los correspondientes *rankings* por riesgo.

AGRADECIMIENTOS

La información del mercado continuo, utilizada en este trabajo, ha sido facilitada amablemente por la CNMV. Los datos intra-día, en particular, han sido reelaborados posteriormente por Carlos Gamero (CEMFI). A todos ellos, nuestro agradecimiento.

INDICE

Págs.

CAPITULO III. VOLATILIDAD DE LAS ACCIONES Y GARANTIA DE LOS DEPOSITOS

TRES ENSAYOS SOBRE LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS: APLICACIONES A LA BANCA ESPAÑOLA

José Manuel Chamorro, José M.ª Pérez de Villarreal y Gonzalo Rubio

RESUMEN INTRODUCTORIO

Los procesos recientes de innovación e internacionalización financiera que caracterizan la actual dinámica del sector bancario español, junto con las crisis bancarias registradas en el pasado y en el presente, hacen que continúe siendo de actualidad la discusión sobre la política bancaria vigente en España[1].

Dentro de la Comunidad Económica Europea, la estabilidad del sistema financiero es, asimismo, una preocupación importante debido, entre otras razones, al proceso de creación de un espacio financiero único. Como es sabido, la construcción del mercado común bancario se pretende alcanzar a través de la libertad de establecimiento y de prestación de servicios, tal como se contempla en la Segunda Directiva de Coordinación Bancaria. Uno de los retos mas importantes consiste en armonizar, adecuadamente, las políticas en materia de aseguramiento de los depósitos, de prudencia bancaria y de control de las entidades.

Finalmente, otro elemento de motivación de este trabajo es la escasez de fondos prestables, conjeturada para la economía mundial en los años noventa. La caída de las tasas de ahorro en la mayoría de los países de la OCDE en la década de los ochenta, junto con las necesidades de fondos para inversión –agudizadas por las actuales dificultades de los países del centro y del este europeo– desencadenarán, probablemente, importantes problemas financieros en los mercados internacionales. Ello hace más necesaria una política eficiente de robustecimiento, de vigilancia y de control del sistema financiero, en general, y del bancario, en particular.

Un problema crucial que se plantea en este empeño es de tipo informacional: en un contexto donde la información relevante, además de escasa, es asimétrica, las autoridades tienen dificultades para adoptar medidas ajustadas a criterios de eficiencia; más aún, con frecuencia, sus decisiones son origen de ineficiencias añadidas. En contextos como éste, suelen aflorar los fenómenos de "selección adversa" y de "riesgo moral". Así, el actual sistema de primas de aseguramiento de los depósitos, iguales para todos los bancos, tiende a producir un problema de selección adversa, como es el hecho de que unos bancos (los más solventes) paguen por otros (menos solventes) subsidiando, *de facto*, el comportamiento más arriesgado de éstos. Asimismo, la vigencia de una prima fija, independiente de la posible gestión del banco, incentiva la negligencia bancaria, dando origen al problema tipificado como riesgo moral: los bancos tienden a arriesgarse en exceso, ya que pueden apropiarse de las posibles ganancias, en el caso de que les vaya bien, y endosar las posibles pérdidas a la agencia aseguradora pública, en el caso contrario.

En las circunstancias actuales, una política bancaria adecuada debiera caracterizarse por cierta agilidad adaptativa que, desgraciadamente, la burocracia no suele incorporar. Así, parece urgente aprovechar todas las oportunidades de incorporar la disciplina de mercado, confiando en la mayor rapidez de respuesta de la iniciativa privada. Una forma de hacerlo consiste en aprovechar la información de que dispone el sector privado sobre las entidades de crédito y que se manifiesta, con mas o menos perfección, en determinados precios de activos financieros, asociados con la propia actividad bancaria.

[1] En este sentido, conviene advertir que las crisis bancarias son especialmente graves en nuestro país, dado que el predominio del sector bancario en el sector financiero de la economía es mayor, sin duda, que en otros países.

Este trabajo es un ejercicio de confianza en este enfoque y en él se recurre a la Teoría de Valoración de Opciones. Como muestra Merton (1977), hay una relación isomórfica entre el contrato de garantía financiera de los depósitos y la opción de venta europea. Así, a partir de la fórmula de valoración de ésta, puede obtenerse una fórmula para valorar la garantía de los depósitos. Este enfoque no está, sin embargo, libre de problemas: el mayor de ellos consiste en que ni el valor de mercado de los activos del banco (V) ni la volatilidad de su rendimiento (σ_V) son directamente observables. Afortunadamente, este problema ha sido, en parte, resuelto en distintos trabajos.

* En Estados Unidos se ha desarrollado una literatura importante para determinar si las primas pagadas por los bancos a los fondos de garantía se ajustan o no al valor teórico y, por tanto, si existe o no una subvención implícita en la provisión de este servicio. El **Capítulo I** del trabajo entronca con esta literatura. No constituye, ciertamente, una aportación metodológica. En el fondo, se pretende elaborar un *ranking* por riesgo bancario, poniendo de manifiesto la existencia de subvenciones implícitas entre bancos. Ello nos parece más robusto que la simple determinación del valor teórico de las contribuciones al Fondo de Garantía de los Depósitos (FGD).

De acuerdo con el modelo propuesto por Ronn y Verma (1986), el cálculo de **V** y σ_V requiere, entre otros *inputs*, la volatilidad de las acciones del banco, σ_E. Siguiendo la práctica habitual en esta literatura, para estimar σ_E se ha utilizado la desviación típica de los rendimientos (logarítmicos) diarios[2]. Lo más frecuente es utilizar aquéllos correspondientes a trimestres naturales, calcular la σ_E diaria de ese trimestre y anualizarla después. Considerando que los datos del ultimo día del trimestre corresponden a un fin de año, es posible aproximar –previo cálculo de **V** y σ_V– primas "anuales", correspondientes a cada trimestre.

Conviene no olvidar, por otra parte, que la estimación de **V** y σ_V, previa al cálculo de la prima, tiene también interés por sí misma. En particular, el valor de mercado del activo bancario puede compararse con su valor contable o, alternativamente, uno puede fijarse en el cociente "valor de mercado/deuda total" frente al "valor contable/deuda total" para los distintos bancos. Además, dado que el **V** estimado es mucho menos sensible que σ_V (y que la prima) a las distintas mediciones de σ_E, está justificado calcularlo con datos de cada trimestre.

De los resultados de este capítulo se desprende, en primer lugar, que el valor contable del activo bancario supera a su valor de mercado, siendo así para todos los bancos[3]. Sin embargo, esta "sobrevaloración" contable afecta de manera desigual a los distintos bancos; concretamente, se aporta evidencia de que algunos bancos "muy solventes" desde un punto de vista contable, podrían no serlo tanto a juicio del mercado.

En cuanto a la prima media muestral, parece claro que dista bastante de la vigente en el período estudiado. Habría que apelar a una gran "tolerancia" por parte de la agencia aseguradora para justificar, en el agregado, la prima del 2'5‰. Continúa siendo cierto, en cualquier caso, que una prima uniforme –incluso si es correcta como media– puede conllevar, de hecho, grandes desigualdades, en la medida en que unos bancos subsidian a otros.

Con respecto a la evolución temporal de la prima media muestral, se observa una tendencia decreciente desde el 2.° trimestre de 1991 hasta el 1.° de 1992; esta tendencia se quiebra en el 2.° trimestre de este año (último de los considerados), en que se produce un repunte de la media sectorial. Ello puede ser debido a la agudización del clima de recesión económica.

Finalmente, los distintos *rankings* por riesgo, elaborados a partir de las primas calculadas, parecen

[2] Probablemente es la primera vez, en nuestro país, que se utilizan rendimientos diarios en un trabajo sobre garantía de los depósitos; Chamorro (1993) realiza un estudio similar, pero utiliza rendimientos mensuales. También, por primera vez, se hace uso –en el Capítulo III– de información intra-día.

[3] Conviene matizar este resultado pues ello puede deberse, en gran medida, al proceso utilizado para aproximar **V**; en particular, se ha hecho uso, exclusivamente, del valor de mercado de las acciones bancarias y de una única partida del pasivo, a saber, "Acreedores", cuando ciertamente hay otras y no siempre negligibles.

identificar un grupo de mayor riesgo relativo, integrado por Banesto, Valencia y Zaragozano; a él se unirían, en algún caso, Herrero, Pastor y Barclays. Esta identificación es, en gran medida, compatible con la resultante de ordenar los bancos según su *ratio* "valor de mercado/deuda total". Así, los ocho bancos con menor valor de este cociente son los seis ya mencionados junto con Atlántico y Fomento, siendo éstos los dos primeros bancos que aparecen justamente por detrás de la media muestral del 2'5‰.

* Por otra parte, la caracterización de la garantía de los depósitos como una opción pone de manifiesto, entre otras cosas, que la discriminación entre entidades, en función de sus características específicas de riesgo, podría llevarse a cabo explícita o implícitamente. En el primer caso, la personalización se haría a través de las primas cobradas por la garantía de los depósitos. En el segundo, podría pensarse en ajustar la frecuencia con que se inspecciona a las entidades de crédito (el plazo por el que se garantizan sus depósitos), o bien diferenciando los requisitos de capital.

El **Capítulo II** consiste, básicamente, en una aplicación de las ideas de Merton y Bodie (1992, a) a la banca española. El objetivo subyacente es ilustrar la posibilidad de que el Fondo ofrezca a cada banco en particular, o a la banca en general, un contrato de garantía de los depósitos "a la carta". Esta flexibilidad permitiría disimular, en casos de conveniencia, la política de discriminación, haciendo uso de aquellos medios más opacos para el público. En este sentido, se intenta cuantificar los *trade-offs* existentes entre distintos instrumentos.

La asunción de riesgos excesivos (riesgo moral) por parte de los bancos, una vez fijados los pagos, podrían también prevenirse con amenazas de posibles revisiones del acuerdo de garantía si, a tenor de la información del mercado, se considerasen procedentes. Téngase en cuenta que el método de valoración, aquí defendido, permite procesar continuamente el dictamen de la Bolsa sobre el comportamiento de los distintos bancos.

En el proyecto de Directiva sobre los Sistemas de Garantía de Depósitos, las autoridades comunitarias no tercian a favor, ni en contra, de que se introduzcan mecanismos que permitan relacionar los pagos con los riesgos, como tampoco proponen la formación de fondos preventivos frente a sistemas de reparto *ex-post* de los costes de las crisis bancarias, ni toman partido por instituciones privadas *versus* públicas[4]. El margen discrecional de los Estados –la competencia en este punto recae sobre el país de origen– para modelar los sistemas de garantía es, pues, muy grande, lo cual propiciará sin duda cierta rivalidad, o competencia, entre distintas regulaciones nacionales.

El proyecto de Directiva se centra más en la protección de los depositantes que en la sanción de los riesgos de las propias entidades de crédito. La política de prevención de las crisis bancarias se basa en otras disposiciones ya aprobadas, entre las cuales destaca la Directiva 89/647 sobre el Coeficiente de Solvencia que regula las exigencias de fondos propios. En esta materia, por lo tanto, las autoridades comunitarias parecen haber apostado, en principio, por la regulación pública y no por la disciplina de mercado.

* Finalmente, en los trabajos similares a éste, no se ha planteado la cuestión de si el estadístico habitual para calcular la volatilidad de las acciones es el más adecuado. En la literatura financiera se han presentado algunos métodos interesantes para estimar, más eficientemente, la σ_E. Este tema reviste un interés especial en la materia que nos ocupa pues, como se pone de relieve en el trabajo, la prima de garantía es muy sensible a los cambios en (y a los errores cometidos en la estimación de) la volatilidad. A estas cuestiones está dedicado el **Capítulo III**.

Dado que cualquier opción tiene por delante un determinado período de vida, parece que debiera utilizarse una estimación de la volatilidad futura y no una de la pasada. Sucede, sin embargo, que los cambios en la volatilidad típicamente se producen con lentitud a lo largo del tiempo; el pasado reciente puede, entonces, servir como guía del futuro próximo. En este sentido, aquí se hace uso de datos diarios e intra-día; ello permite disponer de un número razonable de observaciones sin necesidad de remontarse indebidamente hacia un pasado lejano.

[4] En este último aspecto, lo único que se reconoce, explícitamente, es la función subsidiaria de los gobiernos.

En cualquier caso, no es posible predecir la volatilidad futura con absoluta certeza, debido a su propia naturaleza; ello seguiría siendo cierto incluso si fuera posible estimar sin error la verdadera volatilidad pasada. Obviamente, cualquier error muestral cometido en la estimación de ésta dará lugar al correspondiente error en la valoración de la opción. Más aún, dado que la fórmula de valoración es una función no lineal de la volatilidad, ni siquiera una estimación insesgada de ésta conducirá a una estimación insesgada del valor de la opción, en general, o de la prima de garantía, en particular. Puede estar justificado, en estas circunstancias, construir intervalos de confianza para la volatilidad y, posteriormente, para la prima así como elaborar, a partir de ellos, *rankings* por riesgo bancario lo más robustos posible.

En este último capítulo se utilizan tres estimadores de la volatilidad distintos. El primero de ellos es el convencional o clásico basado, exclusivamente, en los precios de cierre. El segundo es el propuesto por Parkinson (1980), basado en los precios máximo y mínimo de la acción. El tercero constituye una generalización del anterior y es debido a Kunitomo (1992); su uso adecuado requiere una enorme base informativa, a diferencia de los otros dos estimadores. Como recompensa, proporciona la mayor eficiencia relativa en la estimación de la volatilidad. El número de bancos analizados se reduce ahora, pues sólo se dispone simultáneamente de datos entre-días e intra-día para los más grandes.

Atendiendo a los resultados obtenidos, las estimaciones según el método de Parkinson son menores que las obtenidas por el método clásico y el de Kunitomo, y ello para todos los bancos; parece haber, por tanto, un sesgo a la baja en el estimador del valor extremo. Por su parte, los valores del estimador clásico han resultado ser mayores que los de Kunitomo en los títulos más negociados. En cambio, son menores en los títulos menos negociados; las acciones menos transaccionadas pueden constituir, en consecuencia, un buen campo de aplicación del tercer método de estimación[5]. Así, pues, parece que el estimador convencional sobrestima en los títulos más intercambiados y subestima en aquéllos negociados con menos frecuencia; no es sorprendente, entonces, que sea el más utilizado, dado su "buen" comportamiento "como media". Todo lo anterior ha tenido su fiel reflejo en las primas de garantía de los depósitos, calculadas en cada caso.

Si se comparan simultáneamente los *rankings* basados en los tres métodos, referidos al mismo período de tiempo, se observa una única discrepancia entre ellos, la cual se produce en la zona central de los mismos. En general, los bancos con mayor peso de la cartera industrial en su balance aparecen en las primeras posiciones del *ranking*. El orden en que aparecen –Banesto, Central-Hispano y BBV– tiene que ver, lógicamente, con aspectos específicos de cada entidad como, por ejemplo, sus beneficios, recursos propios, concentración de riesgos, índice de morosidad, nivel de provisiones y dotaciones para insolvencias, etc. Los bancos más específicamente financieros aparecen por detrás de los tres mencionados. En particular, las posiciones cuarta y quinta son para Santander y Bankinter; las dos últimas posiciones son, en todos los casos, para Popular y Exterior, por este orden.

[5] El banco Exterior es el menos negociado de entre los considerados. El tercer estimador proporciona, de hecho, un valor más alto que los otros dos estimadores. No obstante, sigue estando muy por debajo de los demás bancos; como consecuencia de ello, su prima particular resulta insignificante.

CAPITULO I.

VALOR CONTABLE, VALOR DE MERCADO Y *RANKING* POR RIESGO

0. INTRODUCCION

La literatura económica recoge, básicamente, dos vías para fijar primas de garantía variables: (i) la observación de los tipos de interés de los depósitos no asegurados y de la deuda subordinada, y (ii) la aplicación de la Teoría de Opciones[1]. En este capítulo, sin embargo, se utiliza esta última, no tanto para calcular la prima que debiera haber pagado un conjunto de bancos españoles por la garantía de sus depósitos, sino para encontrar un *ranking* por riesgo que permita al F.G.D. discriminar en la provisión de sus servicios.

De acuerdo con Merton (1977), el contrato de garantía financiera de los depósitos puede caracterizarse como una opción de venta sobre los activos de un banco, que otorga a éste el derecho a vender sus activos al garante a un precio prefijado en la fecha de vencimiento de la deuda (depósitos). Puesto que Black y Scholes (1973), en adelante B-S, obtienen una fórmula para calcular el valor de una opción de venta, es posible derivar una fórmula para calcular el valor de la garantía.

En ausencia de reformas del actual sistema de aseguramiento, la garantía consta de un seguro sobre los depósitos asegurados, una garantía condicional sobre los no asegurados y otra sobre el derecho residual de los accionistas sobre los ingresos futuros del banco[2]. Como afirma Kane (1986), los estudios sobre los derechos contingentes no han tenido en cuenta, salvo excepciones[3], las posibles limitaciones legales, burocráticas y otras del seguro. Estas características, además de aumentar el valor de la garantía de los depósitos, hacen que ésta sea, de hecho, una opción compuesta. Aunque existen soluciones teóricas para valorar opciones compuestas[4] no pueden, sin embargo, utilizarse directamente para calcular el valor de las mismas.

No todos los elementos de la fórmula de B-S son directamente observables; concretamente, no lo son ni el valor de mercado de los activos del banco ni la desviación típica instantánea de su rendimiento. A fin de calcularlos, el capital del banco se puede, a su vez, caracterizar como una opción de compra, que otorga a los accionistas el derecho a comprar los activos de la empresa a los bonistas, o en su caso a los depositantes, a un cierto precio en algún momento predeterminado.

El capítulo está estructurado en dos partes diferenciadas, una claramente teórica y la otra de corte más bien empírico. En la primera se comienza recordando, brevemente, qué es una opción de compra y de venta pasando, después, a sus fórmulas de valoración. En un apartado posterior se muestra la relación isomórfica existente entre la garantía financiera de los depósitos y la opción de venta europea. La segunda parte se inicia recogiendo la experiencia internacional acumulada en trabajos similares. A continuación se estudia el caso español, presentándose las primas de garantía calculadas para los años 1991-92, así como los *rankings* por riesgo construidos a partir de éstas.

1. ANALISIS TEORICO

1.1. Opciones de compra y de venta

Una "opción de compra europea" es un activo financiero, que proporciona a su propietario el derecho a comprar un determinado número de acciones de una empresa en la fecha de vencimiento del contrato por un importe dado, denominado precio de ejercicio. Es evidente que no se ejercerá una opción de compra si el precio de mercado de la acción es inferior a su precio de ejercicio.

En el caso en que la opción dé derecho a la compra de una acción de precio actual **S**, a un precio de ejercicio **E**, con vencimiento dentro de **T** períodos a partir del momento presente, su valor se representará por c (S, T, E). Este valor en la fecha de vencimiento, en función del precio **S*** de la acción en dicha fecha, vendrá dado por la fórmula

$$c(S^*, 0, E) = \text{máx}\ (0, S^* - E) \qquad (1)$$

De manera análoga, una "opción de venta europea" es un activo financiero, que proporciona a su

[1] Véase Bourke (1989) y las referencias que ahí se contienen.

[2] Thomson (1987).

[3] Pyle (1984), Ronn y Verma (1986) entre otros.

[4] Geske (1977), Stulz (1982).

propietario el derecho a vender un determinado número de acciones de una empresa a un precio de ejercicio fijado y en una fecha de vencimiento determinada. Obviamente, no se ejercerá una opción de venta cuando el precio de la acción sea superior a su precio de ejercicio.

Para el caso en que la opción dé derecho a la venta de una acción cuyo precio actual es **S**, a un precio de ejercicio **E**, con vencimiento dentro de **T** períodos a partir del momento presente, su valor se representará por p (S, T, E). Este valor en la fecha de vencimiento, en función del precio **S*** de la acción en dicha fecha, vendrá dado por la fórmula

$$p(S^*, 0, E) = \text{máx}\ (0, E - S^*) \qquad (2)$$

La literatura económica muestra que las opciones cumplen dos funciones: el apalancamiento y la cobertura. El apalancamiento se refleja en la capacidad de comprar un derecho sobre un número de acciones y por una fracción de su valor de mercado. En cuanto a la segunda función, se adquiere una opción de compra como cobertura cuando se tiene una posición vendedora, asegurando ésta contra una apreciación de la acción; y se compra una opción de venta como cobertura cuando se tiene una posición compradora, protegiéndose contra una caída en el precio[5].

1.2. La fórmula de Black y Scholes

Como se ha visto en la sección anterior, el cálculo del valor de la opción en la fecha de vencimiento (T*) es inmediato, no así en cualquier momento anterior. Este problema se reveló muy difícil hasta que B-S derivaron una fórmula para la opción de compra y, a partir de ésta, una fórmula para la de venta.

La fórmula de B-S depende no sólo del precio de la acción (S) y del precio de ejercicio (E) sino que, como era de esperar, depende también del número de períodos entre la fecha de valoración y el vencimiento (T), del tipo de interés sin riesgo (r), así como de la evolución que sigue el precio de la acción, en particular, de la desviación típica instantánea de su rendimiento (σ).

[5] Galai (1977).

1.2.1. Valoración de opciones de compra europeas

Para obtener la fórmula del valor de la opción de compra se establecen unos supuestos que tienen que ver, esencialmente, con la estructura del mercado financiero, la distribución de los precios de la acción en cualquier fecha futura y la existencia o no de oportunidades de arbitraje. En concreto, los supuestos son: (i) las "ventas al descubierto" o "posiciones cortas" no están penalizadas; (ii) la compraventa de acciones y opciones no está sujeta a costes de transacción ni a fiscalidad diferente; (iii) la contratación en el mercado es continua en el tiempo; (iv) el tipo de interés continuo sin riesgo a corto plazo, **r**, es constante, conocido e igual para todos los agentes del mercado; (v) no existen restricciones para prestar o tomar prestado dinero al tipo de interés a corto plazo; (vi) la acción de base o referencia no paga dividendos; (vii) el precio de la acción, **S**, sigue un proceso estocástico continuo, de los llamados de Itô, tal que la tasa de rendimiento de la acción en un período dado viene expresada por

$$\frac{dS}{S} = \mu\ .\ dt + \sigma\ .\ dz \qquad (3)$$

o, alternativamente

$$dS = \mu\ .\ S\ .\ dt + \sigma\ .\ S\ .\ dz \qquad (4)$$

donde:

μ = tasa de rentabilidad esperada de la acción por unidad de tiempo, supuesta constante; se cumple que $E(dS) = \mu.S.dt$.

σ = desviación típica instantánea, supuesta constante, de la rentabilidad de la acción por unidad de tiempo; puede probarse que $Var(dS) = \sigma^2 . S^2 . dt$.

dz = diferencial de Itô de un proceso estándar de Gauss-Wiener.

Los supuestos (i)-(v) son los típicos de un mercado perfecto. El supuesto (vi) limita la validez de la fórmula al caso en que la correspondiente acción no reparta dividendos antes del vencimiento de la opción. El supuesto (vii) limita, asimismo, la validez del modelo pues, por una parte, supone que las variaciones del precio de la acción tienen lugar de forma continua, es decir, sin saltos bruscos (como ocurriría, por ejemplo, en el caso de una OPA) y, por otra, supone que la distribución de los precios de la acción es logarítmico-normal. Esta distribución, como se sabe, asigna probabilidades cero a valores negativos de los precios de la acción, lo cual es plausible, pero otras características de esta distribución pueden limitar, en determinados casos, el empleo del modelo. A pesar de lo anterior, puede concluirse que el modelo es bastante robusto[6].

Los supuestos de contratación continua y de difusión tipo Itô para los precios de la acción, junto con el de ausencia de posibilidades de arbitraje, son elementos fundamentales de la fórmula concreta de B-S. El primero de ellos permite realizar ajustes instantáneos en la denominada cartera "cubierta", mientras que el segundo permite utilizar el Lema de Itô y explotar la log-normalidad; por último, el tercer supuesto significa que, en equilibrio, dos activos pertenecientes a la misma clase de riesgo deben tener unos precios tales que sus rendimientos esperados sean los mismos. La fórmula es

$$C = S \,.\, N(\mathbf{w}_1) - E \,.\, e^{-rT} \,.\, N(\mathbf{w}_1 - \sigma \,.\, \sqrt{T}) \qquad (5)$$

donde **N** denota la función de densidad acumulada de una distribución normal y $\mathbf{w}_1$ se expresa como

$$\mathbf{w}_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{E}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right).T}{\sigma \,.\, \sqrt{T}}$$

Conviene resaltar que la fórmula anterior permite calcular el valor de una opción de compra a partir de datos fácilmente observables, o razonablemente estimables (σ^2). Nótese, además, que no se necesita conocer ni el rendimiento esperado del activo base ni las preferencias del inversor.

1.2.2. Valoración de opciones de venta europeas

Considérense las dos carteras siguientes. La cartera **I** contiene una opción de compra europea cuyo valor es c(S,T,E), una acción vendida al descubierto de precio **S**, y un número **E** de bonos cupón cero con igual fecha de vencimiento que la opción, con un valor actual de **B(t)** y un valor nominal de una peseta.

[6] Una revisión panorámica de la bibliografía sobre opciones puede verse en Smith (1976); véase también Ruiz (1986).

La cartera **II** contiene una opción de venta europea con las mismas condiciones que la opción de compra.

Sin restricciones en las ventas al descubierto, con tipos de interés activos y pasivos iguales y sin costes de transacción, puede probarse que ambas carteras son equivalentes y la posición de cartera puede invertirse (Cuadro 1). En ausencia de ventajas de arbitraje se cumple que

$$p(S,\ T,\ E) = c(S,\ T,\ E) - S + E.B(t) \qquad (6)$$

CUADRO 1.
EQUIVALENCIA ENTRE LA CARTERA I Y LA *PUT* EUROPEA

		Precio de la acción en T = O	
Cartera	Valor actual	$S^* \leq E$	$E < S^*$
I	c(S, T, E,) – S+E.B (T)	0 – S* + E	S* – E –S* + E
II	p (S, T, E)	E – S*	0

Empleando la anterior igualdad, junto con la fórmula de B-S de la opción de compra, se obtiene la solución a la valoración de la opción de venta europea:

$$p = E.e^{-rT} \,.\, N(w_2 + \sigma \,.\, \sqrt{T}) - S.N(w_2) \qquad (7)$$

donde

$$w_2 = \frac{\ln\left(\frac{E}{S}\right) - \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right).T}{\sigma \,.\, \sqrt{T}}$$

Es importante observar que se puede proceder, equivalentemente, considerando la opción de venta como activo "primario" y derivar la opción de compra en términos de la anterior y de otros activos. El punto crucial es que hay un grado de libertad en el modelo, y cuando se califica un activo como "primario", todos los demás activos pueden considerarse como "compuestos".

1.3. La garantía financiera como opción de venta europea

1.3.1. La aportación pionera de R.C.Merton

Considérese el siguiente modelo[7]: (i) una empresa emite bonos cupón cero, condicionando el pago de dividendos a los accionistas a su amortización; los bonos vencen dentro de **T** períodos y, entonces, los bonistas son pagados (si es posible) y los accionistas se quedan con el excedente empresarial; (ii) existen expectativas homogéneas respecto a la dinámica del valor de los activos de la empresa; la distribución al final de cualquier intervalo de tiempo finito es logarítmico-normal[8], con una tasa de rentabilidad de varianza constante (σ_V^2); (iii) existe un tipo de interés, sin riesgo, instantáneo, constante y conocido, **r**, que es el mismo para prestamistas y prestatarios; (iv) los mercados de capitales son perfectos: no hay costes de transacción ni impuestos, y todos los participantes tienen acceso libre y sin costes a toda la información disponible; el endeudamiento y las ventas al descubierto están permitidos; los participantes son precio-aceptantes en los mercados de capitales; (v) las transacciones tienen lugar de forma continua, los cambios de precios son continuos y los activos infinitamente divisibles.

