

LA AVERSIÓN AL RIESGO EN EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE

Carlos L. Aparicio Roqueiro (*)

(*) Carlos L. Aparicio Roqueiro pertenece a la Comisión Nacional del Mercado de Valores. Este artículo es responsabilidad del autor y no representa necesariamente la opinión de la CNMV. El autor agradece los comentarios recibidos de los asistentes al Seminario de la CNMV en que se expuso una versión más amplia de este artículo.

La aversión al riesgo de los inversores incide directamente en los mercados financieros, y los distintos niveles en la misma entre individuos explican la existencia de ciertos valores y contratos que permiten transmitir dicho riesgo para lograr su distribución óptima. Aunque el análisis habitual sobre la misma se centra en la estimación de parámetros de la función de utilidad, en este documento se analiza únicamente su evolución temporal a través de dos indicadores calculados a partir de sus efectos en el mercado de derivados sobre el índice Ibex-35. Estos indicadores se construyen con la metodología descrita por Breeden y Litzenberger para el cómputo del precio de los activos contingentes de Arrow, calculando una función de probabilidad ponderada por preferencias del índice bursátil y comparándola con la función de probabilidad obtenida de un modelo estadístico.

La evolución de los indicadores calculados se relaciona no solo con variables financieras, sino también con otras variables que indican la situación económica del inversor representativo, como se muestra en este documento. A pesar de que la aversión al riesgo afecta a la rentabilidad de los activos, los indicadores construidos no contienen información sobre la evolución futura del Ibex-35.

1 Introducción

La diferente actitud de un individuo ante la incertidumbre sobre los pagos que recibirán en el futuro hace que este se pueda clasificar como averso, neutral o amante del riesgo. Esta actitud no es estática, sino que puede variar en el tiempo, y conocer sus cambios es útil para explicar y predecir la evolución del mercado y la fortaleza del mismo. Según la teoría económica, una mayor aversión al riesgo provoca que el precio que se paga por valores con una mayor incertidumbre en los pagos sea inferior a aquellos con similar esperanza de pagos pero menor volatilidad, por lo que se debería esperar que aumentara la rentabilidad a medio y largo plazo de los primeros. Pero, si la aversión al riesgo presenta persistencia, también se debe esperar que la rentabilidad a corto plazo de los activos se mantenga baja tras una subida de la aversión. Intuitivamente, se puede afirmar que, cuando se producen períodos prolongados con inversores muy confiados en la evolución del mercado de valores, es más probable que se presenten ajustes bruscos en caso de que sus expectativas se defrauden.

En este artículo se va a calcular una medida de la aversión basada en la información contenida en el mercado de opciones [véase Breeden y Litzenberger (1978)], con una metodología similar a la usada por el Banco de Pagos Internacionales (BIS) para los índices de renta variable de Estados Unidos, Alemania y Reino Unido. Esto permite la comparación entre la valoración del riesgo por parte de los inversores que operan en España y la de estos otros países.

La aversión al riesgo no depende únicamente de la evolución del mercado financiero, ya que esta no es solo más que una parte de la riqueza y renta de los inversores. Por ello, para analizar de manera completa esta aversión al riesgo será necesario tratar de analizar otros factores explicativos tales como ciertas variables macroeconómicas, la evolución de otros mercados financieros —tanto nacionales como internacionales— y los mercados de divisas.

Disponer de una medición de la aversión al riesgo de los inversores en renta variable española permite conocer mejor una de las razones para las variaciones en precios de las acciones, y, dado que este nivel de aversión es explicable por otros factores, sería posible obtener previsiones de su evolución futura.

Este documento se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2 se explica el fundamento teórico de su cálculo a través de las probabilidades ponderadas por preferencias. En el apartado 3 se explican los métodos de cálculo aplicados, basados en comparar la probabilidad estadística obtenida a través de un GARCH asimétrico con las probabilidades ponderadas por preferencias obtenidas de la información en el mercado de opciones, y se analiza su evolución individual y comparada con los indicadores construidos por el BIS. En el apartado 4 se estudia la relación de los indicadores de aversión al riesgo con otras variables económicas y se estudia su capacidad predictiva sobre la evolución futura del Ibex-35. Por último, en el apartado 5 se exponen las conclusiones.

2 Fundamento teórico del cálculo del indicador de aversión al riesgo

Para obtener una medida de la aversión al riesgo de los inversores en el mercado de renta variable se va a usar la información contenida en el mercado de opciones sobre el índice Ibex-35. Dicha información permite calcular el precio de los activos elementales de Arrow y, con ello, la función de distribución del índice Ibex-35, ponderada por las preferencias del inversor representativo, para finalmente estimar el indicador de aversión al riesgo.