En la fecha de vencimiento, si el valor de los activos de la empresa, **V**, es mayor que el pago prometido a los bonistas, **B**, entonces los accionistas estarán interesados en que la gerencia realice el pago (incluso vendiendo activos si es necesario). Por tanto, el valor de la deuda en este caso será **B**, y el valor del capital será (V-B). En cambio si, en la fecha de vencimiento, el valor de los activos de la empresa es menor que el pago prometido, la gerencia será incapaz de pagar, incluso vendiendo los activos. Entonces la empresa se traspasa a los bonistas, el valor de la deuda es **V** y el valor del capital será cero.

Abreviadamente, en la fecha de vencimiento el valor de la deuda puede representarse por mín(V, B), y el valor del capital por máx(0, V-B). En tanto haya una probabilidad positiva de que el valor de los activos, en la fecha de vencimiento, pueda ser menor que el pago prometido, habrá una probabilidad positiva de quiebra y, por tanto, la deuda será arriesgada.

Considérese ahora el efecto de una "garantía de pago" a los bonistas por parte de un tercero, no habiendo ninguna duda sobre la capacidad del garante para cumplir sus compromisos. Los términos de la garantía establecen que, en caso de que la gerencia no satisfaga el pago prometido a los bonistas, el garante satisfará esos pagos pero la empresa traspasará sus activos al garante. Como cualquier seguro tradicional, la garantía tiene un valor para el asegurado e impone un coste sobre el asegurador, quien debiera ser compensado con el cobro de una prima "actuarialmente justa".

Para determinar esta prima, se reexaminan los distintos pagos en la fecha de vencimiento. Si V > B entonces, igual que sin garantía, los bonistas reciben **B** y los accionistas (V-B). Sin embargo, si V < B ahora los bonistas reciben **B**, los accionistas nada y el garante incurre en una pérdida o pago de (B - V). Resumiendo, en la fecha de vencimiento, el valor del capital es el mismo con o sin garantía, máx(0, V - B); el valor de la deuda es siempre **B** y, por tanto, sin riesgo; y el valor del "pasivo" del garante es mín (0, V - B), que es no positivo. De hecho, el efecto de la garantía es el de crear una entrada adicional de dinero en la empresa de valor –mín(0, V-B). Pero –mín(0, V-B) puede escribirse como máx(0, B-V). De aquí, si **G(T)** denota el valor de la garantía para la empresa cuando el número de períodos hasta la fecha de vencimiento de los bonos es **T**, entonces

$$G\,(0) = \text{máx}\,(\,0\,,\,B - V) \qquad (8)$$

Comparando esta ecuación con (2), es claro que la estructura de pagos de la garantía es idéntica a la de una opción de venta, donde **B** corresponde al precio de ejercicio, **E**, y el valor de los activos de la empresa, **V**, corresponde al precio de la acción, **S***. Básicamente,

[7] Merton (1977)

[8] McCulloch (1981, 1985) parte del supuesto alternativo de que la distribución de probabilidad es Pareto-estable. Esta distribución tiene colas más gruesas que la normal y, por tano, resultan ser mayores los valores de la opción. Parece haber cierta evidencia empírica a favor de este supuesto, si bien la distribución normal puede ser una buena aproximación cuando se consideran horizontes temporales de varios meses (además de ser la más utilizada en las investigaciones empíricas de la Teoría de Opciones); véase Marcus y Shaked (1984, pg. 449).

al asegurar la emisión de deuda, el garante ha emitido una opción de venta sobre los activos de la empresa, que otorga a la gerencia el derecho a vender esos activos por B pesetas en la fecha de vencimiento de la deuda.

Por lo tanto, utilizando argumentos idénticos a los de B-S para calcular el valor de una opción de venta, se puede calcular el "valor de la garantía" mediante la misma fórmula:

$$G = B.e^{-rT}.\ N(x_1 + \sigma_v . \sqrt{T}) - V.\ N(x_1) \qquad (9)$$

donde

$$x_1 = \frac{\ln\left(\frac{B}{V}\right) - \left(r + \frac{\sigma_V^2}{2}\right).T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Esta solución puede escribirse en forma general como

$$G = G(V, T, B, \sigma_V^2, r)$$

donde los signos de las derivadas parciales son:

$(\partial G/\partial V) < 0$: si el valor del activo asegurado aumenta, entonces es menos probable que el activo tenga un valor inferior a aquél por el que se ha asegurado; así, la garantía tiene un valor menor y la prima requerida es inferior.

$(\partial G/\partial T) > 0$: si aumenta el tiempo hasta el vencimiento de la póliza, la prima requerida aumenta también, ya que es más probable que la garantía sea utilizada.

$(\partial G/\partial B) > 0$: si el valor por el que se ha asegurado el activo se incrementa, el rendimiento esperado será más alto y el valor de la garantía superior.

$(\partial G/\partial \sigma v^2) > 0$: si la tasa de varianza aumenta, hay una mayor probabilidad de un cambio negativo grande en el valor del activo y de un rendimiento grande, por lo que aumenta el valor de la garantía y la prima exigida.

$(\partial G/\partial r) < 0$: si el tipo de interés sin riesgo aumenta, el valor actualizado de cualquier rendimiento disminuye, por lo que la garantía desciende.

Ahora, supóngase que la empresa es un banco y la emisión de deuda corresponde a depósitos. Dado que la mayoría son depósitos a la vista, el supuesto sobre el plazo de la deuda no es estrictamente aplicable. Sin embargo, si se reinterpreta el período del vencimiento como el tiempo que media hasta la próxima auditoría de los activos del banco entonces, desde el punto de vista del asegurador, la estructura del modelo es razonable incluso para los depósitos a la vista[9]. Por tanto, desde la perspectiva del asegurador, los depósitos pueden considerarse como si fueran a plazo y generaran intereses.

Si la garantía de depósitos cubre tanto el principal como los intereses, los depósitos asegurados no tendrán riesgo y su valor actual podrá escribirse como $D = B.e^{-rT}$ y, en consecuencia

$$G = D.N(x_2 + \sigma_v.\sqrt{T}) - V.N(x_2) \qquad (10)$$

donde

$$x_2 = \frac{\ln\left(\frac{D}{V}\right) - \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Si se define **g** como el coste de la garantía por peseta de depósitos asegurados, es decir, $\mathbf{g} \equiv (G/D)$, a partir de la fórmula anterior se puede expresar como

$$g = N(x_2 + \sigma_V.\sqrt{T}) - \frac{1}{d}.N(x_2) \qquad (11)$$

donde $d \equiv (D/V)$ es el *ratio* actual entre depósitos/ valor de los activos y su influencia en g viene dada por

$$\frac{\partial g}{\partial d} = \frac{1}{d^2} . N(x_2) > 0 \qquad (12)$$

[9] Se supone implícitamente que, al final del período, la agencia aseguradora puede decidir no renovar su oferta de garantía de los depósitos a renegociar los términos de la misma (lo que se contrapone al supuesto de renovación automática bajo el cual aumentaría el valor de la garantía). De acuerdo con Marcus y Shaked (1984), aunque el precio de la garantía no se restablece explícitamente cada período, las medidas reguladoras en materia de solvencia bancaria tienen una función similar, de modo que la fórmula propuesta por Merton parece la adecuada.

Finalmente, fijándose en la expresión de **g** se observa que los cambios en la tasa de interés del mercado no afectan al coste unitario del seguro de depósitos, a menos que tales cambios afecten al *ratio* depósitos/ valor de los activos (vía alguno de sus componentes) o a la desviación típica instantánea, σ_V; por otra parte, recuérdese que ni **V** ni σ_V son observables directamente.

1.3.2. Desarrollos posteriores

A partir de la formulación anterior se han elaborado diversos trabajos de índole empírica[10]. Se pueden distinguir dos grupos: (i) aquéllos en los que se pone el énfasis en averiguar si la prima de seguro de los depósitos, pagada en algunos países, excede o no del nivel "financieramente justo", y (ii) aquéllos más centrados en hacer comparaciones de sección cruzada y establecer un *ranking* por riesgo entre los bancos.

Dentro del primer grupo, Marcus y Shaked (1984) y Miles y Kim (1988) intentan estimar **V** y σ_V de la siguiente manera: dado que sólo se puede observar la suma de los valores de mercado de la deuda (D) y del capital (E) y dado que este valor excede a V en el valor del seguro (G), se tiene que V = D + E - G. Sustituyendo **V** en la expresión de **G** y utilizando cierta relación[11] entre σ_V y σ_E (desviación típica instantánea del rendimiento del capital), se obtiene un sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas, para el que puede encontrarse una solución numérica.

Ahora bien, estos trabajos no tienen en cuenta los servicios de reflotamiento y/o saneamiento de la agencia aseguradora con los bancos en dificultades lo cual, junto con otros aspectos difíciles de modelar, quita significado a los valores concretos de las primas.

[10] En relación con lo dicho en la nota (8), conviene hacer notar que en todos ellos se supone, arbitrariamente, que los activos del banco siguen una distribución normal y que, por tanto, los valores de la garantía pueden estar sesgados a la baja si, de hecho, la distribución no es gaussiana. En este caso, el asegurador estaría afrontando pérdidas potenciales incluso en condiciones ideales de supervisión y control de los bancos.

[11] Véase Marcus y Shaked (1984, pg. 451). Esta relación es cuestionada por Ronn y Verma (1986), ya que incluye una tasa de dividendos continua constante, ignorando el hecho de que el capital, al ser el receptor de los dividendos, está completamente protegido contra el pago de éstos.

Es claro que los accionistas son conscientes de esos esfuerzos y, en consecuencia, ignorarlos supone una infravaloración del coste del contrato de garantía.

Por otra parte, Pennacchi (1987) advierte que no pueden calcularse primas financieramente justas sin tener en cuenta el grado de control del asegurador sobre los bancos. Así, distingue dos casos extremos de control, en las circunstancias en que el ratio de capital del banco está por debajo de un mínimo requerido: (1) caso de control pleno, en el cual se fuerza al banco a aumentar su ratio de capital en una cantidad igual a la diferencia entre el nivel requerido y su ratio actual; (2) caso de control nulo, en el que el asegurador no tiene poder para forzar al banco a aumentar su ratio de capital. Obviamente, el garante cobraría una prima menor en el caso (1) que en el caso (2). En los trabajos anteriores, sin embargo, se supone que se cumple el caso (1) y que la responsabilidad del garante se extiende desde una auditoría hasta la siguiente (tiempo que media entre la emisión de la opción de venta y su expiración). De ahí que el contrato de garantía se modele como un contrato de "plazo limitado" donde, de hecho, existe control pleno en el sentido anterior.

Dentro del segundo grupo de trabajos se encuentran los de Ronn y Verma (1986), Giammarino *et al.* (1989), Sato *et al.* (1990) y Kendall y Levonian (1991). Estos trabajos se basan también en la teoría de opciones pero aplican un modelo, con algunas diferencias respecto al de los anteriores, que conviene comentar.

Hasta ahora se ha supuesto, simplificando, que la acción subyacente a la opción no paga dividendos. Sin embargo, en el caso de la garantía de los depósitos la opción de venta se emite, ciertamente, sobre los activos menos los dividendos pagados, ya que el asegurador es incapaz de recuperarlos una vez liquidados. Supóngase, por tanto, que el banco hace un pago de δ por ciento del valor del mismo a los accionistas; así, la contrapartida de la deuda total a considerar no es el valor total de los activos del banco, **V**, sino tan sólo $(1-\delta)^n.V$, donde **n** es el número de veces por período que se pagan dividendos. En estas condiciones, es claro que

$$G = D.\ N(y_1+\sigma_V.\sqrt{T}) - (1-\delta)^n\ .\ V.\ N(y_1) \qquad (13)$$

donde

$$y_1 = \frac{\ln\left(\frac{D}{(1-\delta)^n.V}\right) - \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Por otra parte, no todos los pasivos del banco están constituidos por depósitos asegurados; también hay otros[12]. Puede distinguirse, así, entre el valor nominal de los depósitos asegurados, $\mathbf{D}_1$, y el valor nominal de todos los demás pasivos, $\mathbf{D}_2$, de modo que $\mathbf{D}= D_1+D_2$.

En ausencia de garantía y con igualdad de tratamiento a efectos de rescate entre $\mathbf{D}_1$ y $\mathbf{D}_2$, si en la fecha de vencimiento el valor del banco (V_T) fuera menor que la deuda total, los depositantes recibirían o bien el valor futuro de sus depósitos $(VF(D_1))$ o bien una fracción prorrateada del valor del banco $((D_1/(D_1+D_2)).VT)$; esto es,

$$\min\left(VF(D_1); \frac{D_1}{D_1+D_2}.V_T\right) \tag{14}$$

Ahora bien, si hubiera un garante de los depósitos, sus titulares recibirían $VF(D_1)$ pero el garante incurriría en un desembolso o pérdida de

$$\frac{D_1}{D_1+D_2}.V_T - VF(D_1) \tag{15}$$

Así, pues, el valor al vencimiento de la garantía de los depósitos es

$$\text{máx}\left(0; VF(D_1) - \frac{D_1}{D_1+D_2}.V_T\right) \tag{16}$$

[12] Implícitamente, se supone que toda la deuda se emite al tipo de interés sin riesgo. Esto es válido, sin duda, para los depósitos asegurados, pero la deuda restante no está libre de riesgo, por lo que quizá habría que corregirla con la tasa efectivamente pagada y luego descontarla al tipo de interés sin riesgo. El efecto de no hacerlo sería, en principio, una infravaloración de la prima; sin embargo, los valores de las opciones no son muy sensibles a pequeños cambios en el tipo de interés (Ronn y Verma, 1986).

Asimismo, el valor de la garantía en fechas anteriores al vencimiento es

$$G = D_1.N(y_2+\sigma_V.\sqrt{T}) - \frac{D_1}{D_1+D_2}(1-\delta)^n.V.N(y_2) \tag{17}$$

donde

$$y_2 = \frac{\ln\left(\frac{D_1}{(1-\delta)^n.V.\frac{D_1}{D_1+D_2}}\right) - \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}} =$$

$$= \frac{\ln\left(\frac{D}{(1-\delta)^n.V.}\right) - \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Por lo tanto, el coste de la garantía por peseta de depósitos asegurados, $\mathbf{g}$, puede expresarse como

$$g = \frac{G}{D_1} = N(y_2 + \sigma_V . \sqrt{T}) - (1-\delta)^n . \frac{V}{D} . N(y_2) \tag{18}$$

Como puede observarse, $\mathbf{g}$ depende de la deuda total, $\mathbf{D}$, y no sólo de la deuda asegurada, $\mathbf{D}_1$. Recuérdese que se ha apelado al supuesto de deuda indiscriminada, lo que conlleva el prorrateo de los activos en circunstancias adversas. Este supuesto, sin embargo, no es estrictamente necesario, dadas las políticas de las agencias públicas de garantía de asegurar, de hecho e implícitamente, el resto de los pasivos.

De nuevo, el problema principal con la expresión de $\mathbf{g}$ es que ni $\mathbf{V}$ ni σ_V son directamente observables. Ahora bien, en el contexto de este modelo, el capital, $\mathbf{E}$, puede representarse como una opción de compra; en palabras de B-S: "en efecto, los poseedores de los bonos son propietarios de los activos de la empresa, pero han dado opciones a los accionistas para recomprar estos activos" por un precio de ejercicio igual al valor nominal de los bonos. Así,

$$E = V.N(z_1) - D.N(z_1 - \sigma_V . \sqrt{T}) \qquad (19)$$

donde

$$z_1 = \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right) + \frac{\sigma_V^2}{2} . T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Utilizando el Lema de Itô se deduce que la desviación estándar instantánea del rendimiento de **E**, denotada por σ_E, viene dada por[13]:

$$\sigma_E = \frac{V . \left(\frac{\partial E}{\partial V}\right)}{E} . \sigma_V \qquad (20)$$

Finalmente, aunque las agencias públicas de garantía suelen acudir en ayuda de bancos en dificultades, es lógico suponer que hay un límite más allá del cual la única alternativa factible es la disolución de la entidad. Este límite hipotético se puede expresar como un porcentaje de la deuda total del banco, esto es, ρ.**D** ($\rho < 1$). Por tanto, si el valor del banco cae entre ρ.**D** y **D**, la agencia aseguradora aporta $(1 - \rho)$.**D** para garantizar el valor de **D**, mientras que si **V** cae por debajo de ρ.**D**, disuelve la entidad bancaria. Con esta condición de cierre,

$$E = V.N(z_2) - \rho.D.N(z_2 - \sigma_V \sqrt{T}) \qquad (21)$$

donde

$$z_2 = \frac{\ln\left(\frac{V}{\rho.D}\right) + \frac{\sigma_V^2}{2} . T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

y

$$\sigma_V = \frac{\sigma_E . E}{V.N(z_2)} \qquad (22)$$

Una vez obtenida la solución (V, σ_v) a partir de las ecuaciones anteriores, se puede calcular **g**.

2. ANALISIS EMPIRICOS

2.1. Experiencia internacional

Los resultados más importantes de los trabajos relativos a la supra o infravaloración del seguro de depósitos (Marcus y Shaked, 1984; Miles y Kim, 1988), referidos al sistema bancario norteamericano, son: (i) las primas calculadas están en su mayoría por debajo del 1/1200 cobrado a los bancos[14]; (ii) la distribución de las primas muestra que una gran mayoría de bancos solventes está subsidiando a una minoría muy arriesgada; (iii) las primas varían enormemente en cortos períodos de tiempo. Para el caso de control pleno sobre los bancos, Pennacchi (1987) obtiene resultados acordes con los de los trabajos mencionados.

Los estudios centrados en realizar comparaciones transversales del riesgo entre los bancos (Ronn y Verma, 1986, y otros) también aproximan el valor de **g** para cada banco de sus muestras respectivas. En todos los casos se aprecian enormes diferencias entre los bancos. La distribución de las primas se

[13] La varianza del rendimiento de los activos de una empresa en el período t, σ_v^2 es función de las varianzas de los rendimientos de las acciones, σ_E^2, y de los bonos, σ_B^2, y de la covarianza de los rendimientos, $cov(R_E, R_B)$:
$\sigma_v^2 = (E/V)^2_{t-1} . \sigma_E^2 + (B/V)^2_{t-1} . \sigma_B^2 + 2 \text{-} (E/V)_{t-1} (B/V)_{t-1} . cov(R_E, R_B)$
donde $(E/V)_{t-1}$ y $(B/V)_{t-1}$ representan, respectivamente, la fracción del valor de mercado de la empresa debido a las acciones y a los bonos en t-1. Considérese una empresa con deuda sin riesgo ($\sigma_B^2 = cov(R_E, R_B) = 0$), donde la varianza de los activos de la empresa, σ_v^2, es constante a lo largo del tiempo. La desviación estándar del rendimiento del stock es $\sigma_E = \sigma_v . (V/E)_{t-1}$. Comparando con la ecuación (20), puede observarse que ambas expresiones son bastante similares (Schwert, 1989).

[14] En EE. UU., tanto la *Federal Deposit Insurance Corporation* (FDIC) como la *Federal Savings and Loan Insurance Corporation* (FSLIC), han venido cobrando una prima de 1/1200 (≈ 0,83 ‰) de los depósitos, igual para todas las entidades bancarias. A comienzos de 1985, a causa de problemas financieros surgidos en el seno del

puede utilizar para sugerir cómo asignar una determinada prima promedio sectorial (de hecho, utilizan un valor de ρ=0'97, que es el que proporciona unas primas individuales tales que la media sectorial es justamente el 1/1200 vigente entonces en EE.UU.). Las magnitudes de las primas son sensibles a cambios en el valor de ρ y a otros supuestos, aunque los *rankings* por riesgo de las instituciones se muestran relativamente robustos ante estos cambios.

2.2. El caso español

A continuación se aborda la tarea de "aproximar" las primas de garantía para un colectivo de bancos españoles[15]. Con ello se pretende, sobre todo, la construcción de *rankings* por riesgo bancario suficientemente fiables.

La muestra está integrada exclusivamente por veinte bancos que cotizan en el mercado continuo. Dado que no todos los bancos se incorporaron al mismo tiempo a este mercado, las series de rendimientos diarios individualizados difieren en longitud[16]. El período de tiempo disponible abarca desde el 19 de Abril de 1990 hasta el 30 de Junio de 1992. A continuación (Tabla 1) aparecen los nombres de los bancos estudiados junto a su código en el mercado continuo (columna 1); también aparece el número de observaciones diarias para cada uno (columna 2).

TABLA 1.
BANCOS INCLUIDOS EN LA MUESTRA ESTUDIADA

BANCO		DIAS	σ_E DIARIA	σ_E ANUALIZADA
ANDALUCIA	(AND)	531	0.01552	0.25737
ATLANTICO	(ATL)	552	0.01377	0.22834
BBV	(BBV)	552	0.01906	0.31607
BANKINTER	(BKT)	552	0.01705	0.28274
PROGRESO	(BPR)	541	0.00865	0.14344
BARCLAYS	(BRY)	486	0.01686	0.27959
BANESTO	(BTO)	552	0.02304	0.38207
VALENCIA	(BVA)	536	0.02239	0.37129
CASTILLA	(CAS)	432	0.00558	0.09253
CENTRAL	(CEN)	427	0.00890	0.14758
EXTERIOR	(EXT)	552	0.00356	0.05903
FOMENTO	(FTO)	552	0.01776	0.29451
GALICIA	(GAL)	428	0.00851	0.14112
GUIPUZC.	(GUI)	324	0.01356	0.22486
HISPANO	(HIS)	427	0.01661	0.27544
HERRERO	(HRR)	552	0.02033	0.33713
PASTOR	(PAS)	552	0.01574	0.26101
POPULAR	(POP)	552	0.01396	0.23150
SANTANDER	(SAN)	552	0.01685	0.27942
ZARAGOZANO	(ZRG)	418	0.02137	0.35438

En primer lugar, se ha calculado el rendimiento diario (logarítmico) de cada una de las acciones bancarias, de acuerdo con la expresión:

$$rto(t) = \log (p(t)+d(t)+s(t)) - \log (p(t-1)) ,$$

donde **p** denota el precio de cierre de la acción al final de cada día, **d** es el dividendo en pesetas por acción y, finalmente, **s** es el precio de mercado del derecho de suscripción en el primer día de ampliación del capital.

La desviación típica σ_E obtenida utilizando todos los rendimientos diarios es, obviamente, diaria (columna 3); como se supone que tales rendimientos son independientes e idénticos y siguen una distribución normal, se multiplica por la raíz cuadrada de 275 para convertirla en anual (última columna de la Tabla 1). Como puede observarse, existe una gran disparidad entre las volatilidades de las distintas acciones bancarias. Ya se ha explicado que la volatilidad de las acciones constituye un *input* en el cálculo de la volatilidad del activo bancario, de tal modo que un

FSLIC, se añadió con carácter excepcional a la prima regular un 1'25 ‰ quedando, por tanto, en el 2'08 ‰ (White, 1989). La entrada en vigor de la *Financial Institutions Reform, Recovery and Enforcement Act* (FIRREA) en agosto de 1989 contempla aumentos en la prima a pagar por los bancos desde el 0'8 al 1'5 ‰ de los depósitos, mientras que las primas de las *Savings & Loan* aumentan desde el 2'08 al 2'3 ‰ (Jaffee, 1989). En España, las aportaciones de los bancos al Fondo de Garantía de los Depósitos (FGD) se fijaron en 1985 en el 1'2 ‰ de sus depósitos; en la actualidad, la prima se ha reducido desde el 2'5 al 1'5 ‰.

[15] En el Capítulo II de este trabajo se analiza la posibilidad de establecer contratos de garantía "flexibles" que, siendo financieramente justos, estén basados en otros instrumentos distintos de las primas.

[16] En el Instituto de Economía Pública se dispone, para esta veintena de bancos, de rendimientos mensuales. Quizá fuera conveniente realizar un ejercicio análogo pero utilizando estos rendimientos mensuales, a fin de compararlos con los obtenidos utilizando rendimientos diarios.

valor muy bajo de ésta puede hacer que la prima de garantía calculada sea insignificante. Por ello, los trabajos citados incluyen en sus muestras respectivas bancos cuyos valores de σ_E (anualizada) superan generalmente el 20 %. Por razones similares, aquí serán excluidos (en determinado momento) los bancos Exterior (5'9%), Castilla (9%), Galicia (14%), Progreso (14%) y Central (14%). Esta exclusión, basada en la información diaria del mercado continuo, podría no darse si se considerasen rendimientos semanales o mensuales, por ejemplo.

2.2.1. Una nota metodológica

Los resultados de los modelos de valoración de la garantía, basados en la teoría de opciones, son muy sensibles a los errores cometidos en la medición de σ_V[17]. El valor de las primas es enormemente sensible ante cambios en σ_V incluso si ésta se midiera con total precisión[18]. En el tema que nos ocupa, es crucial la estimación de la volatilidad de las acciones, σ_E[19]. No es posible implantar un sistema de primas variables sin resolver antes el problema de la estimación eficiente de σ_E. Los trabajos mencionados utilizan rendimientos diarios a lo largo de un trimestre determinado. Aquí se utilizan también rendimientos diarios pero, *a priori*, es difícil saber cuál es el número de observaciones óptimo y, por consiguiente, calcular las primas "correctas". Por lo tanto, parece más honesto limitarse a encontrar un *ranking* por riesgo lo más robusto posible. Como es sabido, el valor de la opción es igual de sensible a la σ_V que a **T**; entonces, un buen *ranking* podría servir, entre otras cosas, para ayudar al FGD a discriminar entre bancos, por ejemplo inspeccionando con más (o menos) frecuencia a los bancos más (o menos) arriesgados[20].

Como se ha señalado, la σ_E diaria se ha calculado a partir de los rendimientos diarios de las acciones de cada banco[21]. Uno de los supuestos del modelo es que la varianza del rendimiento del activo por unidad de tiempo permanece constante. La plausibilidad de este supuesto depende de cuál sea la longitud del período de garantía; en nuestro caso, se supone que es de un año. Por este motivo, así como por las razones ya apuntadas, se ha calculado la volatilidad de los rendimientos de las distintas acciones bancarias utilizando 3 y 12 meses de rendimientos diarios, siempre hacia atrás[22]. Ello daría lugar a distintas primas de garantía; si el interés estriba más en la construcción de un *ranking* bancario que en la aproximación a los valores particulares de las primas, parece, en principio, que tendrá mayor valor informativo el *ranking* resultante de utilizar el mayor número de observaciones[23]. En la Tabla 2 puede observarse que, cuando se utilizan doce meses de rendimientos diarios, la σ_E generalmente aumenta pero su valor es más estable que cuando se toman únicamente tres meses; en principio, ello también se reflejaría en los valores de las primas.

Conviene no olvidar, por otra parte, que la estimación de **V** y σ_V, previa al cálculo de la prima, también tiene interés por sí misma. En particular, el valor de mercado del activo bancario puede compararse con su valor contable o, alternativamente, uno puede fijarse en el cociente "valor de mercado/deuda total" *versus* "valor contable/deuda total" para los distintos bancos[24]. Además, dado que el **V** estimado es mucho

[17] Flannery (1991) estudia las consecuencias de estos errores, concluyendo que las distorsiones provocadas en las primas pueden ser sustanciales.

[18] Marcus y Shaked (1984).

[19] A esta cuestión se dedica íntegramente el Capítulo III del presente trabajo de investigación. En él se presentan algunos métodos de estimación de la volatilidad, junto con sus repercusiones sobre el *ranking* por riesgo bancario.

[20] A este respecto, véase Kuester y O'Brien (1991).

[21] Con respecto a la periodicidad de los rendimientos, si las acciones de algunos bancos se negocian con poca frecuencia sus respectivas σ_E podrían estar sesgadas al alza, lo cual repercutiría en forma de mayores valores de la prima.

[22] El hecho de considerar doce meses de rendimientos diarios implica que, para calcular la volatilidad a 30-VI-1991, hay que retroceder hasta el 30-VI-1990. Como los datos disponibles comienzan poco antes de esa fecha, los cálculos con doce meses sólo son posibles desde Junio de 1991 en adelante.

[23] Además, la σ_E calculada con doce meses tendrá un menor error estándar que la otra, lo cual puede tener también su reflejo en la σ_V estimada.

[24] Una de las razones para tomar la partida "deuda total" en lugar de "depósitos" es que aquélla y no éstos aparece en la fórmula de la garantía. Otra razón, de distinta índole, es que la presentación de los balances bancarios, ofrecida por el Consejo Superior Bancario, a partir del 1 de Enero de 1992 ha cambiado con respecto a la habitual; como consecuencia de ello, es más difícil prolongar las series históricas del volumen de depósitos que de la deuda total.

TABLA 2

DESVIACION TIPICA DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS DE LAS ACCIONES BANCARIAS

(Valores al término de cada trimestre cuando se utilizan tres y doce meses de rendimientos diarios)

	28-VI-91		30-IX-91		31-XII-91		31-III-92		30-VI-92	
BANCO	3	12	3	12	3	12	3	12	3	12
AND	0.006	0.015	0.027	0.016	0.011	0.016	0.012	0.016	0.007	0.016
ATL	0.002	0.018	0.008	0.011	0.009	0.009	0.004	0.006	0.003	0.006
BBV	0.011	0.021	0.023	0.020	0.016	0.019	0.015	0.017	0.012	0.017
BKT	0.008	0.019	0.020	0.017	0.015	0.015	0.010	0.014	0.010	0.014
BPR	0.005	0.008	0.010	0.007	0.006	0.007	0.003	0.006	0.010	0.008
BRY			0.014	0.019	0.005	0.017	0.009	0.012	0.016	0.012
BTO	0.016	0.027	0.025	0.023	0.017	0.021	0.016	0.019	0.014	0.018
BVA	0.016	0.026	0.027	0.023	0.014	0.021	0.008	0.018	0.015	0.018
CAS					0.004	0.004	0.006	0.004	0.009	0.006
CEN	0.006	0.008	0.007	0.008	0.008	0.007				
EXT	0.005	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003	0.004	0.004	0.003
FTO	0.014	0.020	0.027	0.021	0.009	0.017	0.007	0.016	0.009	0.015
GAL					0.007	0.008	0.005	0.005	0.004	0.005
GUI							0.026	0.014	0.008	0.014
HIS	0.010	0.019	0.014	0.016	0.008	0.014				
HRR	0.014	0.021	0.013	0.017	0.025	0.019	0.022	0.019	0.015	0.019
PAS	0.010	0.017	0.012	0.013	0.016	0.013	0.012	0.013	0.008	0.012
POP	0.009	0.019	0.012	0.016	0.015	0.015	0.010	0.013	0.009	0.013
SAN	0.011	0.019	0.012	0.016	0.015	0.015	0.016	0.014	0.013	0.014
ZRG					0.016	0.022	0.016	0.019	0.016	0.019

menos sensible que σ_V (y la prima) a las distintas mediciones de σ_E, está justificado calcularlo con datos de cada trimestre y es posible, en consecuencia, observar la evolución de los ratios mencionados desde el 30 de Septiembre de 1990 hasta el final del período disponible.

2.2.2. Los datos: algunos comentarios

La información contable se ha tomado de los Balances y Estadísticas de la Banca en España, así como de sus Cuentas de Pérdidas y Ganancias (editadas por el Consejo Superior Bancario).

Como contrapartida de la deuda total, **D**, se ha tomado el concepto "Acreedores" (posteriormente, "Débitos a clientes"). El valor de mercado del capital, **E**, se calcula multiplicando la última cotización del trimestre por el número de acciones cotizadas.

La desviación típica σ_E obtenida, inicialmente, es diaria; multiplicándola por la raíz cuadrada de 275 se convierte en anual. Lógicamente, entonces, **T** = 1. Por otra parte, el parámetro de política se ha fijado inicialmente en un valor $\rho = 1$; con posterioridad se ha utilizado un valor de 0' 97, tradicional en esta literatura.

A partir de lo anterior se obtienen unas estimaciones de **V** y σ_V con sus correspondientes residuos, lo que permite calcular en cada caso la prima de aseguramiento[25].

El cálculo de δ se realiza obteniendo, en primer lugar, el valor de los dividendos totales; éste resulta de multiplicar el dividendo por acción (en pesetas) por el número de acciones cotizadas. A continuación, se divide esta cantidad por el **V** estimado. Dado que la frecuencia del análisis es trimestral, se supone que el número de veces que se pagan dividendos es **n** = 1.

Una vez calculadas las primas individuales para cada banco en cada trimestre, se puede obtener la media de la muestra ponderando la prima de cada banco por su participación relativa en los depósitos conjuntos: "Depósitos" = "cuentas corrientes" + "cuentas de ahorro" + "depósitos a plazo" (posteriormente, "Depósitos de ahorro")[26].

2.2.3. Los resultados

En las páginas siguientes se muestran, en tres bloques, los principales resultados del trabajo empírico desarrollado en esta vertiente. Se comienza con la evolución de los *ratios* "valor contable/deuda total" y "valor de mercado/deuda total" para cada banco a lo largo del período considerado, pasándose a continuación a presentar las primas de garantía aproximadas. Por último, se elaboran distintos *rankings* por riesgo.

(A) Valor contable *versus* valor de mercado. El objetivo de esta sección es triple. Por un lado, se pretende averiguar si el valor contable del activo bancario es mayor o menor que su valor de mercado. La respuesta, igual para todos los bancos estudiados, es que el valor contable supera el valor de mercado. El segundo objetivo consiste en estudiar si esta "sobrevaloración" contable afecta o no de manera distinta a los distintos bancos. Finalmente, y es el tercer objetivo, dado que hay información suficiente para ello, se realiza este análisis a lo largo de dos años completos, lo cual permite seguir la evolución del *ratio* activo/deuda, en términos contables y de mercado, para cada banco a lo largo de este período.

En esta sección se utilizan, exclusivamente, las dos ecuaciones que permiten aproximar **V** y σ_V (las dos variables no observables que aparecen en la fórmula de la prima). Se trata de un estudio trimestral, donde la volatilidad de las acciones, σ_E, se ha calculado a partir de los rendimientos diarios de cada trimestre. Como ya se ha señalado, el valor de mercado del activo bancario, **V**, es muy poco sensible a cambios en el cómputo de σ_E, no así la volatilidad de su rendimiento, σ_V.

---

[25] Para resolver el sistema de dos ecuaciones se ha utilizado la subrutina BRENTM (algoritmo 554 de ACM). Los valores iniciales utilizados para el cálculo de V y σ_v fueron

$$V_0 = E + D \qquad \sigma_{v0} = \sigma_E \cdot E/V_0$$

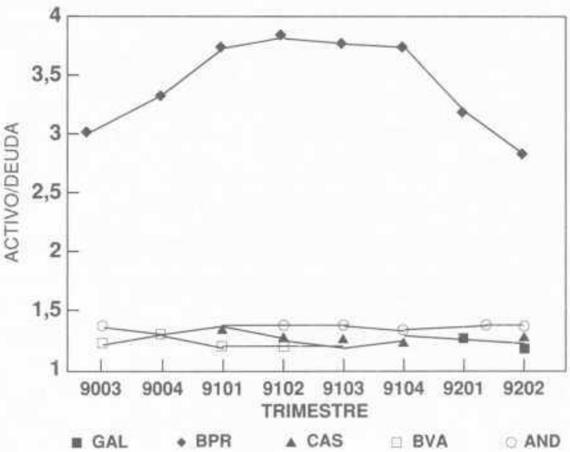
Los valores de N(.) se obtuvieron utilizando una aproximación polinómica; véase Cox y Rubinstein (1985, pg. 261).

[26] Obsérvese que la partida "depósitos" adolece, como ya se ha indicado en la nota 24, de cierta discontinuidad en los balances ofrecidos por el CSB. Sin embargo, su uso queda limitado al cálculo de la prima media sectorial en cada intervalo, de manera que nunca se están utilizando simultáneamente las dos aproximaciones contables mencionadas.

El valor del parámetro ρ se ha fijado en 1'0. En principio, no hay ninguna razón especial para ello; ahora bien, si se tomase otro valor menor (por ejemplo, 0'97) el principal efecto sería reducir el valor estimado de V (en tres puntos porcentuales, aproximadamente)[27].

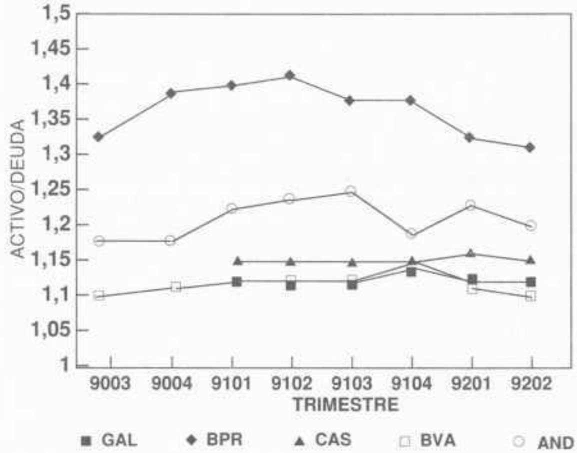
FIGURA 1
GAL-BPR-CAS-BVA-AND

ACTIVO CONTABLE/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



GAL-BPR-CAS-BVA-AND

ACTIVO DE MERCADO/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



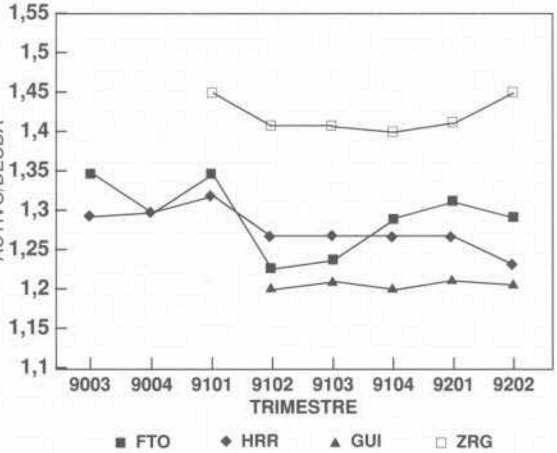
En la presentación de los datos se ha procedido a agrupar los bancos según el tamaño de su activo. En la Figura 1, panel superior, aparece la evolución temporal de la relación activo contable/deuda para los cinco bancos más pequeños. Como puede observarse, el BPR alcanza unos valores atípicamente grandes, lo cual hace que los valores de los demás bancos aparezcan tan próximos entre sí que resulta difícil identificarlos. Pero una vez eliminado el BPR del gráfico (o si se le representa en un segundo eje vertical), puede verse que generalmente aparecen, en orden descendente, AND, CAS, GAL y BVA.

Observando ahora el panel inferior, en términos de mercado, el diferencial tan abultado entre el BPR y los demás bancos se reduce. Por lo demás, el AND continúa estando por encima de los tres restantes, los cuales aparecen en el mismo orden que en términos contables.

[27] Es claro que la valoración de las acciones bancarias depende de la percepción que el mercado tiene de la "tolerancia" del asegurador, esto es, de sus esfuerzos por reflotar entidades con dificultades. En este sentido, parece que la valoración bursátil de las acciones cambiaría si se percibiera un cambio en la actitud del asegurador. Lo que sucede es que, en este ejercicio, se tiene como *input* el número de acciones de cada banco y una única cotización, concretamente, la última registrada en cada trimestre.

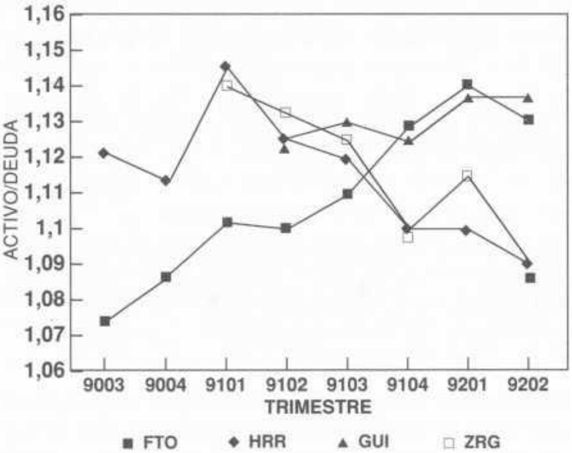
FIGURA 2
FTO-HRR-GUI-ZRG

ACTIVO CONTABLE/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



FTO-HRR-GUI-ZRG

ACTIVO DE MERCADO/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)

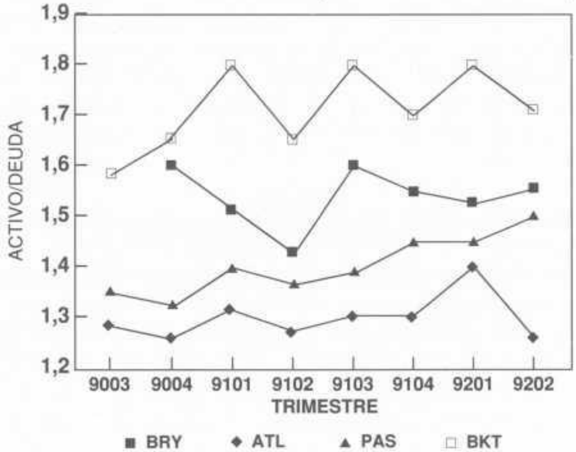


En un segundo bloque se han agrupado los bancos FTO, HRR, GUI y ZRG. En el panel superior de la Figura 2 aparece, igual que antes, la evolución del *ratio* activo contable/deuda para cada banco. Por encima aparece el ZRG, mientras que por debajo está el GUI; entre ambos figuran, alternándose, los bancos HRR y FTO.

Tal como se observa en el panel inferior, la situación en términos de mercado es ligeramente distinta. En su experiencia, relativamente más corta, en el mercado continuo el GUI se sitúa por arriba y además con bastante estabilidad. El ZRG muestra, por el contrario, una trayectoria descendente; otro tanto le sucede al HRR. Por último, el FTO partía de valores claramente inferiores al resto pero ha ido remontando posiciones.

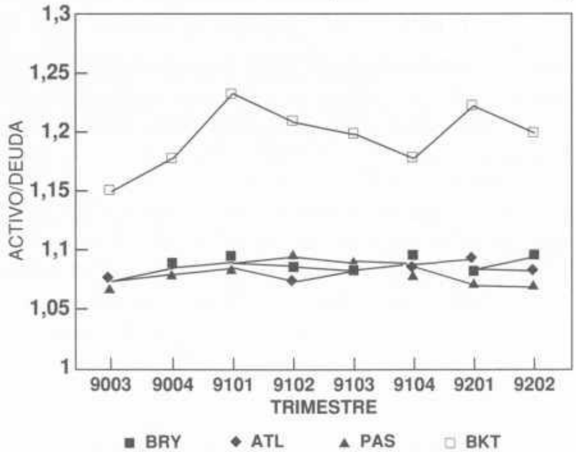
FIGURA 3
BRY-ATL-PAS-BKT

ACTIVO CONTABLE/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



BRY-ATL-PAS-BKT

ACTIVO DE MERCADO/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)

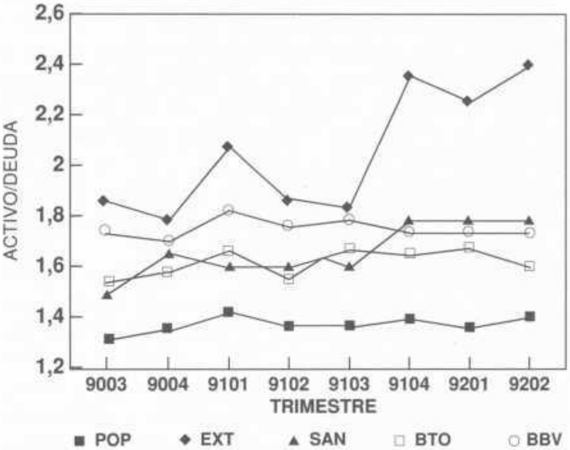


A continuación, Figura 3, aparecen cuatro bancos cuyo tamaño comienza a ser relativamente grande. El BKT aparece claramente destacado, tanto en términos contables como de mercado. Los otros tres mantienen diferencias entre si, más ostensibles en términos contables que de mercado. El BRY alcanza, por lo general, valores más altos que ATL y PAS. Entre estos dos bancos, el PAS aparece siempre por encima del ATL en términos contables, pero no así según el mercado.

FIGURA 4

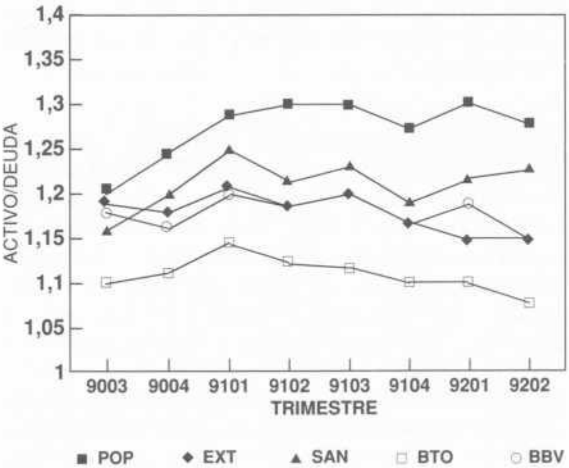
POP-EXT-SAN-BTO-BBV

ACTIVO CONTABLE/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



POP-EXT-SAN-BTO-BBV

ACTIVO DE MERCADO/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



Finalmente, en la Figura 4 se hace referencia a los "grandes" bancos pero no a todos; en particular, se ha excluido momentáneamente al CEN y al HIS, así como a su resultante, el BCH, para ganar en claridad expositiva. No obstante, en la Figura 5 se sitúa al BCH en relación con otro banco de tamaño similar, el BBV.

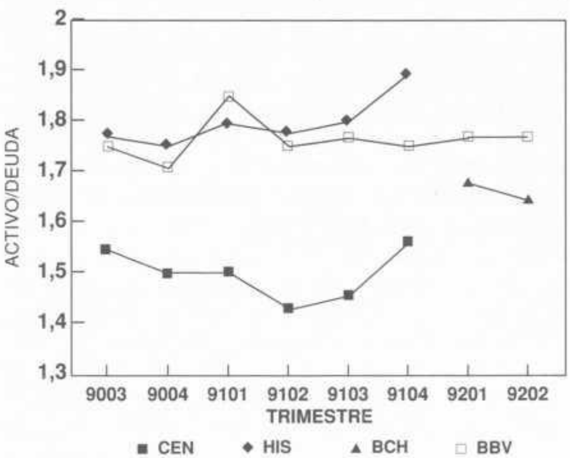
En la Figura 4 puede observarse, entre otras cosas, diferencias notables entre la valoración contable y de mercado. Así, en el panel superior figura en todo momento el EXT por encima de los demás; en términos de mercado, sin embargo, su posición de partida no ha sido la misma y menos aún en los últimos tiempos, en que se sitúa por debajo de otros tres bancos. En cuanto al perfil más bajo de este panel superior, en él aparece siempre el POP; en términos de mercado, sin embargo, aparece siempre en primer lugar.

El BBV aparece, en términos contables, ocupando la segunda posición, aunque en los últimos tiempos ésta es la del SAN. En el panel inferior se observa, en cambio, que el SAN consigue, de forma sostenida, valores más altos que el BBV. Por último, el BTO parece alternarse con el SAN y el BBV, al menos en términos contables. Según el mercado, por el contrario, su posición ha sido la más baja durante todo el período estudiado.

FIGURA 5

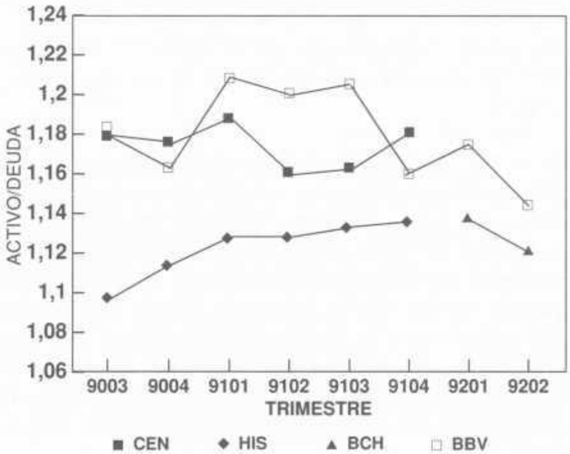
CEN-HIS-BCH-BBV

ACTIVO CONTABLE/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



CEN-HIS-BCH-BBV

ACTIVO DE MERCADO/DEUDA (30-IX-1990 A 30-VI-1992)



Los mayores bancos privados, el BCH y el BBV, aparecen en la Figura 5. En primer lugar, llama la atención que CEN e HIS inviertan sus posiciones al pasar del panel superior al inferior: en términos contables, el HIS aparece siempre por encima del CEN e incluso del BBV. Sin embargo, el CEN está en una posición netamente superior al HIS en términos de mercado. En segundo lugar, conviene señalar que el BBV ha mantenido diferencias claras (contables y de mercado) tanto con respecto al CEN como al BCH.

La Tabla 3 recoge, a modo de síntesis, el valor del *ratio* activo/deuda en cada uno de los colectivos estudiados. Las magnitudes mostradas son el resultado de dividir, para cada banco, la suma de todo su activo (contable o de mercado) por la suma de toda su deuda a lo largo del tiempo. Junto a los valores de estos cocientes (columnas 2 y 4), aparecen los nombres de los bancos clasificados en orden decreciente (columnas 3 y 5).

TABLA 3

EL ACTIVO BANCARIO EN TERMINOS CONTABLES Y DE MERCADO

	ACTIVO CONTABLE/DEUDA		ACTIVO MERCADO/DEUDA	
BANCO	VALOR	CLASIF.	VALOR	CLASIF.
GALICIA	1'203	BPR	1'136	BPR
PROGRESO	3'324	AND	1'365	AND
CASTILLA	1'219	CAS	1'159	CAS
VALENCIA	1'185	GAL	1'124	GAL
ANDALUCIA	1'265	BVA	1'214	BVA
FOMENTO	1'290	ZRG	1'108	GUI
HERRERO	1'274	FTO	1'113	ZRG
GUIPUZCOA.	1'205	HRR	1'128	HRR
ZARAGOZANO	1'414	GUI	1'115	FTO
BARCLAYS	1'537	BKT	1'087	BKT
ATLANTICO	1'304	BRY	1'084	BRY
PASTOR	1'405	PAS	1'082	ATL
BANKINTER	1'704	ATL	1'192	PAS
POPULAR	1'383	EXT	1'273	POP
EXTERIOR	2'078	HIS	1'179	SAN
CENTRAL	1'499	BBV	1'174	BBV
HISPANO	1'795	SAN	1'124	EXT
SANTANDER	1'676	BTO	1'216	CEN
BANESTO	1'645	CEN	1'110	HIS
BBV	1'756	POP	1'181	BTO

Nota: Los valores del Central-Hispano durante el primer semestre de 1992 son 1'651 y 1'132 en términos contable y de mercado, respectivamente.

Más adelante se verá si la clasificación según el cociente "activo de mercado/deuda" guarda alguna relación con el *ranking* por riesgo. En buena lógica, cabe esperar que la haya, dado que éste último se construye sobre las primas aproximadas las cuales descansan, a su vez, en las estimaciones de V y σ_V. Ambas clasificaciones no tienen por qué ser, sin embargo, idénticas puesto que las primas reflejan no sólo el valor del activo bancario sino, también, la política de dividendos seguida por cada entidad. En este sentido, puede haber bancos cuya relación activo/deuda no sea "preocupante" pero, a causa de unos dividendos "generosos", acaben con primas relativamente más altas y asciendan puestos en el *ranking* por riesgo.

(B) Las primas aproximadas. Como ya se ha indicado, es posible obtener el valor de la prima de garantía una vez calculado el valor de mercado del activo bancario, V, y la volatilidad de su rendimiento, σ_V. También se ha advertido sobre la enorme sensibilidad del valor de la prima ante cambios en σ_V así como la estrecha relación entre σ_V y σ_E.

En la Tabla 4 se presenta la prima media, ponderada por depósitos (expresada en ‰), cuando se utilizan los rendimientos diarios de las acciones bancarias a lo largo de un trimestre. Como puede observarse, la prima media sectorial sufre grandes oscilaciones incluso en cortos períodos de tiempo. También puede verse el efecto sobre esta prima media de cambios en el parámetro de política, ρ: como era de esperar, las primas aumentan cuando ρ disminuye, esto es, cuando la tolerancia del garante aumenta.

Como se ha advertido anteriormente, algunos bancos se caracterizan por una σ_E tan pequeña que hace que sus primas correspondientes tiendan a cero. Para evitar este efecto, en las dos columnas de la derecha aparece la prima media cuando se excluye a estos bancos. En adelante, tales bancos son excluidos del análisis.

TABLA 4

PRIMA MEDIA SECTORIAL, EN ‰ DE LOS DEPOSITOS (σ_E se ha calculado con los rendimientos diarios de cada trimestre)

	TODOS LOS BANCOS		EXCLUIDOS BPR-CAS-CEN-EXT-GAL	
TRIMESTRE	RHO= 1	RHO= 0'97	RHO= 1	RHO= 0'97
III-1990	0'266629	0'997776	0'325355	1'22
IV-1990	0'048152	0'293657	0'059044	0'360082
I-1991	0'039743	0'195390	0'048919	0'240469
II-1991	0'000092	0'004598	0'000114	0'005662
III-1991	0'038012	0'193764	0'046711	0'238108
IV-1991	0'001708	0'030069	0'002106	0'037064
I-1992	0'002762	0'024029	0'004082	0'035517
II-1992	0'000035	0'008974	0'000051	0'013178

Con objeto de amortiguar las oscilaciones en la prima, consecuencia (entre otras causas) de calcular σ_E con tres meses de rendimientos diarios, se ha procedido a calcular esta volatilidad con datos de doce meses. Lógicamente, entonces, el período de tiempo estudiado se reduce a cinco trimestres. Las estimaciones de σ_E son las que aparecían en la Tabla 2.

En este caso, la prima media sectorial (en ‰) evoluciona tal como se muestra en la Tabla 5. Como puede observarse, los valores de la prima media son más estables en el segundo caso que en el primero. Igual que antes, la prima media aumenta cuando la "tolerancia" aumenta. Por último, es manifiesto que los valores reflejados en la tabla distan mucho de la prima del 2'5‰, vigente entonces.

TABLA 5

PRIMA MEDIA SECTORIAL, EN ‰ DE LOS DEPOSITOS EXCLUIDOS BPR-CAS-CEN-EXT-GAL.

	σ_E CON TRES MESES		σ_E CON DOCE MESES (*)	
TRIMESTRE	RHO= 1	RHO= 0'97	RHO= 1	RHO= 0'97
II-1991	0'000114	0'005662	0'056103	0'290660
III-1991	0'046711	0'238108	0'015342	0'120138
IV-1991	0'002106	0'037064	0'007459	0'110424
I-1992	0'004082	0'035517	0'001428	0'039305
II-1992	0'000051	0'013178	0'001902	0'078628

(*) En estos cálculos no están incluidos, en algún momento, los bancos BRY (II-1991), GUI (II-III-IV-1991) y ZRG (II-III-1991), por haberse incorporado al mercado continuo con posterioridad a los demás bancos; en consecuencia, sus series de rendimientos diarios son más cortas.

A continuación se da paso a un estudio más individualizado. Por razones ya apuntadas, el análisis se limita al caso en que la σ_E se calcula con doce meses de rendimientos diarios. Además, como ya viene siendo habitual, se presentan los resultados para dos valores del parámetro ρ, a saber, 1'0 y 0'97, tradicionales en esta literatura. Las Tablas 6 y 7 recogen los resultados para los tres últimos trimestres de 1991 y los dos primeros de 1992, respectivamente.