El procedimiento se basa en utilizar dos tipos de probabilidad: una probabilidad obtenida a través de un modelo estadístico y otra probabilidad que incorpore las valoraciones personales de un flujo de renta para cada situación [véase Aparicio (2005)]. La comparación de ambas permite conocer la prima que se está pagando en el mercado para evitar situaciones indeseadas para los inversores. Para obtener el segundo tipo de probabilidad se utilizan datos, provenientes del mercado de opciones, relativos a estrategias de inversión que permiten el aseguramiento de un pago en determinadas situaciones.

A la hora de aplicar empíricamente el modelo anterior surgen limitaciones y problemas. El principal de ellos es que no existen opciones cuyo activo subyacente sea la renta de una economía en un período. En este trabajo se va a limitar el análisis a las opciones de compra sobre el índice de renta variable Ibex-35. Aunque este enfoque es claramente limitador, cabe esperar que capte la evolución de la aversión al riesgo de los inversores españoles, debido a que la inversión en renta variable está muy difundida entre ellos. En el cuarto apartado se analizará si variables macroeconómicas son capaces de afectar al indicador construido y, con ello, si este refleja la situación económica general.

Además de la anterior limitación en este enfoque, existe un problema que, aun sin ser tan importante, hace costoso el análisis en términos de tiempo. Mientras un índice bursátil tiene una distribución continua, solo se negocian opciones en mercados organizados para un número discreto y limitado de precios de ejercicio. Por ello, a la hora de realizar la estimación habrá que interpolar y extrapolar a partir de los datos disponibles, para así construir una función de valoración de las opciones de compra sobre el Ibex-35 para un continuo de precios de ejercicio.

3 Cálculo del indicador y comparación con otros indicadores de aversión al riesgo

3.1 MUESTRA DE DATOS

Los datos utilizados para analizar el subyacente son el índice Ibex-35 y el índice Ibex-35 con dividendos¹, que son obtenidos de la página web de Sociedad de Bolsas. Los datos relativos a las opciones sobre los futuros de estos índices se obtienen de la página web de MEFF. Los datos sobre rentabilidad de los depósitos a corto plazo se obtienen del suministrador de información financiera Reuters.

1. En este índice, al revés que en el Ibex-35 más común, se tienen en cuenta los dividendos repartidos por las empresas para su cálculo. Esto permite conocer la tasa de dividendos distribuidos para la función de valoración de Black y Scholes. Este índice es difundido por la Sociedad de Bolsas en su página web.

Las opciones negociadas en MEFF son europeas y vencen el tercer viernes de cada mes. Siempre están disponibles las opciones que vencen en los tres meses siguientes a cada fecha, además de en los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre. La muestra escogida se compone de acciones negociadas entre marzo de 1999 y junio de 2006. Se elige una única fecha de análisis en cada mes, la correspondiente al día en que faltan 20 sesiones hábiles para el siguiente vencimiento.

No todas las opciones son utilizadas para los cálculos. Así, de la muestra se eliminan:

- Las que no pueden ser valoradas por la fórmula de Black y Scholes, al no ser posible calcular una volatilidad implícita positiva para ellas.
- Eliminación de todas las opciones cuyo precio de liquidación sea cero.
- Una parte de las opciones cotizadas en MEFF no presenta ninguna negociación diaria, aunque el mercado suministre para ellas un precio de liquidación. Eliminar todas ellas supone reducir excesivamente la muestra, por lo que es necesario llegar a un compromiso, utilizando solo los contratos para los que existan otras opciones negociadas con precio de ejercicio inferior y superior.

3.2 FUNCIÓN DE PROBABILIDAD ESTADÍSTICA

La función de distribución estadística de la rentabilidad de los índices bursátiles presenta unas características diferentes a las de otras series cuya evolución puede ser analizada a través de una función de distribución normal. Entre esas discrepancias destacan:

- Persistencia de la volatilidad. Su volatilidad suele presentarse agrupada; o, lo que es lo mismo, tras un período de alta (baja) volatilidad, su volatilidad esperada en los siguientes períodos es superior (inferior) a su probabilidad incondicionada [Mandelbrot (1963)].
- Leptocurtosis: La rentabilidad presenta colas más gruesas que las de una función de distribución normal [Mandelbrot (1963) y Fama (1965)].
- Efecto apalancamiento: Existe una correlación negativa entre la rentabilidad de las acciones y las variaciones en su volatilidad, por lo que la volatilidad aumenta tras rentabilidades negativas [Black (1976)].

En anteriores documentos se contrastó la existencia de estas propiedades estadísticas. Para obtener una función de probabilidad estadística adecuada será necesario tener en cuenta estas circunstancias y se utilizará un GARCH asimétrico. Además, y dado que los errores obtenidos a partir del mismo no tienen que ser normales, se utilizará una simulación para calcular las probabilidades de que el Ibex-35 alcance un valor dentro de determinados intervalos en la fecha de vencimiento.