TABLA 6

PRIMAS DE GARANTIA INDIVIDUALES, EXPRESADAS COMO MULTIPLO DE LA MEDIA MUESTRAL

(σ_E se ha calculado con los rendimientos diarios de doce meses)

	II-1991		III-1991		IV-1991	
BANCO	ρ=1	ρ=0'97	ρ=1	ρ=0'97	ρ=1	ρ=0'97
AND	0'0013	0'0034	0'0335	0'0395	0'0538	0'0483
ATL	0'0437	0'5438	0'0000	0'0171	0'0000	0'0005
BBV	0'3885	0'3925	0'6448	0'5035	0'8037	0'5416
BRT	0'1162	0'1504	0'0958	0'1288	0'0258	0'0375
BRY			0'3554	1'9209	0'0947	0'6064
BTO	3'7581	3'4411	3'4906	3'3907	2'8362	3'2222
BVA	2'6939	2'5889	3'1221	2'7831	2'8547	1'5667
FTO	0'2370	0'8685	0'9392	1'7553	0'2926	0'4795
HIS	0'0736	0'2393	0'0443	0'1673	0'0060	0'0326
HRR	0'2590	0'5870	0'1154	0'4456	0'5510	1'0971
PAS	0'0148	0'2174	0'0005	0'0725	0'0010	0'0922
POP	0'0005	0'0012	0'0008	0'0014	0'0024	0'0024
SAN	0'1048	0'1228	0'0138	0'021	0'0220	0'0324
ZRG					5'7125	4'5780
MUESTRA ‰	0'05610	0'29066	0'01534	0'12013	0'00746	0'1104

La cifra que aparece en la casilla de cada banco refleja el número de veces que su prima particular es la media sectorial; ésta aparece (en ‰) en la última fila de cada tabla. Con ello se pretende, sencillamente, no llenar las casillas con números de difícil lectura, así como facilitar la identificación de aquellos bancos que están por encima o por debajo de la media sectorial.

TABLA 7

PRIMAS DE GARANTIA INDIVIDUALES, EXPRESADAS COMO MULTIPLO DE LA MEDIA MUESTRAL

(σ_E se ha calculado con los rendimientos diarios de doce meses)

	I-1992		II-1992	
BANCO	ρ=1	ρ=0'97	ρ=1	ρ=0'97
AND	0'2311	0'0967	0'2193	0'0761
ATL	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000
BBV	0'8025	0'4095	0'8081	0'3570
BKT	0'0198	0'0176	0'0267	0'0182
BRY	0'0015	0'1344	0'0020	0'0813
BTO	2'6207	3'0762	2'5417	3'2319
BVA	1'2361	0'9810	1'4421	1'4258
FTO	0'2678	0'3329	0'1112	0'1455
GUI	0'0444	0'1203	0'0323	0'0543
HIS				
HRR	4'1119	4'2176	2'5693	2'4316
PAS	0'0026	0'3586	0'0006	0'1148
POP	0'0020	0'0012	0'0018	0'0009
SAN	0'0065	0'0067	0'0185	0'0091
ZRG	3'0096	2'4872	4'9435	3'8068
MUESTRA ‰	0'00142	0'03930	0'00190	0'07862

Continúa

La Tabla 8 resume los resultados de las dos tablas anteriores, respetando su mismo formato. En ella se recoge la prima media de cada banco, como múltiplo de la media sectorial, a lo largo del período indicado en cada caso. En la última fila aparece la prima media sectorial, expresada en ‰ de los depósitos.

TABLA 8

PRIMAS DE GARANTIA INDIVIDUALES, EXPRESADAS COMO MULTIPLO DE LA MEDIA MUESTRAL

	II-III-IV 1991		I-II 1992	
BANCO	ρ=1	ρ=0'97	ρ=1	ρ=0'97
AND	0'0128	0'0217	0'2247	0'0831
ATL	0'0309	0'3043	0'0000	0'0000
BBV	0'4818	0'4519	0'8078	0'3759
BKT	0'1093	0'1262	0'0239	0'0182
BRY	0'1198	0'8691	0'0018	0'0986
BTO	3'6413	3'3936	2'5737	3'1769
BVA	2'7947	2'4108	1'3455	1'2599
FTO	0'3795	0'9885	0'1777	0'2068
GUI			0'0374	0'0759
HIS	0'0626	0'1810		
HRR	0'2592	0'6655	3'2287	3'0071
PAS	0'0107	0'1567	0'0015	0'1945
POP	0'0008	0'0015	0'0019	0'0010
SAN	0'0809	0'0812	0'0134	0'0083
ZRG	1'6421	2'9311	4'1089	3'3536
MUESTRA ‰	0'025948	0'17246	0'001669	0'059279

(C) Los *rankings* por riesgo. A fin de no ser exhaustivos, la Tabla 9 presenta las clasificaciones resultantes de ordenar, en sentido decreciente, los bancos según su prima durante 1991 y 1992. Dado que en la tabla anterior aparecía cada prima individual como múltiplo de la media sectorial, la construcción de este *ranking* es muy sencilla.

TABLA 9
RANKING POR RIESGO: LOS BANCOS APARECEN ORDENADOS SEGUN SU PRIMA EN ORDEN DECRECIENTE

II-III-IV 1991		I-II 1992	
ρ = 1	ρ = 0'97	ρ = 1	ρ = 0'97
BANESTO	BANESTO	ZARAGOZANO	ZARAGOZANO
VALENCIA	ZARAGOZANO	HERRERO	BANESTO
ZARAGOZANO	VALENCIA	BANESTO	HERRERO
media	media	VALENCIA	VALENCIA
BBV	FOMENTO	media	media
FOMENTO	BARCLAYS	BBV	BBV
HERRERO	HERRERO	ANDALUCIA	FOMENTO
BARCLAYS	BBV	FOMENTO	PASTOR
BANKINTER	ATLANTICO	GUIPUZCOA.	BARCLAYS
SANTANDER	HISPANO	BANKINTER	ANDALUCIA
HISPANO	PASTOR	SANTANDER	GUIPUZCOA.
ATLANTICO	BANKINTER	POPULAR	BANKINTER
ANDALUCIA	SANTANDER	BARCLAYS	SANTANDER
PASTOR	ANDALUCIA	PASTOR	POPULAR
POPULAR	POPULAR	ATLANTICO	ATLANTICO

Surgen dos colectivos claramente diferenciados. Con primas individuales superiores a la media sectorial estarían, en todo caso, BTO, BVA y ZRG. A este grupo se habría incorporado en 1992 el HRR. Por debajo de la media estarían todos los demás bancos.

Es posible observar cómo no afectan por igual a todos los bancos los cambios en el valor del parámetro de política, ρ. Igualmente, se comprueba que al disminuir su valor (al aumentar la tolerancia) aumenta la prima media sectorial. También se ha señalado que ésta parece estar muy alejada de la vigente (2'5 ‰). En este sentido, cabe preguntarse cuál será el valor de ρ, igual para todos los bancos, que genere unas primas individuales (distintas entre sí) tales que su media ponderada sea justamente el 2'5 que se estaba cobrando[28]. El paso siguiente consiste en averiguar cuál es el *ranking* por riesgo en este caso.

La Tabla 10 analiza esta cuestión, tomando como referencia los resultados obtenidos para el segundo trimestre de 1992. Se comienza presentando la clasificación correspondiente cuando ρ vale l'0 y, a continuación, cuando vale 0'97. El encabezamiento de la última columna muestra que con un valor de ρ próximo a 0'93 se generan unas primas individuales tales que su media es igual a la vigente. Recuérdese que si el valor del activo bancario cae por debajo de ρ.D, la agencia aseguradora procede al cierre de la entidad. En los demás casos, esto es, cuando **V** cae por debajo de **D** pero no por debajo de ρ.D, el garante aporta la diferencia. De ahí que, a menor valor de ρ, mayor tolerancia por parte del garante.

TABLA 10
RANKING BANCARIO A 30-VI-1992

ρ = l'0		ρ = 0'97		ρ = 0'9281	
ZARAGOZANO	(4'94)	ZARAGOZANO	(3'80)	BANESTO	(2'96)
HERRERO	(2'56)	BANESTO	(3'23)	ZARAGOZANO	(2'63)
BANESTO	(2'54)	HERRERO	(2'43)	PASTOR	(2'18)
VALENCIA	(1'44)	VALENCIA	(1'42)	HERRERO	(2'08)
media	(0'0019‰)	media	(0'078‰)	VALENCIA	(1'41)
BBV	(0'80)	BBV	(0'35)	BARCLAYS	(1'04)
ANDALUCIA	(0,21)	FOMENTO	(0'14)	media	(2'5‰)
FOMENTO	(0'11)	PASTOR	(0'11)	ATLANTICO	(0'37)
GUIPUZCOANO	(0'03)	BARCLAYS	(0'08)	FOMENTO	(0'257)
BANKINTER	(0'02)	ANDALUCIA	(0'07)	BBV	(0'251)
SANTANDER	(0'01)	GUIPUZCOANO	(0'05)	GUIPUZCOANO	(0'13)
BARCLAYS	(0'002)	BANKINTER	(0'01)	ANDALUCIA	(0'05)
POPULAR	(0'001)	SANTANDER	(0'009)	BANKINTER	(0'02)
PASTOR	(0'0006)	POPULAR	(0'0009)	SANTANDER	(0'009)
ATLANTICO	(0'0)	ATLANTICO	(0'0)	POPULAR	(0'001)

Al colectivo de mayor riesgo se ha incorporado el PAS, que aparecía por debajo de la media en los otros dos escenarios. También, aunque con menor

[28] Si se obtuvieran primas individuales inferiores al 2'5 para los bancos grandes, es claro que los ingresos para el asegurador no serían los mismos con un 2'5 uniforme que con un 2'5 como media.

intensidad, se incorpora el BRY (1'04 veces la media). Algo similar le ocurre al ATL, que pasa a situarse el primero por debajo de la media, aunque a distancia de ella (0'37 veces). Paralelamente, tres bancos relativamente pequeños, GUI, AND y BKT descienden posiciones en el *ranking*, lo mismo que tres bancos grandes, BBV, SAN y POP. Parece, por tanto, que el aumento de la tolerancia por parte del asegurador no repercute por igual en todos los bancos: unos se verían más favorecidos que otros, lo cual explicaría que tuvieran que pagar más que antes.

3. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

El valor de la garantía de los depósitos, aproximado mediante la teoría de opciones, depende crucialmente de la estimación de la volatilidad de las acciones bancarias. Siguiendo la convención unánime en todos los trabajos similares, el estimador utilizado aquí ha sido la desviación típica de los rendimientos diarios[29]. Un valor muy bajo de ésta puede provocar que la prima de garantía tienda a cero. Ante esta posibilidad, se han adoptado dos tácticas complementarias. De un lado, se han eliminado –en el cálculo de las primas– aquellos bancos cuya volatilidad anualizada es inferior al 15%. De otro, se han utilizado doce meses de rendimientos diarios en lugar de tres, que es la práctica habitual en esta literatura; como consecuencia de ello, los valores de σ_E generalmente aumentan pero resultan ser más estables en el tiempo.

Por lo que respecta a las conclusiones en sentido estricto puede señalarse, en primer lugar, que el valor contable del activo bancario supera a su valor de mercado, siendo así para todos los bancos. Conviene matizar este resultado pues ello puede deberse, en gran medida, al proceso utilizado para aproximar **V**; en particular, téngase en cuenta que para calcular éste se ha hecho uso, exclusivamente, del valor de mercado de las acciones bancarias y de una única partida del pasivo, a saber, "Acreedores", cuando ciertamente hay otras y no siempre negligibles. Resulta patente, en cualquier caso, que esta "sobrevaloración" contable afecta de manera desigual a los distintos bancos; concretamente, se aporta evidencia de algunos bancos "muy solventes" desde un punto de vista contable, que podrían no serlo tanto a juicio del mercado.

En cuanto a los valores de la prima media muestral, parece claro que dista bastante de la vigente en el período estudiado[30]. Ello es así tanto con un valor del parámetro de política (ρ) de 1'0 como de 0'97; en este sentido, habría que apelar a una mayor "tolerancia" por parte de la agencia aseguradora para justificar, en el agregado, la prima del 2'5‰. Continúa siendo cierto, de todos modos, que una prima uniforme –incluso si es correcta como media– puede conllevar, de hecho, grandes desigualdades, en la medida en que unos bancos subsidian a otros.

Con respecto a la evolución temporal de la prima media muestral, se observa una tendencia decreciente desde el 2.° trimestre de 1991 hasta el 1.° de 1992; esta tendencia se quiebra en el 2.° trimestre de este año (último de los considerados), en que se produce un repunte de la media sectorial. Ello puede ser debido a la agudización del clima de recesión económica.

Finalmente, los distintos *rankings* por riesgo, elaborados a partir de las primas calculadas, parecen identificar un grupo de mayor riesgo relativo, integrado por Banesto, Valencia y Zaragozano; a él se unirían, en algún momento, Herrero, Pastor y Barclays. Esta identificación es, en gran medida, compatible con la resultante de ordenar los bancos según su *ratio* "valor de mercado/deuda total". Así, los ocho bancos con menor valor de este cociente son los seis ya mencionados junto con Atlántico y Fomento, siendo éstos los dos primeros bancos que aparecen justamente por detrás de la media muestral del 2'5‰. Sobra decir que una clasificación análoga, pero basada en el "valor contable/ deuda", no guarda una relación clara con el *ranking* por riesgo basado en las primas de garantía.

---

[29] En un trabajo anterior a éste, Chamorro (1993) utiliza el mismo estimador de la volatilidad pero aplicado sobre rendimientos mensuales.

[30] Nótese que, en la valoración de la garantía, no se han incluido los costes administrativos del FGD ni los posibles efectos externos derivados de quiebras bancarias.

CAPITULO II

LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS: DISCIPLINA CON FLEXIBILIDAD (Una aplicación didáctica a la banca en España)

0. INTRODUCCION

Un defecto importante de los sistemas de protección de los depósitos bancarios, vigentes en distintos países, es la carencia de disciplina de mercado. Los métodos utilizados para salvaguardar los derechos de los depositantes, eliminar los pánicos financieros y apuntalar los mecanismos de pagos no sólo son arbitrarios sino que también resultan ineficientes e injustos.

Muchas crisis bancarias, registradas en los últimos tiempos, se explican por conductas racionales mal incentivadas, no necesariamente fraudulentas o deshonestas: el propio sistema propicia que los bancos abusen, arriesgándose en exceso, a expensas del contribuyente. Además, no se discrimina entre entidades en función de su calidad de riesgo, lesionándose la equidad interbancaria y, a la postre, desanimando a las más prudentes. Por lo tanto, la incorporación de cierta disciplina que evite estos problemas –riesgo moral y selección adversa– parece conveniente.

Sin embargo, no pocos contraargumentan, arguyendo, por una parte, que la información necesaria para poner en práctica estas ideas es demasiado costosa y advirtiendo, por otra, que tratos discriminatorios pueden despertar en los depositantes reacciones desproporcionadas contra las entidades relativamente penalizadas. En consecuencia, concluyen, las políticas de precios y exigencias practicadas hoy en día por las agencias aseguradoras, y que se caracterizan por su rigidez y uniformidad, no dejan de ser inevitables.

Este trabajo simpatiza con la primera corriente de opinión, y en él se muestra, con un ejemplo, cómo se puede aprovechar la información procesada y difundida por el mercado para diseñar contratos de garantía flexibles –"a la carta"– que, siendo financieramente justos, permiten disimular posibles discriminaciones entre los bancos. Básicamente, consiste en una aplicación de las ideas de Merton y Bodie (1992,a) a la banca española, haciendo uso de los trabajos de Ronn y Verma (1986, 1989) que enmarcan la valoración del seguro de depósitos dentro de la teoría de opciones. Se termina con algunas reflexiones sobre el funcionamiento, en España, del Fondo de Garantía en Establecimientos Bancarios y sobre el proyecto de directiva de la CEE con que se pretende regular el sistema de protección de los depósitos en Europa.

1. SISTEMA DISCIPLINADO Y FLEXIBLE DE GARANTIA DE LOS DEPOSITOS

La literatura sobre el seguro de los depósitos bancarios se hace eco de dos tipos de cuestiones. Unas conciernen a su razón de ser, o fundamentos. Otras versan sobre sus formas de existir, o funcionamiento.

Entre las razones que se aducen para justificarlo destacan las siguientes:

i) Estimular y proteger al pequeño ahorrador, asegurando los depósitos como vehículos de ahorro y remansos de riqueza.

ii) Apuntalar la oferta de créditos a quienes, siendo solventes, no tienen otra forma de acceder a los recursos de capital.

iii) Evitar pánicos bancarios que podrían desestabilizar la economía.

iv) Reforzar la eficiencia del mecanismo de pagos.

No está claro, sin embargo, que estos motivos constituyan un argumento de necesidad. Hay otros posibles arreglos del contrato de depósitos, capaces de salvaguardar el "equilibrio bueno" frente al "equilibrio malo", en términos de Diamond y Dybvig (1983). Así, el establecimiento de multas *ex post*, como sugieren Baltensperger y Dermine (1987) y la exigencia de una cobertura completa (al 100%) de los depósitos para transacciones con activos líquidos y solventes, como proponen Merton y Bodie (1992,b), permitirían cumplir los objetivos claves reseñados.

Dentro del segundo grupo de cuestiones figura, en primer lugar, la que se refiere a la función del

Gobierno: se discute la necesidad de que intervenga directamente como asegurador. Goodhart (1985), por ejemplo, es partidario de que se formen mutuas, o consorcios, entre los propios bancos que encajen, en primera instancia y con disciplina, los problemas del sector.

McCulloch y Teh (1990) desmontan el argumento de Diamond y Dybvig (1983), justificativo del seguro público, para mostrar cómo es posible garantizar lo mismo con arreglos privados. En principio, por lo tanto, el Gobierno podría abstenerse de intervenir, dejando hacer al mercado. Pero, de hecho, como advierten Merton y Bodie (1992,a), hay un problema de inconsistencia temporal que hace poco creíble este hipotético *laissez faire*: lo que es óptimo *ex ante* (no intervenir y que decida el mercado) puede no serlo *ex post* (una vez producida la crisis bancaria conviene, políticamente, intervenir). El Gobierno es demasiado poderoso para no incumplir las reglas. Esta percepción anula la credibilidad de cualquier sistema de seguro de los depósitos que se pretenda implantar sobre bases, exclusivamente, privadas.

En segundo lugar, se cuestiona la eficiencia de sistemas de protección de esta índole, donde el Gobierno participa explícita o implícitamente. En este sentido, se critica la actual política de precios, o primas, aplicada por las agencias aseguradoras: éstos se fijan *a priori* iguales para todas las entidades de depósitos, sin sensibilidad ante posibles conductas negligentes o prudentes. A resultas de ello, los bancos tienen incentivos para arriesgarse en exceso. Los costes de estos riesgos extraordinarios recaen, en parte, sobre los entidades más prudentes, si se prorratean *a posteriori* indiscriminadamente mediante elevaciones de la prima, y, en parte, sobre la sociedad en su conjunto, a través de mayores impuestos.

Internalizar estos efectos externos, es decir, conseguir que cada cual pague lo financieramente justo, es un objetivo de eficiencia inexcusable para el Gobierno. En este sentido, recurrir a problemas de información y de imagen no resultan ya excusas convincentes, cuando se observa el progreso, en los propios ambientes bancarios, de la cultura del *rating*. Y en este contexto, incorporar al seguro de depósitos reglas, fundamentadas en la lógica financiera y practicadas por los mismos bancos, no deja de ser una forma de incorporar disciplina de mercado y coherencia.

1.1. Teoría de los servicios de garantía financiera

En general, los bancos no sólo conceden créditos a las empresas, familias y Gobiernos, sino que, cada vez más, avalan los créditos (propios y ajenos) y aseguran las emisiones de títulos (pagarés, bonos y obligaciones) en un contexto de titulización y globalización de los mercados financieros. En el modelo de banca universal, hoy tan en boga, estos compromisos son muy corrientes e importantes, engrosando las llamadas "operaciones fuera de balance". Es indudable, por lo tanto, que estas entidades están familiarizadas con la lógica del seguro. Así pues, someterles a las mismas reglas de juego debería aceptarse como algo natural y equitativo.

Merton y Bodie (1992,a), en una sugerente exposición, proponen tres métodos para diseñar un contrato de garantía financiera justo: 1) requerir oportuna y adecuadamente capital, 2) restringir los activos u actividades y 3) establecer precios sensibles al riesgo. En principio, los tres son válidos y podrían combinarse. En la práctica, la elección, o el grado de mixtura, depende de las dificultades de ejecución correspondientes.

El **primer método** consiste en articular los siguientes derechos y obligaciones:

i) Inicialmente, el cliente financia la inversión ($\mathbf{V}_0$) con crédito avalado ($\mathbf{D}=d_0.V_0$) y con fondos propios ($\mathbf{C}=(1-d_0).V_0$) que aporta a modo de coaseguro. Asimismo, se compromete a añadir más capital si, a juicio del garante, fuese necesario para compensar posibles depreciaciones de los activos adquiridos, que quedan bajo control de éste último como fianza.

ii) El garante cobra una prima (**g**) por peseta avalada, vigila de forma continua el valor de mercado (**V**) del activo–fianza, reclama al cliente nuevas aportaciones de capital si comprueba que su depreciación es crítica ($\mathbf{D/V}=d_1>d_0$) y, en el caso de que su demanda no sea atendida, ejerce el derecho de venta y liquida el activo. Luego, amortiza el crédito y devuelve el resto, de quedar algo, al cliente.

En definitiva, se trata de requerir, oportuna y coactivamente, nuevas aportaciones de capital en función de cómo evolucione el valor de la fianza (**V**) *versus* el compromiso (**D**), es decir, el cociente D/

$V=\mathbf{d}$. Conforme **d** aumenta por encima del nivel inicial (d_0) dentro del intervalo $d_1>d>d_0$, más urgente se hace la inyección de capital para suplir el deterioro de la cobertura del compromiso con la fianza.

Es claro que, para que este método funcione, se precisa que el garante pueda valorar, continuamente, a precios de mercado el activo-fianza y que, además, pueda venderlo en caso necesario. No obstante, si, por fallos de información, la valoración resultase imperfecta o infrecuente, y si, por dificultades administrativas, la venta del activo no fuera inmediata, entonces el garante podría cubrirse contra el riesgo siendo más severo en la elección de los coeficientes d_0 y d_1, o recurriendo, complementariamente, a algún otro método.

El **segundo método** consiste en restringir la composición del activo, o gama de inversiones, que la persona avalada podría, en principio, llevar a cabo. Con estas restricciones se pretende limitar la volatilidad (σ_V) del activo–fianza. En un contexto de dos activos, uno de ellos solvente y perfectamente líquido ($\sigma_{V1} = 0$) y el otro arriesgado ($\sigma_{V2} > 0$), es claro que el riesgo de la cartera será proporcional al grado de composición (l>b>0), de modo que $\sigma_V= b.\sigma_{V2}$. En este caso, se puede acotar σ_v limitando el porcentaje de inversión arriesgada **b**. Por ejemplo, si $b=C/V_0$, el garante no asumiría riesgos ya que su compromiso (**D**) estaría completamente respaldado por activos seguros $((1-b).V_0)$.

Este método, por lo tanto, persigue inmunizar financieramente el servicio de garantía. En un contexto más complejo (inversiones y avales más sofisticados) la inmunización se caracteriza por la existencia de correlación positiva entre una parte (suficiente) del activo y las obligaciones, o pasivo. No siempre, sin embargo, es posible alcanzar una inmunización completa (coeficiente de correlación igual a la unidad). En este caso, este procedimiento de cobertura de riesgos debería suplirse con algún otro.

El **tercer método** trata de perfilar una política de precios adecuada, es decir, mediante la cual los precios, o primas, reflejen los verdaderos riesgos de la operación de garantía. Los problemas que acechan cualquier iniciativa en esta dirección son de Indole informacional: se arguye que la información, que necesita el garante para establecer precios justos en ambientes financieros donde la innovación discurre por cauces tan opacos, es desbordante. Sin embargo, las técnicas de valoración de activos, y pasivos, contingentes han evolucionado tanto en las últimas décadas que permiten formular reglas razonables de fijación de precios. Así, y puesto que la garantía financiera guarda una relación isomórfica con una opción de venta, es ya familiar la aplicación, en este contexto, de la fórmula de valoración de opciones de Black y Scholes (1973).

En efecto, la operación de garantía se puede caracterizar como una emisión (por parte del garante) de un derecho de venta (a favor del avalado) del activo-fianza (activo subyacente) a un precio de ejercicio que coincide con el valor del crédito. El precio unitario de esta opción de venta se identifica con la prima (**g**) de la garantía y, en su fórmula, está relacionado con el valor del activo subyacente (**V,** –), con su volatilidad (σ_V, +), y otras características, como el plazo y el tipo de interés del crédito.

Los tres métodos reseñados no son excluyentes sino que pueden combinarse, complementariamente, de modo que la diversificación compense fallos parciales. En cierto modo, todos vienen a ser procedimientos para imputar precios, o costes, financieramente justos: esto está explícito en el último de ellos; en los dos primeros, aún estando más implícito, no es menos real.

1.2. La garantía de los depósitos bancarios

El sistema de seguro de los depósitos es, básicamente, equiparable a un acuerdo de garantía entre los bancos y una Agencia o Fondo, mediante el cual esta institución responde de aquéllos ante los depositantes, en caso de crisis bancarias, a cambio de ciertas contraprestaciones susceptibles de especificarse en pagos de primas, controles de capital y restricciones de activos. Los depositantes, como beneficiarios del acuerdo, se sienten seguros y renuncian a "correr contra los bancos".

Correspondientemente, la valoración equitativa del seguro de los depósitos puede aproximarse mediante la fórmula de una opción de venta, tal como se ha propuesto en el apartado anterior. Este enfoque está muy asumido en la literatura sobre el tema, tal como muestran los trabajos de Merton (1977), Marcus y Shaked (1984), Ronn y Verma (1986, 1989), Pennacchi (1987), Miles y Kim (1988), Giammarino *et al.* (1989), Sato *et al.* (1990), Flannery (1991), Kendall y Levonian (1991) y King y O'Brien (1991).

Siguiendo a Ronn y Verma (1986), la prima de garantía se expresa en los términos siguientes:

$$g = N(x+\sigma_V.\sqrt{T}) - (1-\delta)^n . \frac{V}{D} N(x) \qquad (1)$$

siendo

$$x = \frac{\ln\left(\frac{D}{(1-\delta)^n . V}\right) - \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

donde:

g: prima por peseta de depósito asegurado;

V: valor económico del activo bancario;

D: total de débitos a clientes (incluye depósitos asegurados, no asegurados y otras partidas de deuda);

δ**:** porcentaje de dividendos repartidos;

n: número de veces por período que se reparten dividendos;

σ_V**:** volatilidad del activo bancario;

T: plazo de la garantía;

N(.): función de distribución normal reducida.

Claramente se constata que la prima a pagar ha de ser mayor conforme menor sea el valor económico del activo bancario ($g_V < 0$), mayor sea el plazo ($g_T > 0$), y mayor sea la volatilidad ($g_{\sigma_V} > 0$).

La fórmula (1) es una clara concreción del tercer método propuesto para diseñar un contrato de garantía adecuado. Sin embargo, al relacionar la prima (**g**) con variables claves en los otros dos, permite establecer cierto intercambio entre todos ellos. Obsérvese que :

i) **V/D=1/d** es la variable a inspeccionar, según el primer método, para controlar el nivel de capital adecuado y que **1/T** es interpretable como la frecuencia de la inspección o auditoría, y de la consiguiente revisión del acuerdo de garantía.

ii) σ_V es la variable a controlar según el segundo método y que este control se puede instrumentar mediante un coeficiente de cobertura (**r**) de depósitos con activos líquidos y solventes. Así, $\sigma_V=(1-r).\sigma_a$, donde σ_a es la volatilidad del activo en el caso **r=0**.

Por lo tanto, se pueden compensar políticas de precios poco ajustadas con controles de capital más exigentes, discriminados y frecuentes. Asimismo, el peso de la compensación exigible a los bancos puede cargarse en el parámetro **r**. En definitiva, esta fórmula permite flexibilizar el sistema de pago de los bancos.

Incorporando en (1) las ecuaciones recogidas en los puntos **i)** y **ii)** se obtiene una relación entre **(g, d, r, T)** que define el conjunto de combinaciones de estas variables que hacen que los servicios de protección de los depositantes se provean con equidad financiera. En versión implícita :

$$\mathbf{G\ (g,\ 1/d,\ r\ ,1/T) = 0} \qquad \mathbf{(2)},$$

donde las derivadas parciales cruzadas son las tasas marginales de sustitución entre las distintas formas de compensar a la agencia de garantía.

El reto de poner en práctica este sistema de compensaciones estriba en el cálculo de **V** y de σ_a. Como advierten Merton y Bodie (1992, b), si algo distingue a los bancos de otros intermediarios financieros es la especial opacidad (en términos de valor de mercado) de muchos componentes de su activo. Todavía, a pesar del proceso de titulización, muchos créditos bancarios no tienen mercados secundarios y, por lo tanto, sus precios y volatilidad no son directamente observables. Sin embargo, Ronn y Verma (1986) proponen una solución a este problema, basándose una vez más en la teoría de opciones.

Las acciones (capital del banco) son caracterizables como una opción de compra (del activo bancario subyacente) que tienen los accionistas por su condición de responsabilidad limitada. Así, cabe formular su valor (**E**) en los términos siguientes:

$$E = V.N(y) - D.N(y-\sigma_V.\sqrt{T}) \quad (3)$$

siendo

$$y = \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right) + \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V . \sqrt{T}}$$

Por otra parte, aplicando en (3) un resultado basado en el Lema de Itô se obtiene la siguiente relación entre **V, E,** σ_E y σ_V:

$$\sigma_E = \frac{V.\left(\frac{\partial E}{\partial V}\right)}{E}. \sigma_V \quad (4)$$

Como **E** y σ_E se pueden aproximar a partir de las cotizaciones de las acciones bancarias, las ecuaciones (3) y (4) permiten hacer cálculos de **V** y σ_V así como de σ_a (conocido **r**). De esta manera, con la información que procesa y difunde el mercado bursátil se puede desbloquear el problema de opacidad de los activos bancarios y poner en práctica (2).

Conviene incorporar en el modelo un detalle importante. Los sistemas de garantía, vigentes en muchos países, no solo protegen a los depositantes sino que además amparan, en parte, a los accionistas. Es sabido que hay fondos de garantía (por ejemplo, en España) que prestan también a ciertos bancos en crisis determinados servicios de saneamiento y de reflotación.

Supóngase la siguiente regla de cierre o liquidación de bancos:

i) El banco se cierra y liquida si $V<\rho D$, $\rho < 1$.

ii) El banco se sanea y reflota si $\rho D<V<D$: el fondo aporta recursos (pueden ser créditos) por valor $(1-\rho)D$ para garantizar el valor de los depósitos.

En la medida en que los bancos en crisis no sean cerrados, o liquidados, y se mantenga (al menos en parte) su estructura de propiedad, los fondos salvaguardan los intereses de los accionistas, ya que éstos, tras períodos transitorios más o menos largos, pueden volver a disfrutar de derechos políticos y económicos. El valor de este servicio de "hospital" se puede captar modificando ligeramente la fórmula (3), tal como hacen los citados E.I.Ronn y A.K.Verma:

$$E = V. N(z) - \rho . D. N(z-\sigma_V.\sqrt{T}) \quad (5)$$

donde

$$z = \frac{\ln\left(\frac{V}{\rho.D}\right) + \frac{\sigma_V^2}{2}.T}{\sigma_V. \sqrt{T}}$$

Se comprueba que a menor ρ (regla de cierre y liquidación más tolerante) el valor de las acciones (**E**) es, en teoría, más alto. Correspondientemente, los valores de **V** y σ_V aproximados, mediante (5) y (4), a partir de una determinada información sobre **E** y σ_E, resultan ser más bajos y altos, respectivamente. Esto, a su vez, conlleva, a través de (2), mayores valores de **g, r** y **I/T**. La interpretación es obvia: políticas de saneamiento y reflotación implican la exigencia de mayores pagos en sus distintas formas.

Por último, y retornando al punto **i)**, Ronn y Verma (1989) muestran cómo traducir las implicaciones de **V/D** en requisitos de capital. Los autores subrayan la conveniencia de arribar a términos, o parámetros, utilizados en la regulación bancaria, para, de esta manera, poder comparar mejor lo legal con lo adecuado. Siguiendo su procedimiento, se puede reformular (2) y plantear el *trade-off* entre **(g, cm** ó **cc, r, T)**, donde **cm** y **cc** son los *ratios* "capital/activo" en términos de valor de mercado y contable. En la sección siguiente, se utilizará esta reformulación.

En resumen, hay varias formas, y en este sentido flexibilidad, de poner en práctica un sistema de garantía que respete la disciplina de mercado. Si algunas de ellas no se pueden introducir (por costes administrativos), o simplemente no se quiere hacerlo (por impopularidad), el análisis anterior sugiere que hay otras alternativas equivalentes. Más aún, el esquema (2) permite diseñar contratos "a la carta", es decir, ofertar a los bancos modelos abiertos, o flexibles, para que elijan opcionalmente. Las derivadas parciales cruzadas delimitarían las posibles sustituciones entre requisitos o cláusulas.

2. APLICACION DIDACTICA A LA BANCA EN ESPAÑA

En esta sección se trata de ilustrar estas ideas con un ejemplo verosímil construido a partir de una muestra de bancos españoles, suficientemente representativa. El carácter didáctico del ejercicio queda reflejado en el hecho de exploración exclusivamente sectorial, es decir, se refiere al agregado de la muestra.

2.1. Los datos

La muestra consta de catorce bancos que cotizan en el mercado continuo español. En la Tabla 1 aparecen sus nombres, número de acciones y cotización de la mismas a 30 de junio de 1992, así como la volatilidad de su rendimiento (σ_E).

Esta se ha calculado a partir del rendimiento diario (logarítmico), medido por la fórmula siguiente :

$$rto(t) = \log(p(t)+d(t)+s(t)) - \log(p(t-1))$$

donde **p** denota el precio de cierre de la acción al final de cada día, **d** es el dividendo en pesetas por acción y, finalmente, **s** es el precio de mercado del derecho de suscripción en el primer día de ampliación del capital. La σ_E se ha tomado como la desviación típica de los rendimientos diarios comprendidos entre el 1-7-91 y el 30-6-92.

La desviación típica σ_E anualizada, que es la que se utilizará más adelante, se obtiene multiplicando la desviación diaria por la raíz cuadrada de 275 y, como la diaria, difiere significativamente entre los bancos de la muestra.

TABLA 1
BANCOS INCLUIDOS EN LA MUESTRA ESTUDIADA

BANCO		σ_E DIARIA	N.° Acciones	Cotización
ANDALUCIA	(AND)	0'0163906	5.432.310	8.960
ATLANTICO	(ATL)	0'0069547	18.281.554	2.790
BBV	(BBV)	0'0175520	231.000.000	2.590
BANKINTER	(BKT)	0'0148509	18.899.358	6.040
BARCLAYS	(BRY)	0'0126578	57.374.997	700
BANESTO	(BTO)	0'0188313	98.736.278	2.420
VALENCIA	(BVA)	0'0180378	22.089.557	1.010
FOMENTO	(FTO)	0'0156201	14.569.970	2.000
GUIPUZC.	(GUI)	0'0149891	7.400.000	5.050
HERRERO	(HRR)	0'0195832	7.694.864	2.960
PASTOR	(PAS)	0'0126772	8.260.274	5.830
POPULAR	(POP)	0'0135040	28.900.00	10.750
SANTANDER	(SAN)	0'0145225	111.006.000	4.625
ZARAGOZANO	(ZRG)	0'0198041	17.176.270	1.800

Continúa

Por otra parte, la información contable se ha tomado de las estadísticas del Consejo Superior Bancario a 30 de junio :

i) Se ha aproximado **D** mediante el concepto "Débitos a Clientes", que incluye depósitos (vista y plazo) y otros pasivos titulizados, mostrándose estas cifras en la Tabla 3. También, en la Tabla 2 figuran las correspondientes a "Depósitos", concepto más restringido que el anterior, que se utilizará exclusivamente con fines de ponderación.

ii) Los activos líquidos, computados a efectos de cálculo de **r**, son las partidas "Caja y Depósitos en el Banco de España" y "Deudas del Estado", cuya suma se recoge en la Tabla 3. En esta misma tabla aparece calculado el *ratio* de cobertura, por bancos individuales y como media muestral.

iii) Como capital contable se han considerado las partidas "Capital Suscrito" y "Reservas". Conviene tener presente, sin embargo, que esta medida subestima el conjunto de fondos propios que computan para el coeficiente legal de solvencia.

iv) Por último, δ se calcula como el cociente entre el total de pagos por dividendos durante el segundo trimestre de 1992 y **V**, mientras que el número de veces que se pagan dividendos (**n**) se considera igual a 1.

TABLA 2
PRIMAS DE GARANTIA DE LOS DEPOSITOS AJUSTADAS POR RIESGO; ρ=0'9281 (30 DE JUNIO DE 1992)

BANCO	V	σ_V	g	Depósitos
AND	274.484	0'048199	0'1234	228.216
ATL	626.704	0'009386	0'9329	422.632
BBV	4.306.693	0'040439	0'6285	3.184.819
BKT	675.246	0'041633	0'0600	271.550
BRY	455.796	0'018495	2'5972	143.074
BTO	2.957.464	0'025240	7'3962	2.571.333
BVA	231.187	0'028872	3'5238	194.489
FTO	238.975	0'031585	0'6414	207.104
GUI	294.722	0'031517	0'3282	224.851
HRR	265.371	0'027890	5'2024	223.311
PAS	657.574	0'015396	5'4531	541.600
POP	1.354.575	0'051361	0'0027	1.006.912
SAN	2.614.573	0'047289	0'0234	2.031.567
ZRG	360.086	0'028217	6'5799	294.115
MEDIA			2'5 ‰	

TABLA 3
OTROS DATOS RELEVANTES (30 de junio de 1992)

BANCO	ACTIVOS LIQUIDOS	DEBITOS A CLIENTES	PASIVO CUBIERTO %	σ_V BASICA (σ_a)
AND	41.468	243.305	17'04	0'0581025
ATL	207.731	620.298	33'48	0'0141125
BBV	1.058.743	3.995.698	26'49	0'0550173
BKT	359.168	604.562	59'40	0'1025701
BRY	267.128	447.833	59'65	0'0458375
BTO	722.022	2.929.135	24'65	0'0334972
BVA	53.924	225.059	23'96	0'0379702
FTO	55.412	226.092	24'50	0'0418402
GUI	67.962	277.290	24'50	0'0417507
HRR	65.122	261.390	24'91	0'0371446
PAS	164.683	656.629	25'08	0'0205499
POP	238.287	1.124.771	21'18	0'0651668
SAN	621.168	2.263.948	27'43	0'0651707
ZRG	78.999	354.672	22'27	0'0363039
MEDIA			28'12 %	

Como ya se ha mencionado, los procedimientos de cálculo se ciñen a los utilizados por Ronn y Verma en sus dos trabajos citados.

2.2. Los resultados del ejercicio

Como resultados intermedios, la Tabla 2 muestra los cálculos de **V**, σ_V y de **g** para los diferentes bancos de la muestra, considerando unos valores **T**=1 y ρ=0'93 iguales para todos ellos. Se ha elegido este valor de ρ por coherencia, esto es, porque hace coincidir la prima sectorial, calculada como media muestral (ponderada con porcentajes de participación en los Depósitos agregados), con la exigida entonces (junio 1992) por el Fondo de Garantía de Depósitos en Establecimientos Bancarios a todos los bancos por igual.

Como se puede observar, la desviación muestral de las primas es muy apreciable, poniéndose de manifiesto que había bancos penalizados en exceso junto a otros con pagos muy por debajo de los niveles financieramente justos. Obviamente, las distintas **g** reflejan características bancarias diferentes, entre ellas **r** y σ_a, tal como se muestra en la Tabla 3.

El resultado central del ejercicio se recoge en la Tabla 4, cuya elaboración responde a una sugerencia de Merton y Bodie (1992,a). Esta tabla, de la que se adjuntan algunos detalles técnicos en el Anexo, muestra (para ρ=0'93) los distintos valores sectoriales de **g, cm** ó **cc, r, T** que hacen que, como media, el sistema de garantía sea adecuado. Tres aspectos, al menos, merecen comentarse:

1) La fila cuarta de la tabla representa, aproximadamente, la situación histórica del sector bancario español, ya que las cifras (**r**=30%, **g**=2'33‰, **T**=1'10, **cc** = 4,37%) se ajustan a las registradas realmente. En el caso del *ratio* contable de capital, el porcentaje es algo inferior al mínimo legal (5%) por la razón antes apuntada. Este ajuste, sin embargo, está forzado por el supuesto previo ρ=0'93. Sólo si la política de sostenimiento de los bancos fue, de hecho, tan tolerante, la prima pagada se puede considerar, en promedio, justa. Conviene advertir que en Ronn y Verma (1986) el valor coherente de ρ fue 0'97. En España, sin embargo, parece que el servicio de "hospital bancario" ha sido, efectivamente, más generoso que en EE.UU. Baste recordar que, tras los problemas observados en algunos bancos pequeños a finales de 1991, nuestras autoridades hicieron ciertas declaraciones que invitaban a pensar que era propósito del Gobierno no dejar caer a ningún banco durante 1992.

2) La Tabla también muestra un conjunto de combinaciones **(r,g,T,cm** ó **cc)** equivalentes (en términos de adecuación financiera) a la fila cuarta. Así, la columna 2 perfila posibilidades de sustitución entre primas y *ratios* de cobertura, dado **T**=1 y **cm**=13%, la columna 3 delimita intercambios entre **r** y **T** compatibles con **g**=2'5 ‰ y **cm**=13%, mientras que las dos últimas relacionan **cm** y **cc** con **r** condicionado a **g**=2'5‰ y **T**=1. Estos *trade-off* parciales se ilustran en las Figuras 1, 2 y 3.

3) Obviamente, se pueden presentar también las tablas individualizadas (para cada banco) que subyacen en la sectorial; estas tablas aparecen en el Anexo. Por una parte, reflejarían, mediante su fila de referencia, si un determinado banco paga en exceso o demasiado poco. Por otra, las distintas columnas mostrarían las distintas opciones de que se dispone para hacer pagar lo mismo.

FIGURA 2

RATIO DE CAPITAL

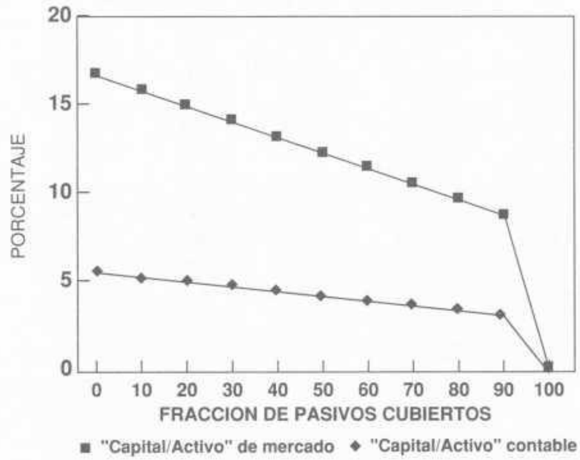


FIGURA 1

PRIMA

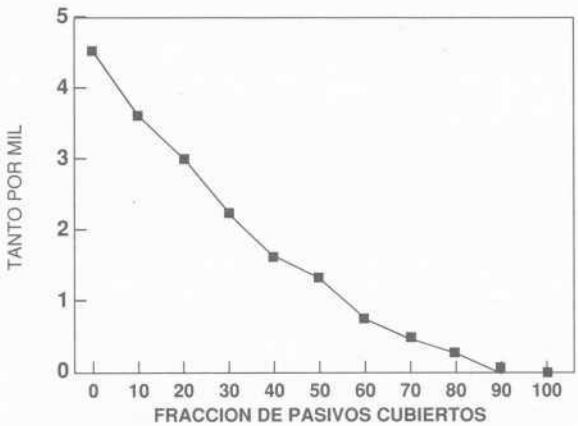


FIGURA 3

PLAZO

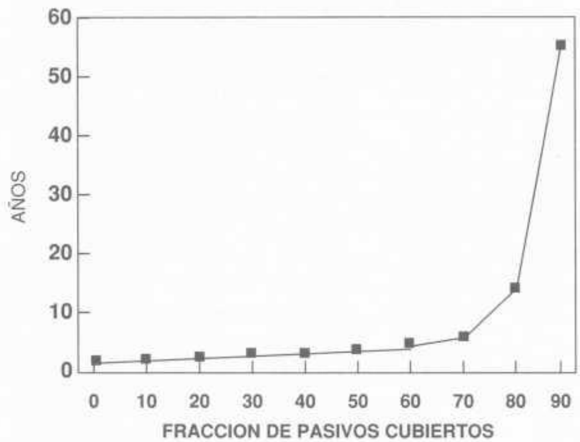


TABLA 4

INTERCAMBIOS ENTRE METODOS PARA MANTENER LA SOLVENCIA DE UN FONDO DE GARANTIA DE LOS DEPOSITOS

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	4'52	0'54	16'4	5'26
10	3'70	0'66	15'5	4'96
20	2'97	0'84	14'6	4'66
30	2'33	1'10	13'7	4'37
40	1'78	1'50	12'7	4'07
50	1'30	2'16	11'7	3'78
60	0'88	3'38	10'8	3'50
70	0'51	6'01	9'82	3'23
80	0'21	13,5	8,87	2,97
90	0'02	54'1	7'96	2,74
100	0'00	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 4'46% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 2'5‰ y ratio de capital-C del 4'46%	Prima del 2'5‰ y plazo de garantía de 1 año	

En síntesis, el ejercicio muestra que es posible programar, con disciplina de mercado y flexibilidad, las contraprestaciones adecuadas a los servicios de protección de los depósitos y de reflotación de bancos en crisis. Hay disciplina, porque los precios, explícitos o implícitos, son financieramente justos y están informados por el propio mercado financiero. Hay flexibilidad, porque la forma de pago no es única, sino que hay un abanico de medios.

3. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES FINALES

El ejercicio, llevado a cabo en este trabajo, hace más plausible la propuesta, basada en la teoría de opciones, de incorporar disciplina de mercado en los sistemas de garantía de los depósitos, como el vigente en España. La garantía se equipara a una opción de venta y, en consecuencia, su justa contraprestación se puede aproximar a la luz del mercado bursátil. De esta manera se podrían reducir algunos problemas de que adolecen tales sistemas .

La falta de equidad interbancaria (selección adversa) puede corregirse mediante pagos ajustados a las distintas calidades de riesgo, como se ilustra en la Tabla 2. Además, hay varias formas, o medios de pago, que la banca puede utilizar para compensar, adecuadamente, a las agencias o fondos de garantía. Esta flexibilidad permitiría disimular, en casos de conveniencia, la política de discriminación, haciendo uso de aquellos medios más opacos para el público.

La asunción de riesgos excesivos (riesgo moral) por parte de los bancos, una vez fijados los pagos, podrían también prevenirse con amenazas de posibles revisiones del acuerdo de garantía si, a tenor de la información del mercado, se considerasen procedentes. Téngase en cuenta que el método de valoración, aquí defendido, permite procesar continuamente el dictamen de la Bolsa sobre los comportamientos de los distintos bancos.

En el caso de España, cabe afirmar que el Fondo de Garantía en Establecimientos Bancarios, constituido a finales de los años setenta, está más comprometido con las tareas de saneamiento y reflotación de bancos que con la función de prevenir crisis bancarias.

El Fondo está gestionado por una comisión mixta, compuesta por la banca privada y el Banco de España, aunque controlada por éste último. Los bancos contribuyen al Fondo bajo un sistema de primas iguales y poco cambiantes en el tiempo. Por otra parte, el Banco de España ejerce una función subsidiaria, contribuyendo con aportaciones (hasta 1990 igual que la banca, y desde entonces el 50 %), con créditos blandos (llegaron a ser muy cuantiosos en los años ochenta), y con exenciones en el cumplimiento de coeficientes legales para los bancos en proceso de reflotación.

Estas características de nuestro sistema de garantía hacen más verosímil el valor tan bajo que toma, en nuestro ejercicio de coherencia, el parámetro ρ que mide el grado de tolerancia de los quebrantos bancarios. Al margen de que el sector bancario, en su conjunto, esté o no adecuadamente cobrado por los servicios de protección que recibe, parece claro que hay bancos mal tratados junto a otros que salen beneficiados del actual sistema de contraprestaciones. La búsqueda de una mayor equidad interbancaria parece, por lo tanto, aconsejable. Así parecen entenderlo nuestras autoridades, las cuales, recientemente (principios de 1993), han manifestado en público la conveniencia de exigir distintas aportaciones al Fondo de Garantía en función de los grados de solvencia. Nuestro trabajo muestra que este objetivo no es imposible.

Por otra parte, en el proyecto de Directiva sobre los Sistemas de Garantía de Depósitos, las autoridades comunitarias no tercian a favor, ni en contra, de que se introduzcan mecanismos que permitan relacionar los pagos con los riesgos, como tampoco proponen la formación de fondos preventivos frente a sistemas de reparto *ex-post* de los costes de las crisis bancarias, ni toman partido por instituciones privadas *versus* públicas. En este último aspecto, lo único que se reconoce explícitamente es la función subsidiaria de los gobiernos. El margen discrecional de los Estados (la competencia en este punto recae sobre el país de origen) para modelar los sistemas de garantía es, pues, muy grande, lo cual propiciará sin duda cierta rivalidad, o competencia, entre distintas regulaciones nacionales.

El proyecto de Directiva se centra más en la protección de los depositantes que en la sanción de los riesgos de las propias entidades de crédito. La política de prevención de las crisis bancarias se basa en otras disposiciones ya aprobadas, entre las cuales destaca la Directiva 89/647 sobre el Coeficiente de Solvencia que regula las exigencias de fondos propios. En esta materia, por lo tanto, las autoridades comunitarias parecen haber apostado, en principio, por la regulación pública y no por la disciplina de mercado.

En este punto, conviene hacer, finalmente, dos advertencias. En primer lugar, los requisitos de capital pueden considerarse medios de pago por servicios de garantía, tal como se ha subrayado en este trabajo. El hecho de que su regulación competa a los gobiernos, puede crear problemas de coordinación con posibles instituciones privadas de aseguramiento de los depósitos. En segundo lugar, es justo reconocer que la estructura del coeficiente de solvencia incorpora, en parte, la lógica financiera, reseñada en la sección 2. Los coeficientes parciales, utilizados a efectos de cálculo de la base de aplicación del coeficiente global (8%), sancionan la composición del activo, y así lo restringen, condicionando su volatilidad. Sin embargo, puesto que los coeficientes concretos son arbitrarios y, además, la regulación es de mínimos, no deja de ser también recomendable el uso de otros métodos de valorar riesgos bancarios, como el que aquí se ha expuesto, a fin de incorporar, complementariamente, mayor disciplina de mercado.

ANEXO

ELABORACION DE LA TABLA 4: ALGUNOS DETALLES

i) Se utiliza la ecuación $\sigma_v=(1-r).\sigma_a$ como pivote y la columna 1 como referencia: para cada banco, conocido **r** y estimado **V**, se aproximan los σ_a correspondientes, y a continuación se simulan valores de σ_v en función de distintos porcentajes hipotéticos de **r** (porcentaje de pasivos cubiertos), ordenados gradualmente (cada 10 puntos porcentuales) de 0 a 100%.

ii) Con estos valores simulados de σ_v, y los supuestos (ρ=0'93, **T**=1, **g**=2'5‰), se calculan los **cm** y **cc** individuales y, agregando, las correspondientes sectoriales, que se muestran en las columnas 4 y 4'. En estas agregaciones, se utilizan, como ponderaciones, los porcentajes de participación en Activos totales, económicos y contables, respectivamente.

iii) Análogamente se construye la columna 2: supuestos (ρ=0'93, **T**=1, **cm**=13%), se calculan nuevas primas **g** individuales y, agregando, las correspondientes sectoriales. Las ponderaciones en la agregación son los porcentajes de participación en los Depósitos.

iv) Idem, para la columna 3: supuestos (ρ=0'93, **g**=2'5‰, **cm**=13%) y ponderando, en el cálculo de los agregados, con participaciones relativas en el valor conjunto de los Depósitos.