3.3 FUNCIÓN DE PROBABILIDAD PONDERADA POR PREFERENCIAS

Como se mencionó anteriormente, para estimar la probabilidad ponderada por preferencias es necesario conocer la segunda derivada del precio de la opción respecto al precio de ejercicio. El principal problema práctico es que solo se dispone de un número limitado de opciones de compra relativamente líquidas para una determinada fecha de ejercicio. Por ello, es necesario hacer supuestos sobre el comportamiento del precio de la opción para precios de ejercicio intermedios, esto es, realizar una interpolación. Además, en algunos casos tampoco se disponen de opciones con precios de ejercicio que alcancen a todos los puntos de interés, por lo que habrá que extrapolar los mismos a partir de los datos conocidos.

Existen varios métodos para realizar estas extrapolaciones e interpolaciones a partir de los datos disponibles [véase Bliss y Panigirtzoglou (2002)]. De forma resumida, se pueden describir como: i) especificación del proceso estocástico que rige la evolución del activo subyacente [Malz (1996)]; ii) árboles binomiales implícitos en los mercados de opciones [Jackwerth y Rubinstein (1996)]; iii) las diferencias finitas [Breedon y Litzenberger (1978)]; iv) una función de aproximación a la distribución del subyacente, que minimice el error de valoración de las opciones sin preocuparse de las características últimas de la distribución original del subyacente, y v) la interpolación y extrapolación de la curva de las volatilidades implícitas calculadas con el modelo de Black y Scholes para valoración de opciones europeas.

De estos distintos procedimientos, en este documento se van a elegir los dos últimos, ponderando tanto su facilidad de cálculo como la calidad de los resultados que se obtienen. La elección de dos de estos métodos permite comparar los resultados obtenidos por ambos y detectar posibles errores que se produjeran individualmente.

Estos procedimientos no plantean excesivas dudas a la hora de aplicar la interpolación de los datos. Sin embargo, cuando se utilizan para extrapolar pueden surgir problemas, al extender excesivamente las conclusiones obtenidas a partir de las opciones con precio de ejercicio próximo al valor del subyacente, que suelen ser las más líquidas, a otras opciones más alejadas y de las que se dispone de datos de peor calidad.

3.4 FUNCIÓN DE APROXIMACIÓN A LA DISTRIBUCIÓN

Al igual que en una gran parte de trabajos similares, se va a utilizar como función de aproximación una mixtura o combinación de funciones *log* normales. Esta función permite la mezcla de dos funciones *log* normales con distinta esperanza y varianza a través de una variable que sigue una distribución de Bernoulli, que determina al principio del período cuál de las dos distribuciones seguirá el subyacente hasta el vencimiento de la opción. Esta forma de estimación permite flexibilizar el análisis del rendimiento esperado para el subyacente y replicar más adecuadamente sus cuatro primeros momentos estadísticos [véase Aparicio (2005)].

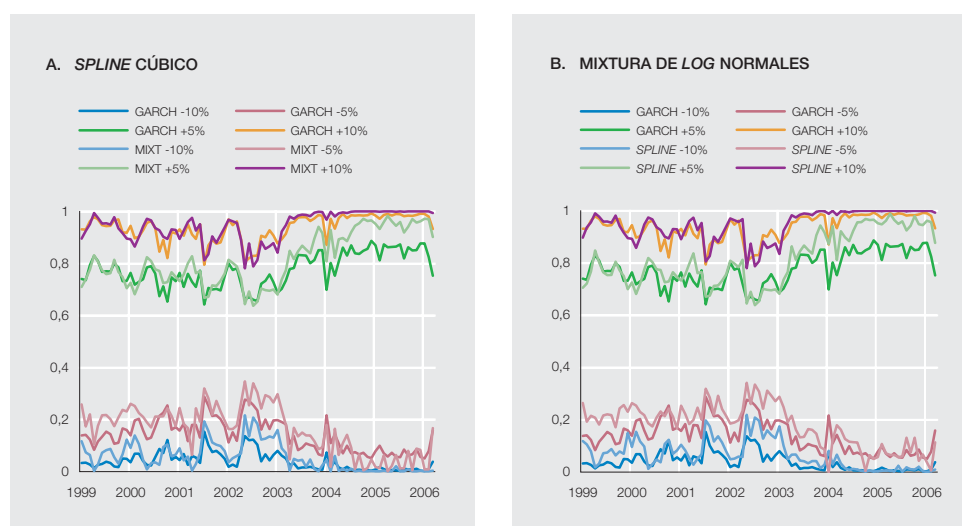
La función de valoración de las opciones sobre compra será derivada del modelo de Black y Scholes adaptado a la nueva función de distribución supuesta para el subyacente. Además, se mantendrá la condición de ausencia de posibilidades de arbitraje.