ANDALUCIA (AND)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	0'491	0'68	19'6	12'6
10	0'235	0'84	18'5	11'8
20	0'090	1'07	17'3	11'0
30	0'024	1'40	16'1	10'2
40	0'003	1'91	14'9	9'41
50	0'0001	2'75	13'6	8'57
60	0'0000	4'30	12'3	7'71
70	0'0000	7'64	11'0	6'85
80	0,0000	17'2	9'74	6'00
90	0'0000	68'8	8'47	5'19
100	0'0000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 11'3% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'12‰ y ratio de capital-C del 11'3%	Prima del 0'12‰ y plazo de garantía de 1 año	

Continúa

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

ATLANTICO (ATL)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	2'375	0'44	8'79	4'63
10	1'913	0'54	8'59	4'52
20	1'474	0'69	8'39	4'41
30	1'066	0'90	8'20	4'31
40	0'699	1'22	8'01	4'20
50	0'391	1'76	7'84	4'11
60	0'162	2'76	7'67	4'02
70	0'034	4'91	7'52	3'93
80	0'001	11'0	7'39	3'86
90	0'000	44'2	7'29	3'81
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 4'27% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'93‰ y ratio de capital-C del 4'27%	Prima del 0'93‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

BILBAO-VIZCAYA (BBV)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	2'548	0'54	16'3	4'18
10	1'668	0'66	15'4	3'91
20	0'973	0'84	14'5	3'65
30	0'477	1'10	13'5	3'38
40	0'176	1'50	12'5	3'11
50	0'039	2'16	11'6	2'85
60	0'003	3'37	10'6	2'59
70	0'000	6'00	9'69	2'34
80	0'000	13'5	8'77	2'10
90	0'000	54'0	7'93	1'88
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 3'47% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'62‰ y ratio de capital-C del 3'47%	Prima del 0'62‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

BARCLAYS (BRY)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	12'51	0'16	12'3	5'25
10	10'76	0'20	11'7	4'97
20	9'022	0'25	11'1	4'69
30	7'313	0'33	10'5	4'42
40	5'646	0'45	9'91	4'16
50	4'043	0'65	9'34	3'90
60	2'547	1'01	8'79	3'66
70	1'242	1'80	8'28	3'44
80	0'309	4'07	7'82	3'24
90	0,002	16,2	7'47	3'08
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 3'67% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 2'59‰ y ratio de capital-C del 3'67%	Prima del 2'59‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

BANKINTER (BRT)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	7'969	0'16	28'1	10'8
10	5'666	0'20	26'5	10'0
20	3'697	0'25	24'7	9'25
30	2'121	0'33	22'9	8'44
40	0'991	0'45	21'0	7'60
50	0'323	0'65	18'9	6'74
60	0'052	1'02	16'7	5'86
70	0'001	1'83	14'4	4'97
80	0'000	4'11	12'0	4'06
90	0'000	16'4	9'54	3'16
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 5'92% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'06‰ y ratio de capital-C del 5'92%	Prima del 0'06‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

BANESTO (BTO)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	10'63	0'56	8'83	4'79
10	9'314	0'70	8'52	4'61
20	8'003	0'88	8'21	4'44
30	6'700	1'15	7'92	4'27
40	5'409	1'57	7'65	4'12
50	4'137	2'27	7'41	3'98
60	2'898	3'54	7'19	3'86
70	1'723	6'30	7'01	3'76
80	0'690	14'1	6'89	3'70
90	0'051	56'7	6'84	3'67
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 4'36% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 7'39‰ y ratio de capital-C del 4'36%	Prima del 7'39‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

VALENCIA (BVA)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	6'407	0'57	10'7	8'92
10	5'158	0'71	10'2	8'52
20	3'972	0'90	9'83	8'13
30	2'868	1'18	9'37	7'75
40	1'879	1'60	8'93	7'38
50	1'048	2'31	8'51	7'03
60	0'433	3'61	8'12	6'70
70	0'092	6'42	7'77	6'40
80	0'002	14'4	7'46	6'15
90	0'000	57'8	7'26	5'98
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 7'98% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 3'52‰ y ratio de capital-C del 7'98%	Prima del 3'52‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

GUIPUZCOANO (GUI)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	1'379	0'56	14'5	5'29
10	0'853	0'70	13'8	4'98
20	0'460	0'89	13'0	4'67
30	0'202	1'16	12'2	4'36
40	0'063	1'58	11'4	4'05
50	0'010	2'27	10'6	3'74
60	0'0005	3'56	9'85	3'45
70	0'0000	6'33	9'07	3'15
80	0'0000	14'2	8'31	2'87
90	0'0000	56'9	7'62	2'62
100	0'0000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 4'53% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'32‰ y ratio de capital-C del 4'53%	Prima del 0'32‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

FOMENTO (FTO)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	2'132	0'56	13'9	7'64
10	1'421	0'70	13'2	7'22
20	0'849	0'89	12'5	6'80
30	0'430	1'16	11'7	6'39
40	0'167	1'58	11'0	5'97
50	0'040	2'27	10'3	5'57
60	0'003	3'56	9'64	5'17
70	0'000	6'33	8'95	4'78
80	0'000	14'2	8'30	4'42
90	0'000	56'9	7'72	4'09
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 6'62% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'64‰ y ratio de capital-C del 6'62%	Prima del 0'64‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

HERRERO (HRR)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	8'533	0'56	9'59	8'18
10	7'172	0'69	9'17	7'82
20	5'841	0'88	8'77	7'47
30	4'553	1'15	8'38	7'14
40	3'327	1'56	8'01	6'82
50	2'194	2'25	7'66	6'52
60	1'260	3'52	7'34	6'24
70	0'452	6'26	7'06	6'00
80	0'057	14'0	6'84	5'81
90	0'000	56'3	6'71	5'70
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 7'31% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 5'20‰ y ratio de capital-C del 7'31%	Prima del 5'20‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

PASTOR (PAS)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	7'503	0'56	7'76	3'77
10	6'685	0'69	7'58	3'68
20	5'868	0'87	7'40	3'59
30	5'051	1'14	7'24	3'51
40	4'235	1'55	7'09	3'43
50	3'422	2'24	6'96	3'36
60	2'611	3'50	6'84	3'31
70	1'807	6'23	6'75	3'26
80	1'020	14'0	6'69	3'23
90	0'293	56'1	6'68	3'22
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 3'55% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 5'45‰ y ratio de capital-C del 3'55%	Prima del 5'45‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

SANTANDER (SAN)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital–M (%)	4' Ratio de capital–C (%)
0	0'406	0'52	23'4	5'67
10	0'184	0'65	22'1	5'27
20	0'064	0'82	20'7	4'87
30	0'015	1'07	19'2	4'46
40	0'001	1'46	17'7	4'05
50	0'000	2'10	16'1	3'63
60	0'000	3'29	14'4	3'21
70	0'000	5'85	12'7	2'78
80	0'000	13'1	10'9	2'36
90	0'000	52'6	9'20	1'95
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 4'57% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'02‰ y ratio de capital-C del 4'57%	Prima del 0'02‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

POPULAR (POP)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	0'054	0'62	26'1	7'88
10	0'016	0'76	24'6	7'33
20	0'003	0'97	23'1	6'77
30	0'0003	1'26	21'4	6'20
40	0'0000	1'72	19'7	5'61
50	0'0000	2'48	17'9	5'01
60	0'0000	3'88	16'0	4'40
70	0'0000	6'90	13'9	3'77
80	0'0000	15'5	11'8	3'14
90	0'0000	62'1	9'63	2'51
100	0'0000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 6'70% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 0'002‰ y ratio de capital-C del 6'70%	Prima del 0'002‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

ZARAGOZANO (ZRG)

1 Pasivo cubierto (%)	2 Prima (‰)	3 Plazo (años)	4 Ratio de capital-M (%)	4' Ratio de capital-C (%)
0	9'632	0'60	9'39	5'62
10	8'250	0'74	9'02	5'39
20	6'886	0'94	8'66	5'17
30	5'548	1'23	8'32	4'96
40	4'247	1'67	7'99	4'76
50	3'003	2'41	7'69	4'57
60	1'853	3'77	7'43	4'41
70	0'869	6'71	7'20	4'27
80	0'196	15'1	7'03	4'16
90	0'001	60'4	6'95	4'11
100	0'000	eterno	0'00	0'00
	Ratio de capital-C del 5'12% y plazo de garantía de 1 año	Prima del 6'57‰ y ratio de capital-C del 5'12%	Prima del 6'57‰ y plazo de garantía de 1 año	

NOTA: La sustituibilidad entre los distintos instrumentos se ha calculado mediante los modelos de Ronn y Verma (1986 y 1989).

CAPITULO III
VOLATILIDAD DE LAS ACCIONES Y GARANTIA DE LOS DEPOSITOS

0. INTRODUCCION

La volatilidad de un activo es un concepto íntimamente ligado a la variabilidad de sus rendimientos. Convencionalmente, se mide por la desviación típica anual de los rendimientos del activo. Un aspecto importante de la misma es que la variabilidad –y no la dirección de los precios– es lo relevante. Básicamente, refleja la variabilidad del rendimiento en torno a su tasa de crecimiento tendencial.

La llegada de nueva información a los mercados provoca cambios en las expectativas, los cuales conducen a su vez a cambios no anticipados en los precios. Puesto que la volatilidad es el producto de dicho movimiento no anticipado en los precios, está estrechamente ligada con la nueva información. La volatilidad de los precios puede interpretarse, entonces, como una simple manifestación de la llegada de información al mercado.

Los anuncios financieros y económicos constituyen la principal fuente de información que afecta a los precios de los activos. La novedad informativa de tales anuncios se mide por la magnitud en que las cifras se desvían de sus niveles de consenso; por ejemplo, si se anuncia que el déficit comercial ha sido 14 (alternativamente, 20) y la expectativa de consenso era de 14, entonces hay poco (mucho) contenido informativo en el anuncio y tendrá poco (mucho) efecto sobre la volatilidad de los precios.

Otra fuente de información es el grado de negociación provocada por las necesidades de liquidez y de asignación de activos de las instituciones, así como por el calendario de los inversores; sin embargo, puesto que se trata de información privada, no puede controlarse del mismo modo que las cifras económicas o contables.

Aunque no todas las fuentes de información pueden ser fácilmente controladas, pueden en principio ser identificadas y cuantificadas. Es posible, por tanto, analizar la frecuencia con que llega al mercado, su impacto medio y el tiempo que le lleva al mercado ajustarse a ella y descontarla.

Hay tres características de la información que determinan la volatilidad del mercado[1]. En primer lugar, llega en unidades discretas o "paquetes" y la probabilidad de su llegada es una función del tiempo. En segundo lugar, distintas piezas de información tienen grados de impacto diferentes sobre el mercado y tendrán, por tanto, efectos desiguales sobre la volatilidad del mercado. Por último, una vez que la información llega al mercado, a éste le lleva tiempo valorarla completa y definitivamente. Por tanto, cuanto mayor sea el impacto de la información, más prolongado será su efecto sobre la volatilidad.

Este capítulo trata sobre la volatilidad de las acciones bancarias y sus repercusiones en la garantía de los depósitos.

Ya se vio en el Capítulo I que uno de los datos necesarios para aproximar la volatilidad del activo bancario es la volatilidad de las acciones; como se sugirió entonces, diferentes estimaciones pueden conllevar primas de garantía diferentes y, quizás, *rankings* por riesgo bancario también distintos.

Como ya se ha explicado, la garantía financiera de los depósitos bancarios se caracteriza como una opción de venta; por este motivo, la Sección 1 trata, genéricamente, del papel de la volatilidad en la valoración de opciones. La Sección 2 presenta algunos métodos de estimación de la volatilidad recogidos en la literatura financiera. En la Sección 3 se muestran las distintas estimaciones de la volatilidad de las acciones bancarias, obtenidas de acuerdo con los métodos anteriores. El paso siguiente consiste en aplicar estas estimaciones al cálculo de la prima de garantía de los depósitos; ésto se hace en la Sección 4. A continuación, en la Sección 5, se comprueba si las distintas estimaciones de la volatilidad conducen a *rankings* por riesgo bancario sensiblemente diferentes. Por último, en la Sección 6 se destacan las principales conclusiones de este capítulo y se comentan algunas limitaciones del análisis; esto último puede servir como guía para extensiones posibles del mismo.

---

[1] Bookstaber (1991).

1. LA VOLATILIDAD EN LA VALORACION DE OPCIONES

En general, los cinco *inputs* principales en las fórmulas de valoración de opciones son: el precio del activo subyacente, el precio de ejercicio, el plazo hasta el vencimiento, el tipo de interés sin riesgo y la volatilidad del precio del activo. Los tres primeros están inmediatamente determinados por los términos del contrato de opción; el tipo de interés sin riesgo puede aproximarse por el tipo de las letras del Tesoro o de los certificados de depósito para plazo igual que la opción. El argumento crítico que resta para el uso acertado de la fórmula de valoración es la volatilidad.

La fórmula de Black y Scholes (en adelante, B–S) se basa en el supuesto de que el precio de la acción, {S(t)}, está lognormalmente distribuido. Definido el rendimiento (en ausencia de dividendos y ampliaciones de capital) como $R(t) \equiv S(t)/S(t-1)$, ello significa que el logaritmo natural de **R(t)** durante cualquier período de tiempo sigue una distribución normal, con media y varianza proporcionales a la longitud del período[2]. Si el supuesto básico subyacente a la fórmula es correcto, el logaritmo de cada rendimiento (diario, por ejemplo) corresponde a una muestra independiente de una distribución normal, cuya desviación típica es la volatilidad (diaria) de la acción.

Por tanto, pueden aplicarse técnicas estadísticas estándar para estimar los parámetros de una distribución normal con media μ y varianza σ^2 desconocidas. Si no se conocen estas técnicas, probablemente la primera ocurrencia sería utilizar la media, varianza y desviación típica muestrales como estimaciones de los verdaderos valores desconocidos –de hecho, esos son exáctamente los estimadores que se obtendrían utilizando el método de máxima verosimilitud–.

Por supuesto, muestras diferentes de la misma distribución proporcionarían diferentes estimaciones, por lo que se desearía tener alguna seguridad de que los estimadores de la desviación típica y la varianza tienen propiedades deseables. De hecho las tienen, excepto que son sesgados, es decir, los valores esperados de estos estimadores no son iguales a los verdaderos valores de los parámetros. Pero hay una manera fácil de corregir esto: simplemente hay que multiplicar los estimadores originales por un factor de corrección que depende del tamaño muestral. El estimador original de la varianza muestral es:

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} (\log R_k - \hat{\mu})^2 ,$$

donde

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} \log R_k ,$$

y **n** denota el número de rendimientos de la serie. El factor de corrección para la varianza es **n/(n–1)**, de modo que el estimador insesgado es:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^{n} (\log R_k - \hat{\mu})^2$$

Téngase en cuenta que es la volatilidad, la raíz cuadrada de la varianza, la que aparece en la fórmula de B–S, de modo que procede buscar un estimador insesgado de σ. Desafortunadamente, el factor de corrección para la desviación típica es más complicado; sin embargo, puede omitirse dado que su inclusión proporcionará valores muy similares a los anteriores salvo para muestras muy pequeñas[3].

Difícilmente podría continuarse adelante si se sospechara que la estimación obtenida a partir de la muestra fuese, probablemente, muy distinta del verdadero valor, σ^2. La intuicion sugiere que cuanto mayor es el tamaño de la muestra, menos probable será que ello suceda. Es posible, sin embargo, obtener la distribución de probabilidad exacta del estimador de la varianza, $\hat{\sigma}^2$. Baste decir, por ahora, que la varianza del estimador disminuye progresivamente según aumenta **n**, y tiende a cero cuando **n** tiende a infinito. Para una muestra grande, es muy probable que la estimación sea extremadamente próxima al verdadero valor.

Dado que la varianza es un momento centrado, podría parecer que, para estimar y predecir la

[2] Ello es perfectamente compatible con que la tasa esperada de rentabilidad por unidad de tiempo se suponga constante; la desviación tfpica instantánea se supone, asimismo, constante.

[3] Véase Cox y Rubinstein (1985), página 254 y ss.

volatilidad, debe formarse alguna opinión sobre la tasa esperada de rentabilidad que prevaleció en el pasado, durante el período de la muestra. B–S escribieron en términos de lognormalidad principalmente por conveniencia. Eran perfectamente conscientes de que la fórmula sigue siendo válida si la media de la distribución lognormal cambia a lo largo del tiempo, incluso de manera impredecible: si el intervalo de tiempo entre las observaciones de los precios es razonablemente pequeño, la estimación de la media tendrá sólo un efecto despreciable sobre la estimación de la volatilidad. Durante un día o incluso una semana, la media será pequeña y su cuadrado será aún menor. Nótese que $\hat{\sigma}^2$ puede escribirse de forma equivalente como

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^{n} [(\log R_k)^2 - \hat{\mu}^2]$$

Dado que la suma de términos en $\hat{\mu}^2$ será pequeña en relación a la suma de los términos en $(\log R_k)^2$, su impacto sobre $\hat{\sigma}^2$ será reducido. El rasgo crítico en la valoración de opciones es, por tanto, el comportamiento de la volatilidad.

Si el supuesto de volatilidad constante es correcto, cuanto mayor sea el número de observaciones de los precios históricos en la muestra, más próximas puede esperarse que estén la media y varianza muestrales a las de la verdadera distribución del rendimiento de la acción. Una manera posible de aumentar el tamaño de la muestra es incrementar el número de datos retrocediendo hacia el pasado más lejano. Otra posibilidad es aumentar la frecuencia del muestreo, pasando de datos semanales a diarios, por ejemplo.

Pero ¿qué sucede si el supuesto anterior no es completamente apropiado? Parece ciertamente plausible que una multitud de factores puede alterar la distribución de probabilidad del rendimiento de la acción. De hecho, cualquiera que estime la volatilidad con los procedimientos descritos anteriormente encontrará que sus estimaciones cambian a lo largo del tiempo. Si los cambios en la volatilidad de la acción pudieran predecirse de antemano, entonces podría reflejarse este hecho sin grandes modificaciones en la fórmula de B–S. Sin embargo, para ser realistas, muchos factores que afectan a la volatilidad son igualmente inciertos, de modo que no es posible predecir con certeza la volatilidad futura. Esto sería cierto incluso si se pudiera medir sin ningún error la volatilidad pasada.

En cualquier caso, aún puede ser oportuno mantener el supuesto de lognormalidad, pues sin él se necesitaría: (1) especificar una distribución de probabilidad alternativa, (2) predecir la volatilidad futura basada en esta especificación, y (3) revisar de una manera fundamental la fórmula de B–S. En la sección siguiente se estudiarán algunas maneras de estimar la volatilidad que minimicen los errores creados por esta complicación.

2. ALGUNOS METODOS DE ESTIMACION DE LA VOLATILIDAD

En teoría, no hay mucha dificultad en obtener una estimación adecuada de la volatilidad. Los estimadores de la volatilidad son simplemente un reflejo de cuán variable se espera que sea el movimiento de los precios. En la práctica, sin embargo, la estimación de la volatilidad se complica por múltiples factores. El principal problema es la inestabilidad temporal de la volatilidad. Esta inestabilidad agrava los metodos de estimación que se basan en datos pasados. Si la volatilidad evoluciona de forma errática, no hay ninguna razón para esperar que la volatilidad estimada durante el pasado reciente refleje la volatilidad actual[4].

Aún cuando las volatilidades no son exactamente constantes, puede seguir siendo cierto que los cambios en la volatilidad se producen, típicamente, con lentitud a lo largo del tiempo. El pasado reciente puede, entonces, servir de guía adecuada para el futuro próximo. Esto implica que el uso de observaciones poco distanciadas tiene dos ventajas importantes: permite ampliar la muestra sin traer datos menos valiosos del pasado más lejano y, como se ha indicado antes, hace que las estimaciones de la volatilidad sean insensibles a las estimaciones de la media. Por estas razones, se recomienda el uso de datos al menos diarios para predecir la volatilidad durante períodos inferiores a un año.

Dado que la volatilidad suele aproximarse por la desviación típica de los rendimientos del activo, los estimadores de la volatilidad son básicamente

[4] Peiró (1992) presenta evidencia de la fuerte variabilidad de la volatilidad a lo largo del tiempo en el mercado de acciones español.

estimadores de varianzas. El estimador más inmediato de la volatilidad, que utiliza los precios de de la acción, procede de la estadística elemental. Pero el estimar la volatilidad únicamente con los precios de cierre puede ignorar otra información valiosa: los precios máximo *(high)* y mínimo *(low)* también contienen información sobre la variabilidad de los precios. Después de discutir el estimador basado en los precios de cierre (apartado 2.1), se muestra otro más potente que utiliza los precios máximo y mínimo (apartado 2.2). En el apartado 2.3 se presenta un refinamiento de este último método, el cual requiere información intra-día o por transacción.

Un método alternativo, del que no se hará uso por razones obvias, es utilizar la denominada "volatilidad implícita". Para quienes confían grandemente en la eficiencia informacional del mercado, el estimador ideal de la volatilidad sería el surgido del consenso agregado, que está incorporado en el precio de toda opción (especialmente, en las opciones *at-the money*, por ser éstas las más sensibles a las variaciones de la volatilidad). Dados los valores de todos los demás parámetros que determinan el valor de la opción y su precio de mercado, es posible obtener la única volatilidad que conducirá a ese valor de mercado. Si se considera que el precio de mercado de la opción es correcto, la volatilidad así estimada será la mejor aproximación de la volatilidad correcta. Dicho de otro modo, puesto que en el agregado el mercado toma el precio de mercado de la opción como correcto, la volatilidad implícita en el precio de mercado es la opinión del mercado sobre cuál debiera ser la volatilidad[5].

2.1. El método convencional

Cualquier procedimiento de estimación de parámetros debe comenzar con una hipótesis sostenida con respecto al modelo en el cual se va a realizar la estimación.

Los rendimientos de las acciones ordinarias parecen variar en el tiempo de acuerdo con leyes probabilísticas. Sea **S** el precio de una acción ordinaria. Desde hace bastante tiempo se ha venido aceptando generalmente que, al menos como una buena aproximación, el logaritmo natural del precio de la acción, **ln(S(t))**, sigue un paseo aleatorio continuo[6]. Supóngase que el precio de la acción en **t,** S(t), sigue un proceso Browniano geométrico

$$dS = \mu S dt + \sigma S dW,$$

donde μ es el parámetro de tendencia, σ es el parámetro de volatilidad y **dW** es un proceso de Gauss–Wiener estándar. Entonces, por el Lema de Itô, el proceso transformado **X(t)**=ln(S(t)) sigue un proceso Browniano con parámetro de tendencia $\mu' = \mu - \sigma^2/2$ y parámetro de varianza σ^2 [7]. Divídase el intervalo [0, nT] en **n** intervalos iguales de longitud [(i–l)T,iT], donde **i**=1,2,...n. La tasa de rendimiento de {S(t)} en el intervalo **i**–ésimo se define como

$$d_i = \ln\{S(iT)\} - \ln\{S((i-1)T)\},$$

donde S((i–l)T) debiera interpretarse tanto como el precio de cierre en el intervalo **(i–l)**–ésimo y el precio de apertura en el intervalo **i**–ésimo.

Si se tienen **n** observaciones de $\{d_i\}$ en **n** intervalos, el estimador clásico de la varianza muestral del parámetro σ^2 viene dado por

$$\hat{\sigma}^2(c) = \frac{1}{T(n-1)} \sum_{i=1}^{n} (d_i - \bar{d})^2$$

donde

$$\bar{d} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} d_i,$$

[5] Nótese que la volatilidad así obtenida hace referencia, de alguna manera, a la volatilidad futura.

[6] Se dice que el proceso de los precios sigue un paseo aleatorio si los rendimientos son independientes e idénticamente distribuidos en el tiempo. Un supuesto más específico que asigne una función de densidad de probabilidad precisa a los rendimientos permite desarrollar modelos de valoración de activos.

[7] Como advierten Garman y Klass (1980), hay al menos dos factores que interfieren con la capacidad de observar continuamente los precios: el primero es el hecho de que las transacciones ocurren a menudo sólo en puntos discretos del tiempo; el segundo es que los mercados de valores están normalmente cerrados durante ciertos periodos de tiempo. En el modelo anterior se supone implícitamente que el proceso es seguido durante los periodos entre transacciones así como durante los periodos de cierre de las bolsas, aún cuando los precios no pueden ser observados en tales intervalos.

y **T** es la longitud de cada intervalo. La volatilidad se obtiene calculando la raíz cuadrada de $\hat{\sigma}^2(c)$; este valor debe ajustarse para obtener la volatilidad anualizada, multiplicando por la raíz cuadrada del número de días, semanas, etc., según el caso.

Una pregunta natural es qué período de tiempo usar para estimar la volatilidad, así como cuántos datos pasados utilizar para obtener una buena estimación de la volatilidad.

En teoría, usar más datos pasados conducirá a una estimación mejor, y también utilizar datos de intervalos más cortos (días mejor que meses). Sin embargo, dada la variabilidad de la volatilidad a lo largo del tiempo, sería sensato restringir el conjunto de datos a períodos más recientes para aproximar la volatilidad actual; éstos tendrán más en común con las características actuales del rendimiento[8].

Una estimación precisa de la volatilidad en cualquier período es posible con sólo un número moderado de observaciones. La precisión de la estimación de la volatilidad pasada no es el problema central. El problema crítico es si la estimación de la volatilidad, basada en los precios pasados, refleja la volatilidad actual.

La principal ventaja de este estimador es su simplicidad. Su principal inconveniente es que ignora información que puede contribuir a su eficiencia como estimador.

2.2. El método de Parkinson

Otra manera de utilizar datos, fácilmente accesibles, de origen reciente y, al mismo tiempo, disponer de una muestra suficientemente grande, es hacer uso de los precios máximo y mínimo diarios. Puesto que estos dos precios son un tipo de resumen de todas las transacciones durante el día, debieran contener más información acerca de la volatilidad que los solos precios de cierre. Parkinson (1980) muestra que, si los precios de las acciones se distribuyen lognormalmente, un uso apropiado de los precios máximo y mínimo durante los **n** últimos días proporciona una estimación tan buena de la volatilidad como los precios de cierre de los últimos **5n** días.

Parkinson (1980) propuso utilizar el rango del proceso **X(t)**=ln(S(t)) en **n** intervalos. Sea l_i el rango de X(t) en el intervalo $\mathbf{I}_i=[(i-1)T,iT]$, es decir,

$$l_i = \text{máx}_{t\in I_i} X(t) - \min_{t\in I_i} X(t)\ .$$

La distribución de probabilidad de l fue derivada originalmente por Feller(1951). A partir de ésta, el estimador insesgado del parámetro de varianza σ^2 propuesto por Parkinson, y conocido también como estimador del valor extremo[9], viene dado por

$$\hat{\sigma}^2\ (p) = \frac{1}{(4\ln 2)\ Tn} \sum_{i=1}^{n} l_i^2$$

La volatilidad resultante se anualiza del mismo modo que antes.

El estimador clásico de la varianza proporciona un punto de referencia con respecto al cual medir la eficiencia de otros estimadores alternativos. Así, se define la eficiencia relativa del estimador de Parkinson mediante el cociente

$$\frac{\text{var}\{\hat{\sigma}^2(c)\}}{\text{var}\{\hat{\sigma}^2(p)\}}$$

Puede probarse que el valor resultante es, aproximadamente, 5. La importancia de una eficiencia relativa elevada es obvia, en tanto que permite obtener

[8] Pueden surgir dificultades cuando se utilizan cierres diarios de títulos con transacciones poco frecuentes, pues pueden resultar períodos de tiempo no uniformes. Los rendimientos basados en períodos de longitud diferente pueden conllevar errores serios en la estimación de la volatilidad.

[9] Considérese un único período de tiempo, comprendido entre los instantes **(t–1)** y **t**. Del mismo modo que el estimador convencional utiliza el logaritmo del cociente de los precios de cierre, el estimador de Parkinson utiliza el logaritmo del cociente de los precios máximo y mínimo. Ahora bien, ln(H(t)/L(t))=lnH(t)–lnL(t)≡**l(t)**. A fin de obtener el estimador de la varianza, basado en el método del valor extremo, la cantidad anterior debe elevarse al cuadrado; resulta que, además, debe normalizarse multiplicándola por una constante, a saber, (1/4ln2). Así, pues, $\hat{\sigma}^2(t) = \frac{1}{4\ln 2}\ l^2(t)$

En caso de utilizar más de un período, simplemente se obtiene la media de todos los valores individuales:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \hat{\sigma}^2\ (t)$$

estimaciones de más confianza a partir de los datos. Alternativamente, puede adoptarse la táctica de restringir a propósito el número de datos para mitigar la posibilidad de que la serie no sea estacionaria; en caso de no serlo, los datos más recientes tendrán, presumiblemente, mayor contenido predictivo.

Aunque este estimador es más eficiente que el convencional, no se sigue necesariamente que deba ser preferido a él. La mayoría de los estimadores de volatilidad estarán sesgados a la baja si el título no se negocia lo suficiente. Este sesgo es particularmente agudo para el estimador del valor extremo. Además, uno esperaría más errores en los datos de las cotizaciones máxima y mínima. Si cualquier intercamio durante el día se recoge incorrectamente, hay una buena posibilidad de que aparezca como la cotización máxima y mínima de ese día. Finalmente, éstas pueden reflejar operaciones de agentes en desventaja y podrían ser, por tanto, indicadores menos fiables del verdadero valor del título subyacente[10].

Un problema adicional con este enfoque surge de las discontinuidades en la negociación durante el día. Esto implica, bajo los supuestos de Parkinson, que el máximo (mínimo) reportado será casi con certeza menor (mayor) que el que se hubiera observado si la negociación fuese continua. Esto significa que las estimaciones resultantes estarán sesgadas a la baja, es decir, tenderán a ser sistemáticamente inferiores a la verdadera volatilidad.

Para afrontar el problema anterior, Garman y Klass (1980) han desarrollado un procedimiento numérico que puede utilizarse para ajustar el estimador de la volatilidad por el número de transacciones durante el día[11]. También muestran cómo mejorar el estimador basado en los precios máximo y mínimo considerando simultáneamente los de apertura y cierre[12]. Así, por ejemplo, su estimador "práctico" de la varianza viene dado por

$$0'5.(\ln H(t)-\ln L(t))^2-0'39.(\ln C(t)-\ln C(t-1))^2,$$

donde **H(t)**, **L(t)** y **C(t)** representan el precio máximo, mínimo y de cierre respectivamente, en el momento **t**. Este estimador tiene una eficiencia relativa superior a 7; como puede observarse, se trata de una media ponderada del estimador de Parkinson y del convencional. Beckers (1983) contrasta la validez empírica de estos estimadores; una de sus conclusiones es que el estimador de Parkinson contiene, ciertamente, información importante con respecto a la variabilidad del precio de la acción, que puede no estar reflejada en el estimador convencional. Ahora bien, el contenido informativo de estos dos estimadores varía de una manera significativa entre los distintos títulos y a lo largo del tiempo. Ello sugiere que combinar ambos con un esquema de ponderación fijo, como en el estimador "práctico" de Garman y Klass, puede no ser óptimo.

Idealmente, si se cotejan bien los datos y se corrige el sesgo, y si el supuesto de lognormalidad es completamente apropiado, entonces los estimadores de la volatilidad basados en los precios de apertura, máximo, mínimo y de cierre serán superiores a aquéllos basados únicamente en los precios de cierre. Sin embargo, es imaginable que tales estimadores sean tan sensibles a las desviaciones respecto de la lognormalidad que, en otras circunstancias, se comportarán mucho peor que los estimadores basados sólo en los precios de cierre[13].

2.3. El método de Kunitomo

Es importante observar que el resultado sobre la eficiencia relativa del estimador de Parkinson solamente es válido cuando el proceso subyacente **X(t)**=ln(S(t)) tiene término de tendencia cero, esto

[10] Véase Beckers (1983). Una cierta clase de inversores, que basen sus decisiones de cartera en función de los precios de cierre, preferirá utilizar una medida que refleje la variabilidad de estos precios (en lugar de la variabilidad del proceso subyacente). Obviamente, esto no tiene por qué ser válido para quienes operan con opciones, que están más interesados en el rango del precio del activo subyacente que en su valor de cierre.

[11] Nótese que éste es un dato del que no se dispone fácilmente.

[12] Su método podría mejorarse todavía más modelando diferentes movimientos hipotéticos en los precios durante los instantes en que el mercado esté cerrado.

[13] Según Cox y Rubinstein (1985), es necesario hacer más contrastes para determinar si este problema potencial es importante.

es, μ'=0. Ello es debido a que Parkinson (1980) utilizó la función de densidad del rango del movimiento Browniano en cada intervalo derivada originalmente por Feller (1951), la cual depende a su vez del supuesto de tendencia cero.

Kunitomo (1992) presenta la siguiente transformación:

$$Y(t) = X(t) - \frac{t}{T} X(T), \quad 0 \leq t \leq T .$$

Entonces, si se toma X(0)=0 para normalizar, se tiene que E(Y(t))=0, Y(0)=Y(T)=0 y que

$$E(Y(s)\ Y(t)) = \sigma^2 s\left(1 - \frac{t}{T}\right), \quad 0 \leq s \leq t \leq T .$$

Puesto que **{Y(t)}** es un proceso Browniano "en puente"[14] en [O,T], está libre del término de tendencia del proceso estocástico original **{X(t)}** por su construcción. El rango de **{Y(t)}** en el **i**-ésimo intervalo I_i, denotado por $\mathbf{R}_i$, se define como

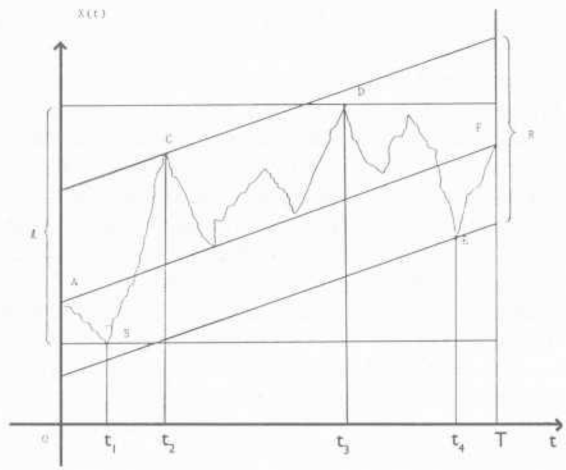
$$R_i = \text{máx}_{t \in I_i} Y(t) - \text{mín}_{t \in I_i} Y(t) ,$$

al que Feller (1951) denomina rango "ajustado".

La intuición básica sobre el problema de estimar σ^2 puede explicarse fácilmente con ayuda de la Figura 1. Supóngase que el mercado de valores comienza en A y termina en F en un día particular. Durante este día, los precios máximo y mínimo se reportan en D y B, respectivamente. Para extraer el término de tendencia del proceso original, se une el precio de apertura A con el de cierre F. El rango del proceso Browniano en puente transformado está medido por la distancia entre las líneas paralelas a la recta AF. Entonces, para el proceso transformado los precios máximo y mínimo se reportan en C y E, respectivamente. Por tanto, el rango original de {X(t)} corresponde a la diferencia entre dos líneas horizontales que pasan por B y D, mientras que el rango ajustado corresponde a la diferencia entre dos líneas paralelas a la línea AF y que pasan por C y E. Con objeto de estimar el parámetro de varianza σ^2 debiera utilizarse el rango ajustado en lugar del original, pues el primero está libre del término de tendencia y se espera que sea más estable que el segundo.

FIGURA 1

EL RANGO DEL PROCESO ORIGINAL {X(T)} ES l. EL RANGO (AJUSTADO) DEL PROCESO TRANSFORMADO {Y(T)} ES R.



La función de densidad del rango ajustado también ha sido obtenida por Feller (1951). A partir de ella, cuando se tienen **n** observaciones de $\mathbf{R}_i$ (i=1, 2,... n) en **n** intervalos diferentes, el estimador insesgado de σ^2 propuesto por Kunitomo es

$$\hat{\sigma}^2(k) = \frac{1}{nT}\left(\frac{6}{\pi^2}\right) \sum_{i=1}^{n} R_i^2$$

A continuación, se calcula la eficiencia relativa de este estimador con respecto al clásico. Puede probarse

[14] Nótese que, por construcción, el proceso {Y(t)} toma el mismo valor en los dos extremos del intervalo [0,T] –a saber, cero– pero no sucede así en el interior del mismo; sin embargo, su valor medio es, también por construcción, igual a cero.

que la eficiencia de $\hat{\sigma}^2$ (K) es 10n/(n-1) veces la de $\hat{\sigma}^2$(c); cuando **n** es grande, la eficiencia relativa está próxima a 10.

En la práctica, a veces se está interesado en la estimación insesgada del parámetro de desviación típica σ, en lugar del parámetro de varianza σ^2 del proceso Browniano geométrico. El estimador insesgado de σ viene dado por

$$\hat{\sigma}(k) = \frac{1}{n\sqrt{T}}\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sum_{i=1}^{n} R_i$$

Antes de terminar este apartado conviene hacer dos advertencias. La primera es que, a diferencia de los estimadores vistos anteriormente, la utilización adecuada del estimador de Kunitomo requiere información intra-día, es decir, datos por transacción. En segundo lugar, la eficiencia relativa de este último estimador es mayor que la de cualquiera de los estimadores considerados en este trabajo. En particular, es mayor que la de los estimadores propuestos por Garman y Klass, basados en los precios de apertura, máximo, mínimo y de cierre; por esta razón, así como por los problemas ya señalados al final de apartado 2.2, se prescindirá de ellos en la sección siguiente[15]. El estimador de Parkinson tiene, también, una eficiencia relativa menor; no obstante, dado que el método de Kunitomo representa una mejora y una generalización de aquél, sí será utilizado a continuación.

3. ESTIMACIONES DE LA VOLATILIDAD

En esta sección se presentan las estimaciones de la volatilidad, obtenidas de acuerdo con los métodos descritos anteriormente. A fin de facilitar el análisis de los resultados, se han considerado únicamente los grandes bancos, pues sólo para ellos se dispone simultáneamente de datos entre-días e intra-día.

Los datos diarios abarcan, una vez más, desde el 1 de julio de 1990 hasta el 30 de junio de 1992[16]. La información por transacción, en cambio, se limita al período comprendido entre el 15 de enero de 1992 y el 13 de marzo del mismo año; durante estos días ninguno de los bancos realizó pagos de dividendos ni ampliaciones de capital. Los datos por transacción indican el año, mes y día, hora, minuto y segundo, código del *broker* comprador, código del *broker* vendedor, precio, volumen, mejor precio de oferta y mejor precio de demanda.

3.1. Estimaciones por el método convencional

El comportamiento de la volatilidad, descrito en la introducción, permite representar la variabilidad de la volatilidad a lo largo del tiempo. El **cono de volatilidad** muestra el intervalo de la volatilidad cuando ésta se mide sobre diversas longitudes de tiempo. Un rasgo característico del mismo es que el rango de la volatilidad se estrecha a medida que se amplía el período de tiempo sobre el que se mide. Aunque puede haber bastante incertidumbre sobre la volatilidad a 30 días, el intervalo de incertidumbre para un año es bastante menor. Como consecuencia de ello, el precio de una opción a un año puede establecerse con más seguridad que el de otra a plazo más corto.

Además, como advierten Boyle y Ananthanarayanan (1977), el error muestral asociado con cualquier estimación de la volatilidad producirá sesgos en la estimación de cualquier función no lineal de σ, como es el caso de las opciones. Puesto que la fórmula de valoración es no lineal en la volatilidad, una estimación insesgada de ésta no produce una estimación insesgada del precio de la opción. De sus simulaciones parece concluirse que el sesgo inducido en el precio de la opción es muy pequeño, incluso cuando **n** es muy pequeño; sin embargo, la dispersión de los precios de la opción tarda más en hacerse despreciable. Puede ser razonable, en estas circunstancias, obtener intervalos de confianza para la volatilidad y, después, intervalos de confianza para el valor de la opción[17].

Aquí no se van a construir intervalos de confianza en sentido estricto. Con respecto a la volatilidad, se

[15] Además, tales estimadores están construidos, al igual que el de Parkinson, sobre el supuesto de que el proceso Browniano que gobierna los precios de la acción tiene media cero.

[16] Estos datos son, exactamente, los mismos que se han utilizado en los capítulos I y II.

[17] Véase, en este mismo sentido, Ball y Torous (1984).

considera el intervalo comprendido entre los valores máximo y mínimo históricos para períodos de distinta longitud. En la sección siguiente, se trasladan estos valores –en particular, los correspondientes a 12 meses, que es el período de la garantía– y se obtiene, para cada banco, una prima para el valor máximo y otra, más baja, para el valor mínimo.

La Tabla 1 muestra los conos descritos por las volatilidades históricas del rendimiento (logarítmico) de las acciones bancarias. Se han calculado volatilidades diarias para períodos de 1,3, 6, 9 y 12 meses. Así, se han obtenido 24 observaciones para períodos de 1 mes, 22 observaciones para períodos de 3 meses, 19 observaciones para períodos de 6 meses, 13 observaciones para períodos de 9 meses y 13 observaciones para períodos de 12 meses. Para cada banco se determinan los máximos y mínimos de las observaciones obtenidas, con el fin de conocer los límites de la volatilidad histórica en cada período. A título ilustrativo, se presentan únicamente los valores máximo y mínimo de estas volatilidades en cada período para cada banco, y no todas las volatilidades en cada fecha.

TABLA 1

CONOS DE VOLATILIDAD PARA LOS BANCOS MAS GRANDES (Estimaciones por el método convencional)

BANCO	1 MES	3 MESES	6 MESES	9 MESES	12 MESES
BBV	0'03895 0'00856	0'02973 0'01095	0'02621 0'01389	0'02392 0'01480	0'02140 0'01738
BKT	0'03318 0'00603	0'02909 0'00830	0'02480 0'01100	0'02237 0'01212	0'01974 0'01437
BTO	0'04634 0'00932	0'03744 0'01267	0'03396 0'01565	0'02993 0'01572	0'02704 0'01850
EXT	0'00694 0'00048	0'00539 0'00135	0'00457 0'00169	0'00455 0'00250	0'00420 0'00345
POP	0'02485 0'00511	0'02113 0'00754	0'01800 0'00994	0'01641 0'01204	0'01538 0'01314
SAN	0'03160 0'00713	0'02613 0'01071	0'02393 0'01156	0'02144 0'01205	0'01931 0'01402
CEN	0'01363 0'00354	0'01037 0'00588	0'01014 0'00656	0'00945 0'00688	0'00895 0'00753
HIS	0'02870 0'00594	0'02671 0'00825	0'2323 0'01201	0'02132 0'01155	0'01913 0'01438

Continúa

Nota: Los bancos Central e Hispano dejaron de cotizar por separado a finales de 1991. Se dispone, por tanto, de sólo 18 observaciones para períodos de 1 mes, 16 para períodos de 3 meses, 13 para períodos de 6 meses, 10 para períodos de 9 meses y 7 observaciones para períodos de 12 meses.

Quizá sea conveniente señalar que los valores máximo y mínimo en cada plazo no tienen por qué alcanzarse en la misma fecha para cada banco. Así, por ejemplo, la volatilidad máxima con 12 meses de rendimientos diarios la alcanzó el BBV en junio de 1991, mientras que el Popular lo hizo en agosto del mismo año. De manera similar, el valor mínimo para dicho plazo lo alcanzó el BBV en marzo de 1992, mientras que el Popular lo hizo en octubre de 1991.

Como era de esperar, las volatilidades del Central y, aún más, del Exterior son sensiblemente inferiores a las del resto de los bancos. Precisamente por ello, estos bancos fueron excluidos en el Capítulo 1 en el cálculo de la prima de garantía (ésta tiende a aproximarse a cero). En el caso del Central, quizá no haya sido ajeno a este fenómeno el tamaño de su autocartera. Con respecto al Exterior, es sabido que su principal accionista es el Estado y que el volumen de acciones en circulación es, relativamente, modesto.

3.2. Estimaciones por el método de Parkinson

La Tabla 2 es análoga a la anterior excepto en que, ahora, el estimador de la volatilidad utilizado es el propuesto por Parkinson. Como puede observarse comparando ambas tablas, las volatilidades históricas estimadas ahora son **menores** que las estimadas por el método clásico; la única excepción la constituye el Exterior, quizá porque la estimación convencional de su volatilidad ya es, de por sí, muy baja. Por otra parte, tomando al Central como proxy del BCH[18], se

[18] Para el banco Central, la desviación típica de los rendimientos (logarítmicos) diarios, durante el período de tiempo disponible, es de 0'00890; para el Hispano, este valor es 0'01661. En cambio, para el Central-Hispano es 0'00857.

observa que la volatilidad de éste viene a ser, más o menos, la mitad que la del BBV, por considerar un banco de tamaño similar.

Como señalan Garman y Klass (1980), la derivación de los estimadores basados en los precios máximo y mínimo depende crucialmente de que la senda de los precios sea controlada continuamente. Cuando esta trayectoria sólo puede observarse en transacciones discretas, los estadísticos serán sesgados. Ante este hecho, intentan determinar la medida del sesgo en que se incurre al utilizar estos estimadores cuando sólo se dispone de un conjunto finito de observaciones. Tras diversas simulaciones, concluyen que el estimador clásico, basado exclusivamente en los precios de cierre, tiene solamente un ligero sesgo positivo. Por el contrario, los valores esperados del estimador de Parkinson son significativamente menores que los valores verdaderos cuando tiene lugar un conjunto finito de transacciones. Hay dos razones para ello. En primer lugar, y ello afecta no sólo a este estimador, la contratación sólo tiene lugar durante una parte del día, de modo que el período de tiempo sobre el que se estima se reduce al intervalo entre la primera y la última transacción. En ausencia de otras consideraciones, el que el volumen de transacción sea finito hará que la apertura se dé más tarde y el cierre más pronto. La segunda razón afecta sólo a los estimadores basados en los precios máximo y mínimo; estarán sesgados a la baja porque los valores observados serán, en términos absolutos, menores que los verdaderos.

TABLA 2

CONOS DE VOLATILIDAD PARA LOS BANCOS MAS GRANDES (Estimaciones por el método de Parkinson)

BANCO	1 MES	3 MESES	6 MESES	9 MESES	12 MESES
BBV	0'01906	0'01583	0'01384	0'01295	0'01170
	0'00609	0'00748	0'00808	0'00902	0'00910
BKT	0'01783	0'01588	0'01334	0'01203	0'01055
	0'00525	0'00593	0'00679	0'00723	0'00723
BTO	0'02280	0'01988	0'01780	0'01580	0'01417
	0'00608	0'00853	0'00923	0'00993	0'00959
EXT	0'00788	0'00669	0'00593	0'00568	0'00535
	0'00257	0'00344	0'00359	0'00365	0'00373
POP	0'01612	0'01139	0'01032	0'01016	0'00919
	0'00376	0'00525	0'00665	0'00698	0'00714
SAN	0'01967	0'01532	0'01283	0'01142	0'01028
	0'00492	0'00610	0'00654	0'00706	0'00792
CEN	0'00869	0'00718	0'00650	0'00648	0'00580
	0'00240	0'00302	0'00369	0'00449	0'00499
HIS	0'02158	0'02007	0'01727	0'01528	0'01355
	0'00593	0'00784	0'00817	0'00834	0'00971

Continúa

Nota: El número de observaciones para los bancos Central e Hispano es el mismo que en la Tabla 1.

3.3. Estimaciones por el método de Kunitomo

Como ya se ha indicado, se dispone de datos por transacción para los siete mayores bancos españoles, durante un período de cuarenta y tres días hábiles. La Tabla 3 recoge algunos estadísticos básicos de los rendimientos (logarítmicos) por transacción. La columna 5 revela que las distribuciones de los rendimientos son asimétricas por la izquierda; tan sólo el Exterior muestra una asimetría no significativamente distinta de cero. Por otro lado, como se observa en la columna 6, todas las acciones tienen más área central que una distribución normal[19], es decir, son "apuntadas".

TABLA 3

ESTADISTICOS DE LOS RENDIMIENTOS POR TRANSACCION

BANCO	N.° OBS.	MEDIA	VARIANZA	ASIMETRIA	CURTOSIS
BBV	9.505	0'522	0'134	–6'788*	187'68*
BCH	8.669	–0'519	0'240	–0'104*	37'83*
BKT	3.239	0'589	0'228	–1'042*	35'05*
BTO	5.121	–0'542	0'269	–2'900*	56'70*
EXT	1.447	–1'295	0'115	–0'028	8'86*
POP	4.598	–0'056	0'107	–1'182*	23'74*
SAN	8.126	0'313	0'153	–13'09*	658'83*

Nota: Las medias y varianzas están multiplicadas por 10^5. Los asteriscos (*) representan valores significativos.

[19] Recuérdese que el coeficiente de curtosis de toda distribución normal es 3.

Por otra parte, el momento del día en que se produce la transacción se registra en el mercado mediante la hora, el minuto y el segundo. Este es, por tanto, el límite posible de precisión temporal; dicho con otras palabras, los tiempos observados entre transacción son sólo aproximados. La Tabla 4 recoge los estadísticos básicos del tiempo entre transacciones, medido éste en **segundos**.

TABLA 4
ESTADISTICOS DEL TIEMPO ENTRE TRANSACCIONES

BANCO	N.° OBS.	MEDIA	VARIANZA	ASIMETRIA	CURTOSIS
BBV	9.463	97'64	48.740	4'613	32'12
BCH	8.627	107'03	69.848	5'056	37'00
BKT	3.197	287'82	364'975	3'999	22'24
BTO	5.079	180'19	125.544	4'008	27'47
EXT	1.405	653'58	2421.139	4'159	24'55
POP	4.556	202'64	175.378	4'634	40'20
SAN	8.084	113'32	58.495	4'179	25'14

Nota: El número de observaciones se reduce en cuarenta y dos, porque el dato referido a la diferencia de tiempo entre la última transacción de un día y la primera del siguiente se ha eliminado. Dado que todos los coeficientes de asimetría y curtosis son significativos, se han omitido los asteriscos (*).

Las características del tiempo entre transacciones son importantes, entre otras razones, porque esta variable puede dar una idea de la liquidez de cada título. Así, por ejemplo, una determinada posición en acciones del BBV puede alterarse, como media, un minuto y medio más tarde; con acciones del Exterior habría que esperar, aproximadamente, once minutos.

Dentro de los siete grandes bancos estudiados podrían distinguirse algunos subgrupos. En el primero de ellos estarían los que podrían denominarse, a estos efectos, *blue chips*: BBV, Central-Hispano y Santander. El segundo grupo estaría integrado por Banesto, Popular y, quizá, Bankinter. Por último, claramente distanciado del resto, estaría el Exterior. Observando las columnas 5 y 6 se aprecia que las distribuciones del tiempo entre transacciones son asimétricas por la derecha y apuntadas en torno a su valor medio.

Es importante observar, como señalan Oldfield *et al.* (1977), que no se ha tenido en cuenta el tamaño de las transacciones. Es probable que el coeficiente de asimetría refleje, al menos en parte, la acumulación de un gran número de órdenes de compra (o venta) pequeñas para cubrir la otra parte de un gran bloque de venta (o compra), de modo que el bloque grande cruza la cinta como una sola transacción. Consiguientemente, el tiempo entre transacciones volvería a patrones más usuales. Lo anterior sugiere que detalles institucionales tales como éste pueden tener una influencia importante en el comportamiento del tiempo entre transacciones.

Por último, en la Tabla 5 se presentan los valores de las volatilidades diarias, estimadas según los tres métodos descritos, durante los 43 días señalados.

TABLA 5. VOLATILIDADES DIARIAS

BANCO	$\sigma(c)$	$\sigma(P)$	$\sigma(K)$	$\sigma(c)/\sigma(K)$	$\sigma(K)/\sigma(P)$
BBV	0'01088	0'00831	0'01023	1'063	1'231
BCH	0'01107	0'00751	0'00983	1'126	1'308
BKT	0'00749	0'00645	0'00780	0'960	1'209
BTO	0'01698	0'00940	0'01079	1'573	1'147
EXT	0'00336	0'00335	0'00425	0'790	1'268
POP	0'00894	0'00652	0'00740	1'208	1'134
SAN	0'01483	0'00917	0'01030	1'439	1'123

Desde un punto de vista "cualitativo", parece haber total coincidencia en algo básico: qué títulos han sido más volátiles y cuáles lo han sido menos. Ordenando los bancos según su volatilidad, de mayor a menor, se obtiene:

σ**(c):** BTO – SAN – BCH – BBV – POP – BKT – EXT.

σ**(P):** BTO – SAN – BBV – BCH – POP – BKT – EXT.

σ**(K):** BTO – SAN – BBV – BCH – BKT – POP – EXT.

La primera posición siempre la ocupa Banesto y la segunda el Santander. En tercera posición estarían BBV o BCH; en cuarta, Popular o Bankinter y, finalmente, siempre el Exterior.

Desde una perspectiva más "cuantitativa", cabe señalar, en primer lugar, que la relación entre los valores de σ**(c)** y σ**(K)** se muestra inestable en el sentido de que, para determinadas acciones bancarias, la primera es mayor que la segunda mientras que, para otras, sucede lo contrario. Nótese, sin embargo, cómo los valores de $\sigma(\mathbf{c})$ son mayores que los de $\sigma(\mathbf{K})$ en los cinco títulos más negociados, mientras que son menores justamente en los dos menos intercambiados.

Por otro lado, el estimador de Kunitomo proporciona, en todos los casos, unos valores de la volatilidad más altos que el de Parkinson; el incremento varía del 12 al 30%. Nótese, además, que el incremento más fuerte se produce, precisamente, en los dos bancos con volatilidades tradicionalmente más bajas, Exterior y Central-Hispano. En cualquier caso, la volatilidad del Exterior sigue estando muy por debajo de las demás[20].

A continuación se analiza con mas detalle la magnitud concreta de las volatilidades. Comenzando con las estimaciones obtenidas por el método convencional, puede verse que sus valores son compatibles con los obtenidos en la Tabla 1 para los plazos de 1 y 3 meses: en general, los valores de $\sigma(\mathbf{c})$ caen dentro de los intervalos para estos dos plazos. Esto es razonable, ya que se trata de valores obtenidos para 43 días que representan, aproximadamente, 2 meses de plazo.

A su vez, las estimaciones obtenidas por el método de Parkinson caen dentro de los intervalos correspondientes, en la Tabla 2, a los plazos de 1 y 3 meses[21]. Ahora bien, recuérdese que la eficiencia relativa (teórica) de este estimador con respecto al convencional era, aproximadamente, de 5. Comparando los valores de $\sigma(\mathbf{P})$ durante estos 2 meses con los intervalos de $\sigma(\mathbf{c})$ para 9 meses se observa que, salvo para el Central y el Exterior, los valores de $\sigma(\mathbf{P})$ están claramente por debajo de aquéllos; también lo estarían, por tanto, de los intervalos de $\sigma(\mathbf{c})$ para 10 meses.

Por lo que respecta a las estimaciones obtenidas por el método de Kunitomo, se observa que los valores de $\sigma(\mathbf{K})$ caen dentro de los intervalos de la Tabla 2 (obtenida por el método de Parkinson) para 1 y 3 meses. Sin embargo, si se comparan los valores de $\sigma(\mathbf{K})$ con los intervalos para 1 y 3 meses de la Tabla 1 (obtenida por el método convencional), puede verse que están comprendidos entre los límites inferiores de las volatilidades históricas para esos plazos[22]. Ahora bien, recuérdese que la eficiencia relativa (teórica) de este estimador con respecto al convencional era, aproximadamente, de 10. Dado que no se han calculado los intervalos de $\sigma(\mathbf{c})$ para un plazo de 20 meses, hay que limitarse a comparar los valores de $\sigma(\mathbf{K})$ con los de $\sigma(\mathbf{c})$ para 12 meses. Puede observarse, en cualquier caso, que los valores de $\sigma(\mathbf{K})$ están por debajo del límite inferior; con más razón, por tanto, lo estarían para un plazo de 20 meses. La excepción la constituyen el BCH y el Exterior: para ambos, los valores de $\sigma(\mathbf{K})$ están por encima del limite superior; con más razón, por tanto, lo estarían para un plazo de 20 meses. De lo anterior parece concluirse que, salvando las excepciones, el estimador de Kunitomo podría seguir teniendo un sesgo a la baja.

4. ESTIMACIONES DE LA VOLATILIDAD Y PRIMAS DE GARANTIA

En la primera columna de la Tabla 6 aparecen, a modo de referencia, las primas obtenidas a 30 de junio de 1992 cuando la volatilidad de las acciones se calcula como la desviación típica de los rendimientos diarios de los doce meses anteriores[23]. Las columnas segunda y tercera recogen los valores de las primas correspondientes a los valores de la volatilidad máxima y mínima que aparecen en los conos de la Tabla 1 para un plazo de 12 meses[24], por ser éste el período

20 Sin duda, ello tendrá su reflejo en las primas de garantía calculadas en la sección siguiente.

21 El BCH representa la única excepción: el valor de $\sigma(\mathbf{P})$ supera los límites superiores (del Central) tanto en el plazo de 1 mes como de 3 meses.

22 Las excepciones son, una vez más, Central-Hispano y Exterior: para ambos, el valor de $\sigma(\mathbf{K})$ cae dentro de los intervalos para 1 y 3 meses.

23 Para el Central-Hispano sólo se dispone de 6 meses de rendimientos diarios, por lo que éste es el período sobre el está calculada la volatilidad. Por lo demás, éstas son las primas que aparecen al final del Capítulo I. En todos los casos, de aquí en adelante, el valor del parámetro ρ se ha fijado en 0'9281; recuérdese que este valor hacía que la prima media de aquella muestra fuese el 2'5 por mil vigente entonces.

24 Para calcular las primas superior e inferior del Central-Hispano se han utilizado los dos valores de la volatilidad correspondientes al Central.

de garantía de los depósitos[25]. La columna última recoge el incremento de las primas al pasar del extremo inferior de la volatilidad al extremo superior; a la derecha aparece, entre paréntesis, el cociente de dividir el extremo superior de la volatilidad en 12 meses por su extremo inferior.

TABLA 6

INTERVALOS DE LA PRIMA (‰) CON EL ESTIMADOR CLASICO

BANCO	PRIMA REF.	PRIMA SUP.	PRIMA INF.	SUP/INF.
BBV	0'6285	1'6470	0'5954	2'766 (1'23)
BCH	0'0195	0'0292	0'0048	5'988 (1'18)
BKT	0'0600	0'5355	0'0437	12'24 (1'37)
BTO	7'3962	11'913	7'2225	1'649 (1'46)
EXT	0'0	0'0	0'0	— (1'21)
POP	0'0027	0'0161	0'0017	9'165 (1'17)
SAN	0'0234	0'3156	0'0155	20'28 (1'37)

En primer lugar, se observa que los intervalos construidos contienen, en todos los casos, las primas tomadas como referencia. Ello es coherente, dado que en las tres columnas se utiliza el mismo método de estimación de la volatilidad.

Igualmente, puede observarse que los incrementos en las primas son moderados y que su magnitud no guarda una relación clara con la amplitud del cono de volatilidad para 12 meses[26]. Los incrementos más altos se alcanzan, generalmente, en los bancos con primas más bajas.

La Tabla 7 es similar a la anterior, excepto por el hecho de que se basa en los conos de volatilidad estimados por el método de Parkinson (Tabla 2)[27].

TABLA 7

INTERVALOS DE LA PRIMA (‰) CON EL ESTIMADOR DE PARKINSON

BANCO	PRIMA REF.	PRIMA SUP.	PRIMA INF.	SUP/INF.
BBV	0'6285	0'0325	0'0016	19'78 (1'28)
BCH	0'0195	0'0001	0'44**E**-5	23'21 (1'16)
BKT	0'0600	0'0008	0'13**E**-6	6.264 (1'45)
BTO	7'3962	4'9831	2'6993	1'846 (1'47)
EXT	0'0	0'0	0'0	— (1'43)
POP	0'0027	0'62**E**-6	0'40**E**-10	15.642 (1'28)
SAN	0'0234	0'0001	0'15**E**-6	782'85 (1'29)

Ahora, la prima de referencia no está incluida en los intervalos de las primas. La razón es, lógicamente, que los valores de σ**(P)** son menores que los estimados por el método convencional, siendo éste el utilizado para calcular la prima de referencia. Como era de esperar, los incrementos de las primas al pasar del extremo inferior al superior son, en algunos casos, francamente espectaculares. Igual que antes, se producen sobre todo en los bancos con las primas más bajas; a pesar de tales aumentos, las primas son, en su mayoría, reducidísimas.

Por último, la Tabla 8 presenta las primas obtenidas a partir de la información entre-días e intra-día. La primera columna puede servir como punto de referencia, ya que se basa en la volatilidad estimada por el método convencional para los 43 días ya señalados. En la segunda columna se ha utilizado el estimador de Parkinson sobre esos días, mientras que en la tercera se ha utilizado el de Kunitomo. Las dos columnas últimas muestran cuánto aumentan las primas al pasar de un método de estimación a otro.

Las primas de la Tabla 8 pueden explicarse, en gran medida, por las volatilidades de la Tabla 5: los valores de σ**(K)** eran, para todos los bancos, superiores a los de σ**(P)**. Ahora, los valores de **P(K)** son, en todos los casos, superiores a los de **P(P)**.

[25] Ya se ha indicado, en el apartado 3.1, que la volatilidad máxima para 12 meses no la alcanzan todos los bancos en la misma fecha; otro tanto puede afirmarse de la volatilidad mínima. En este sentido concreto, las primas obtenidas no son "del todo" comparables entre bancos.

[26] Recuérdese que el valor de una opción es una función no lineal de la volatilidad.

[27] Igual que antes, las primas superior e inferior del BCH se han calculado sustituyendo los extremos superior e inferior de la volatilidad del Central para 12 meses.

TABLA 8

PRIMAS (‰) SEGUN LOS TRES ESTIMADORES

BANCO	P(c)	P(P)	P(K)	P(c)/P(K)	P(K)/P(P)
BBV	0'0154	0'0003	0'0076	2'01	19'28
BCH	0'1526	0'0047	0'0646	2'36	13'63
BKT	0'39**E**-6	0'23**E**-8	0'12**E**-5	0'31	547'08
BTO	6'4300	2'6080	3'2841	1'95	1'259
EXT	0'0	0'0	0'3**E**-12	—	—
POP	0'26**E**-6	0'3**E**-12	0'21**E**-9	1.272	610'35
SAN	0'0295	0'97**E**-6	0'0001	230'3	13'19

De manera similar, los valores de σ**(c)** eran menores que los de σ**(K)** para los dos bancos menos negociados; análogamente, los valores de **P(c)** son menores que los de **P(K)**. Para los cinco bancos restantes, σ**(c)** era mayor que σ**(K)**; para esos bancos se tiene que **P(c)** es mayor que **P(K)**. Para los tres bancos mayores por volumen de activos, BBV, Central-Hispano y Banesto, las primas basadas en el método convencional son, aproximadamente, el doble que las basadas en el de Kunitomo. En el caso de Popular y Santander los incrementos son mayores, al entrar en el cálculo primas relativamente más bajas.

5. ESTIMACIONES DE LA VOLATILIDAD Y *RANKINGS* POR RIESGO

En esta sección aparecen los rankings por riesgo que se obtienen, en cada caso, ordenando los bancos según su prima de mayor a menor. Así, pues, el formato de las tablas es muy parecido al de las anteriores, en particular a sus tres columnas centrales. Se va a mantener el mismo orden seguido hasta ahora, comenzando por los resultados basados en el método clásico.

TABLA 9

RANKING POR RIESGO SEGUN EL ESTIMADOR CONVENCIONAL

SEGUN PRIMA REF.	SEGUN PRIMA SUP.	SEGUN PRIMA INF.
BANESTO	BANESTO	BANESTO
BILBAO-VIZCAYA	BILBAO-VIZCAYA	BILBAO-VIZCAYA
BANKINTER	BANKINTER	BANKINTER
SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER
CENTRAL-HISPANO	CENTRAL-HISPANO	CENTRAL-HISPANO
POPULAR	POPULAR	POPULAR
EXTERIOR	EXTERIOR	EXTERIOR

La Tabla 9 muestra una ordenación idéntica en los tres casos. Quizá no debiera sorprender pues, en definitiva, en todos ellos se está utilizando el mismo tipo de información, a saber, los precios de cierre de las acciones bancarias.

En la Tabla 10, las primas de referencia –basadas en σ(c)– y las basadas en el extremo superior de σ**(P)** conducen a una clasificación idéntica. Curiosamente, surge una discrepancia entre las columnas segunda y tercera, basadas ambas en el estimador de Parkinson. Concretamente, la alteración tiene lugar en la zona central, donde Bankinter y Central-Hispano permutan sus posiciones 3.ª ó 5.ª.

TABLA 10

RANKING POR RIESGO SEGUN EL ESTIMADOR DE PARKINSON

SEGUN PRIMA REF.	SEGUN PRIMA SUP.	SEGUN PRIMA INF.
BANESTO	BANESTO	BANESTO
BILBAO-VIZCAYA	BILBAO-VIZCAYA	BILBAO-VIZCAYA
BANKINTER	BANKINTER	CENTRAL–HISPANO
SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER
CENTRAL-HISPANO	CENTRAL-HISPANO	BANKINTER
POPULAR	POPULAR	POPULAR
EXTERIOR	EXTERIOR	EXTERIOR

A lo largo de este capítulo se han señalado diversas razones para pensar que las estimaciones de la volatilidad, obtenidas por el método de Parkinson, están claramente sesgadas a la baja; ello tenía su consecuencia inmediata en las primas de garantía calculadas. Parece, sin embargo, que considerar los extremos superiores de tales intervalos puede ser equivalente –en términos de *ranking* por riesgo– a utilizar el estimador convencional.

La Tabla 11 se basa en los tres estimadores de volatilidad, aplicados sobre los mismos 43 días. Esta vez se observa una discrepancia, también en la zona central, entre la primera columna (basada en el estimador clásico) y la segunda (basada en el de Parkinson); concretamente, BBV y Santander permutan sus posiciones 3.ª y 4.ª. Nótese, sin embargo, que hay unanimidad de criterio entre los dos estimadores basados en los valores extremos, a pesar de sus diferencias en cuanto a la definición y a la base informativa que utilizan.

TABLA 11

***RANKING* POR RIESGO SEGUN LOS TRES ESTIMADORES**

SEGUN PRIMA (C)	SEGUN PRIMA (P)	SEGUN PRIMA (K)
BANESTO	BANESTO	BANESTO
CENTRAL-HISPANO	CENTRAL-HISPANO	CENTRAL-HISPANO
SANTANDER	BILBAO-VIZCAYA	BILBAO-VIZCAYA
BILBAO-VIZCAYA	SANTANDER	SANTANDER
BANKINTER	BANKINTER	BANKINTER
POPULAR	POPULAR	POPULAR
EXTERIOR	EXTERIOR	EXTERIOR

Comparando las Tablas 9, 10 y 11 parece concluirse que, se mida la volatilidad como se mida, la primera posición del *ranking* por riesgo la ocupa siempre Banesto, siendo las últimas para Popular y Exterior, por este orden. Además, en los casos en que la volatilidad del BCH (aproximada por el Central) es sensiblemente más baja que la de otros bancos similares, dicho banco se sitúa en la mitad inferior del *ranking*. Ahora bien, tan pronto como su volatilidad se asemeja más a la de sus semejantes, pasa a situarse justamente por detrás de Banesto.

En definitiva, Banesto, Central-Hispano y BBV ocuparían, por este orden, la mitad superior del *ranking* por riesgo bancario. Ello puede deberse, en gran medida, a que son los bancos con mayor participación industrial, siendo este sector uno de los más castigados por la recesión económica. Por el contrario, los bancos más netamente financieros aparecen en la mitad inferior. Entre los tres primeros y los dos últimos –Popular y Exterior– se sitúan Santander y Bankinter, intercambiándose sus posiciones; tampoco es sorprendente que sea así, dada la significativa implicación del primero en el segundo.

6. RESUMEN, CONCLUSIONES Y EXTENSIONES POSIBLES

La garantía de los depósitos bancarios puede caracterizarse como una opción de venta europea. La teoría financiera indica que, para calcular el valor correcto de una opción, debe utilizarse el "verdadero" valor de la varianza del rendimiento del activo subyacente[28]. En la práctica, lo que se hace habitualmente es utilizar una estimación de la varianza basada en una muestra de precios o valores históricos.

Ahora bien, debido al hecho de que cualquier opción tiene un determinado período de vida, parece que debiera utilizarse una estimación de la volatilidad futura y no una de la pasada. Sucede, sin embargo, que los cambios en la volatilidad típicamente se producen con lentitud a lo largo del tiempo; el pasado reciente puede, entonces, servir como guía del futuro próximo. En este sentido, aquí se ha hecho uso de datos diarios e intra-día; ello ha permitido disponer de un número razonable de observaciones sin necesidad de remontarse indebidamente hacia un pasado lejano.

En cualquier caso, no es posible predecir la volatilidad futura con absoluta certeza, debido a su propia naturaleza; ello seguiría siendo cierto incluso si fuera posible estimar sin error la verdadera volatilidad pasada. Obviamente, cualquier error muestral cometido en la estimación de ésta dará lugar al correspondiente error en la valoración de la opción. Más aún, dado que la fórmula de valoración es una función no lineal de la volatilidad, ni siquiera una estimación insesgada de ésta conducirá a una estimación insesgada del valor de la opción, en general, o de la prima de

[28] En el caso que nos ocupa, éste es el activo bancario, cuyo valor de mercado y cuya volatilidad no son directamente observables. A fin de poder aproximar ambos elementos, se hace uso de la volatilidad de las acciones bancarias.

garantía, en particular. Puede estar justificado, en estas circunstancias, construir intervalos para la prima así como elaborar, a partir de ellos, *rankings* por riesgo bancario lo más robustos posible.

El análisis desarrollado en este capítulo adolece de diversas limitaciones. En primer lugar, cabe señalar las bien conocidas dificultades planteadas por los datos diarios[29]:

(1) diferenciales compra-venta: en cualquier instante de tiempo, hay dos precios diferentes aplicables, uno para comprar *(bid)* y otro para vender *(ask)*. El precio observado de la acción no es el verdadero precio de equilibrio, sino uno de compra o de venta. French y Roll (1986) argumentan que el estimador convencional sobrestima la verdadera volatilidad de los rendimientos de la acción en presencia de *bid-ask spreads*.

(2) fines de semana: el problema aquí es que el rendimiento de viernes a lunes se toma como un rendimiento diario cuando, de hecho, lo es de varios días.

(3) *Timing*: la contratación no es continua y, generalmente, los precios de cierre representan operaciones previas al cierre efectivo del día hábil; consiguientemente, los rendimientos observados difieren a menudo de los rendimientos verdaderos[30]. Esto es cierto para todo tipo de datos sobre precios, pero es particularmente serio para los datos diarios. Dado que, para la mayoría de las acciones, los precios se recogen sólo en intervalos distintos y aleatorios de tiempo, resulta virtualmente imposible calcular con total precisión los rendimientos durante cualquier secuencia fija de períodos; por tanto, el estimador convencional de la volatilidad proporcionará resultados sesgados. Para minimizar este problema, se ha optado por analizar solamente las acciones de aquellos bancos con mayor capitalización; para éstos, la contratación es casi continua y, por tanto, el *timing* puede no ser un problema demasiado importante.

Por otra parte, las regulaciones bursátiles exigen que todos los precios o cotizaciones se expresen como múltiplo de alguna constante o señal mínima[31]. Este carácter discreto de los precios complica la estimación de la varianza serial de los rendimientos, pues los precios observados difieren de los valores del activo subyacente. Los estimadores basados en los rendimientos observados pueden proporcionar estimaciones incorrectas de la varianza serial de los cambios en el valor subyacente. Gottlieb y Kalay (1985) demuestran que la naturaleza discreta de los precios observados hace que el estimador convencional de la volatilidad sobrestime la verdadera volatilidad de los rendimientos del activo[32].

Los estimadores considerados tienen, a su vez, ciertas limitaciones. Básicamente, se considera cada título de manera aislada, ignorando la posible covariación que pueda haber entre distintos títulos. En segundo lugar, sólo se plantea la estimación de un parámetro; no se trata la estimación simultánea de otros parámetros desconocidos, como la tendencia. Además, su utilidad depende crucialmente de que la verdadera dinámica del precio esté gobernada por el proceso de difusión planteado[33].

Afortunadamente, como señalan Garman y Klass (1980), la mayoría de estas dificultades tiende a desvanecerse a medida que se acorta el intervalo sobre el que se realiza la estimación. Continúa habiendo, sin embargo, aspectos pendientes. Así, en la medida en que las propias transacciones puedan contener nueva información, las volatilidades diurnas pueden ser distintas de las nocturnas; los procedimientos de estimación de la volatilidad debieran incorporar plenamente el efecto de mercado cerrado. Además, las volatilidades pueden ser no estacionarias de diversas maneras.

Pese a todo lo anterior, pueden aventurarse algunas conclusiones importantes. Con respecto a los distintos estimadores utilizados, parece claro que el

[29] Perry (1982).

[30] Scholes y Williams (1977) estudian los problemas econométricos que ello plantea en el denominado "modelo de mercado".

[31] En Estados Unidos, esta cantidad es l/8 de dólar. En España, su importe es de 10, 5 ó 1 pesetas según que la unidad de lote aplicable sea, respectivamente, de 25, 50 ó 100 títulos.

[32] Véase, en este mismo sentido, Cho y Frees (1990) y Harris (1990).

[33] Una introducción a tipos más generales de movimientos de los precios, con su correspondiente efecto sobre la valoración de opciones, aparece en Cox y Rubinstein (1985, Cap.7).

estimador clásico, basado exclusivamente en los precios de cierre, peca de un cierto sesgo positivo. No obstante, tiene dos ventajas claras –frente a otros estimadores– quizá la segunda consecuencia de la primera: su simplicidad y su profundo arraigo en la práctica cotidiana.

El estimador de Parkinson, basado en los precios máximo y mínimo, parece contener información relevante con respecto a la variabilidad de los precios; además, puede probarse que es más eficiente relativamente que el estimador convencional. Un problema importante con el estimador del valor extremo surge de las discontinuidades en la contratación, las cuales provocan que el máximo (mínimo) registrado sea –casi con certeza– menor (mayor) que el verdadero; de aquí se deriva un claro sesgo a la baja. Por otro lado, hay evidencia de que su eficiencia relativa varía de unos títulos a otros y a lo largo del tiempo. No debiera extrañar, por tanto, que su utilización sea muy restringida, comparativamente con la del estimador clásico.

Finalmente, el estimador propuesto por Kunitomo representa una generalización del anterior. Su uso adecuado requiere una enorme base informativa, a diferencia de los otros dos estimadores. Como recompensa, proporciona la mayor eficiencia relativa en la estimación de la volatilidad. Aunque no hay, de momento, evidencia al respecto, no puede descartarse que tal eficiencia varíe entre acciones y entre distintos momentos.

Atendiendo a los resultados aquí obtenidos, las estimaciones de $\sigma(\mathbf{P})$ son menores que las de $\sigma(\mathbf{c})$ y las de $\sigma(\mathbf{K})$, y ello para todos los bancos; parece confirmarse, por tanto, el ya esperado sesgo a la baja del estimador del valor extremo. Por su parte, los valores de $\sigma(\mathbf{c})$ han resultado ser mayores que los de $\sigma(\mathbf{K})$ en los títulos más negociados; ello puede ser interpretado como una evidencia del sesgo al alza del primero, señalado anteriormente[34]. En cambio, los valores de $\sigma(\mathbf{c})$ han resultado ser menores que los de $\sigma(\mathbf{K})$ en los títulos menos negociados; las acciones menos transaccionadas pueden constituir, en consecuencia, un buen campo de aplicación de este tercer método de estimación. Así, pues, parece que el estimador convencional sobrestima en los títulos más intercambiados y subestima en aquéllos negociados con menos frecuencia; no es sorprendente, entonces, que sea el más utilizado, dado su "buen" comportamiento "como media". Todo lo anterior ha tenido su fiel reflejo en las primas de garantía de los depósitos, calculadas en cada caso.

Por lo que a los *rankings* por riesgo bancario se refiere, se observa que ordenar los bancos según su prima basada en $\sigma(\mathbf{c})$ lleva a una clasificación idéntica que según su prima basada en el extremo superior de $\sigma(\mathbf{P})$; si las estimaciones de $\sigma(\mathbf{P})$ están generalmente sesgadas a la baja, parece normal que dicho sesgo sea menor cuando se utiliza el extremo superior de tales estimaciones. Si se comparan simultáneamente los *rankings* basados en los tres métodos, referidos al mismo período de tiempo, se observa una única discrepancia entre ellos, la cual se produce en la zona central de los mismos.

En definitiva, los bancos con mayor peso de la cartera industrial en su balance aparecen en las primeras posiciones del *ranking*. El orden en que aparecen –Banesto, Central-Hispano y BBV– tiene que ver, lógicamente, con aspectos específicos de cada entidad como, por ejemplo, sus beneficios, recursos propios, concentración de riesgos, índice de morosidad, nivel de las provisiones y dotaciones para insolvencias, etc. Los bancos más específicamente financieros aparecen por detrás de los tres mencionados. En particular, las posiciones cuarta y quinta son para Santander y Bankinter; las dos últimas posiciones son, en todos los casos, para Popular y Exterior, por este orden[35].

Antes de concluir, cabe señalar que este capitulo se ha centrado en problemas de medición de la volatilidad. Sucede que la volatilidad también parece tener propiedades de serie temporal –la volatilidad de hoy está correlacionada con la de ayer–. Un paso adicional consistiría, entonces, en incluir estas propiedades de series temporales en la estimación de la volatilidad, procediendo a su modelización[36]. En la práctica, se necesitan métodos complejos de estimación de estos modelos.

---

[34] Téngase presente el diferente volumen de datos utilizado por cada estimador, referido al mismo intervalo de tiempo.

[35] En el caso del Exterior, no debe olvidarse el papel que pueda estar desempeñando la estimación de su volatilidad.

[36] Peiró (1992) ofrece una introducción relativamente sencilla a dos de los modelos más fructíferos en este área, concretamente, los asociados a los nombres de R.F. Engle y G.W. Schwert.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Ball, C.A. y W.N. Torous (1984): "The Maximum Likelihood Estimation of Security Price Volatility: Theory, Evidence and Application to Option Pricing". Journal of Business, Vol.57,No.1.

Baltensperger E. y J. Dermine (1987): "Banking Deregulation in Europe". Economic Policy, 4: 63-110.

Beckers, S. (1983): "Variances of Security Price Returns Based on High, Low and Closing Prices". Journal of Business, Vol. 56, No. 1.

Black, F. y M. Scholes (1973): "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". Journal of Political Economy, 81 (May/June).

Bookstaber, R.M. (1991): Option Pricing and Investment Strategies. 3rd Edition. Probus Publishing Co. Chicago.

Bourke, P. (1989): "Some International Aspects of Bank Stability, Deposit Insurance and Regulation", in International Banking and Finance, S.J.Khoury & A. Ghosh. Ed. McGraw-Hill.

Boyle, P.P. y A.L. Ananthanarayanan (1977): "The Impact of Variance Estimation in Option Valuation Models". Journal of Financial Economics 5, 375-387.

Chamorro, J.M. (1993): "Valoración de la Garantía de los Depósitos Bancarios y Ranking por Riesgo: Una Aplicación al Caso Español". Revista Española de Economía, Vol. 10, No. 1.

Cho, D.C. y E.W. Frees (1990): "Estimating the Volatility of Discrete Stock Prices". En Research in Finance, Vol. 8, 23-57. JAI Press, Inc.

Consejo Superior Bancario (CSB): Balances y Estadísticas de la Banca en España. Cuentas de Pérdidas y Ganancias. Varios números.

Cox, J. y M. Rubinstein (1985): Options Markets. Englewood Cliffs, N.J., Prentice Hall.

Diamond, D. y P. Dybvig (1983): "Bank Runs, Deposit Insurance Liquidity". Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 3.

Feller, W. (1951): "The Asymptotic Distribution of the Range of Sums of Independent Random Variables". Annals of Mathematical Statistics 22, 427-432.

Flannery, M.J. (1991): "Pricing Deposit Insurance when the Insurer Measures Bank Risk with Error". Journal of Banking and Finance, Vol. 15, No. 4/5, September.

French, K.R. y R. Roll (1986): "Stock Return Variances: The Arrival of Information and Reaction of Traders". Journal of Financial Economics 17, 5-26.

Galai, D. (1977): "Characterization of Options". Journal of Banking and Finance 1, 373-385.

Garman, M.B. y M.J. Klass (1980): "On the Estimation of Security Price Volatilities fron Historical Data". Journal of Business, Vol. 53, No. 1.

Geske, R. (1977): "The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options". Journal of Financial and Quantitative Analysis (November), 541-552.

Giammarino, R., Schwartz, E. y J. Zechner (1989): "Market Valuation of Bank Assets and Deposit Insurance in Canada". Canadian Journal of Economics, Vol. 22, No. 1 (February), 109-127.

Goodhart, C.A. (1985): "The Implications of Shifting Frontiers in Financial Markets for Monetary Control". En Shifting Frontiers in Financial Markets, Ed. M. Nijhoff.

Gottlieb, G. y A. Kalay (1985): "Implications of the Discreteness of Observed Stock Prices". Jornal of Finance Vol. XL, 135-153.

Harris, L. (1990): "Estimation of Stock Price Variances and Serial Covariances from Discrete Observations". Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 25, No. 3.

Jaffee, D.M. (1989): "Symposium on Federal Deposit Insurance for S&L Institutions". Journal of Economic Perspectives, Vol. 3, No. 4 (Fall), 3-9.

Kane, E.J. (1986): "Appearance and Reality in Deposit Insurance: The Case for Reform". Journal of Banking and Finance, Vol.10, No. 2 (June), 175-188.

Kendall, S.B. y M.E. Levonian (1991): "A simple Aproach to Better Deposit Insurance Pricing ". Journal of Banking and Finance, Vol. 15, No. 4/5.

Kuester King K. y J.M. O'Brien (1991): "Market-Based, Risk Ajusted Examinations Schedules for Depository Institutions". Journal of Banking and Finance, Vol. 15, No. 4/5.

Kunitomo, N. (1992): "Improving the Parkinson Method of Estimating Security Price Volatilities". Journal of Business, Vol. 65, No. 2.

Markus, A.J. y I. Shaked (1984): "The Valuation of FDIC Deposit Insurance Using Option Pricing Estimates". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 16, No. 4 (November), 446-460.

McCulloch, J.H. (1981): "Interest Rate Risk and Capital Adequacy for Traditional Banks and Financial Intermediaries". En Risk and Capital Adequacy in Commercial Banks. The University of Chicago Press.

McCulloch, J.H. (1985): "Interest-Risk Sensitive Deposit Insurance Premia". Journal of Banking and Finance 9, 137-156.

McCulloch, J.H. y Y.M. Teh (1990): "Bank Runs, Deposit Contracts and Government Deposit Insurance". Working Papers in Economics 90-10, Department of Economics, Ohio University.

Merton, R.C. (1977): "An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees". Journal of Banking and Finance 1 (June), 3-11.

Merton, R.C. y Z. Bodie (1992, a): " A Framework for the Economic Analysis of Deposit Insurance and Other Guarantees ". Working Paper 92-063, Harvard Business School, Enero.

Merton, R.C. y Z. Bodie (1992, b): "Deposit Insurance Reform: A Functional Approach". Working Paper 92-086, Harvard Business School, Mayo.

Miles, J.A. y T. Kim (1988): "On the Valuation of FDIC Deposit Insurance: An Empirical Study". Quart. J. Bus. Econ. (Otoño).

Oldfield, G.S., Rogalski, R.J. y R.A. Jarrow (1977): "An Autoregressive Jump Process for Common Stock Returns". Journal of Financial Economics 5, 389-418.

Parkinson, M. (1980): "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return". Journal of Business, Vol. 53, No. 1.

Peiró, A. (1992): "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español". Working Paper 92-12. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Pennacchi G.G. (1987): "A Reexamination of the Over– (or Under) Pricing of Deposit Insurance". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 19, No. 3 (Agosto), 340-360.

Perry, P.R. (1982): "The Time-Variance Relationship of Security Returns: Implications for the Return Generating Stochastic Process". Journal of Finance, Vol. XXXVII, No. 6.

Pyle, D.H. (1984): "Deregulation and Deposit Insurance Reform". Federal Reserve Bank of San Francisco working paper, (Spring), 5-15.

Ronn, E.I. y A.K. Verma (1986): "Pricing Risk-Adjusted Deposit Insurance: An Option-Based Model". Journal of Finance, Vol. XLI, No. 4 (September), 871-895.

Ronn, E.I. y A.K. Verma (1989): "Risk-Based Capital Adequacy Standards for a Sample of 43 Major Banks". Journal of Banking and Finance 13, 21-29.

Ruiz, F. (1986): "Aplicaciones de la Teoría de Valoración de Opciones a las Finanzas de Empresa". Cuadernos Económicos de ICE No. 32 (1986), 7-32.

Sato, R., Ramachandran, R.V. y B. Kang (1990): "Risk Adjusted Deposit Insurance for Japanese Banks". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 3314.

Scholes, M. y J. Williams (1977): "Estimating Betas from Nonsynchronous Data". Journal of Financial Economics 5, 309-327.

Smith, C.W.Jr (1976): "Aplicaciones del Análisis de Valoración de Opciones". Cuadernos Económicos de ICE No. 32 (1986), 109-152.

Stulz, R.M. (1982): "Options on the Minimum or the Maximum of Two Risky Assets. Analysis and Applications". Journal of Financial Economics 10, 161-185.

Schwert, G.W. (1989): "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". Journal of Finance, Vol. XLIV, No. 5, 1115-1153.

Thomson, J.B. (1987): "The Use of Market Information in Pricing Deposit Insurance". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 19, No. 4 (November), 528-537.

White, L.J. (1989): "The Reform of Federal Deposit Insurance". Journal of Economic Perspectives, Vol. 3, No. 4 (Fall).

La Fundación Banco Bilbao Vizcaya se constituyó en Octubre de 1988. Inició su actividad en Abril de 1990, fecha en que estableció su primer Programa de Actividades. Su capital fundacional es de 14.000 millones de pesetas.

La Fundación BBV dispone de un catálogo de 35 publicaciones y está trabajando en otros 15 libros y cuadernos de trabajo.

FUNDACION BBV

Gran Via, 12 - 48001 BILBAO
Alcalá, 16 - 28014 MADRID