Para determinar los parámetros a partir de los datos de las opciones del mercado se utilizará la minimización de una función de pérdida cuadrática respecto a los precios de liquidación publicados y los precios estimados. Dado que las opciones más líquidas y, por lo tanto, que contienen mejor información en el mercado son las que tienen un precio de ejercicio más cercano al valor del subyacente, se les dará más peso a la hora de estimar estos parámetros [véase Aparicio (2005)].

Una vez determinados los parámetros que rigen la mixtura de *log* normales, el cálculo de la primera y de la segunda derivadas del precio de la opción respecto al precio de ejercicio de la misma es posible para un continuo de precios de ejercicio.

3.5 INTERPOLACIÓN Y EXTRAPOLACIÓN DE LA CURVA DE VOLATILIDADES

En el modelo básico de Black y Scholes se supone una volatilidad igual del subyacente para cualquier precio de ejercicio de la opción. Sin embargo, a la hora de aplicar este modelo a la práctica se observa que las volatilidades implícitas calculadas difieren según varía el precio de ejercicio, habitualmente formando una sonrisa, por lo que es conocida como *smile* de volatilidad. En estudios anteriores [véase Shimko (1993)] se realizó la interpolación de la volatilidad a través de polinomios cuya variable dependiente era el precio de ejercicio, lo que permite conseguir una estimación continua de la volatilidad y, utilizando la función de Black y Scholes, una



función de valoración de las opciones continua. Ello permite calcular la primera y la segunda derivadas de los precios de la opción respecto al precio de ejercicio.

Este documento sigue trabajos anteriores [véase Glatzer y Scheicher (2003)], en los que la volatilidad esperada se calcula en función de la delta de la opción o variación del precio respecto al precio del subyacente. La función utilizada es un *spline* cúbico² que tiene una característica muy adecuada para el cálculo de sus derivadas, ya que es continua y dos veces diferenciable, mientras que a la vez permite una gran flexibilidad para el ajuste a los precios observados en el mercado.

El cálculo de este *spline* cúbico se realiza minimizando una función que depende positivamente del error de predicción obtenido y del no alisamiento de la función calculada. Tomar en consideración esta segunda característica de la función es necesario para obtener una curva de volatilidad con las características adecuadas para el cálculo de las derivadas.

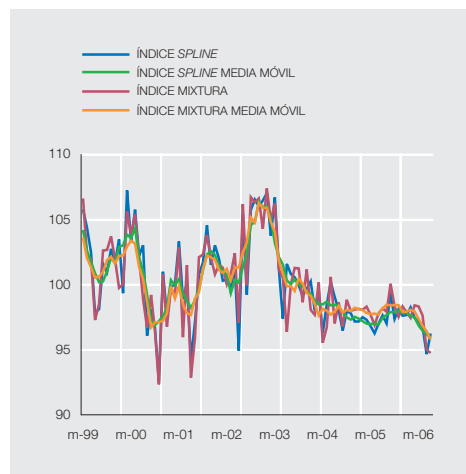
En el gráfico 1 se pueden observar las probabilidades acumuladas para diversas variaciones en el precio del subyacente. En el primero de ellos (A) se muestran las probabilidades calculadas mediante el *spline* cúbico, y en el segundo (B), mediante la mixtura de dos *log* normales. En los dos casos se comparan con las obtenidas a través del GARCH asimétrico.

3.6 INDICADOR DE AVERSIÓN AL RIESGO

A partir de los cálculos anteriores, es posible estimar la función de densidad acumulada de la distribución estadística y de la distribución ponderada por preferencias, esta última por los dos procedimientos detallados anteriormente. Comparando ambos, es posible conocer el grado de aversión al riesgo del inversor representativo en determinado momento.

En algunos trabajos, el enfoque del análisis es semiparamétrico [véase Bliss y Panigirtzoglou (2003)], donde se busca calcular un parámetro de la función de utilidad que altera el valor de las probabilidades ponderadas por preferencias, de forma que maximice su poder predictivo. En este trabajo, sin embargo, se va a usar un enfoque más sencillo, donde se pretende úni-

2. Esta función está compuesta por una serie de polinomios cúbicos que interpolan el valor de la volatilidad para los tramos intermedios entre las volatilidades conocidas. Sin embargo, estos polinomios están restringidos, ya que la función resultante debe ser continua y dos veces diferenciable. También se realizan restricciones adicionales sobre sus valores en los puntos extremos de la muestra.



Índices = $1 + \text{probabilidad ponderada por preferencias de un descenso del subyacente en un } 10\% - \text{probabilidad estadística de ese mismo descenso}$.
 En el gráfico aparece dicho índice dividido por su media para toda la muestra.

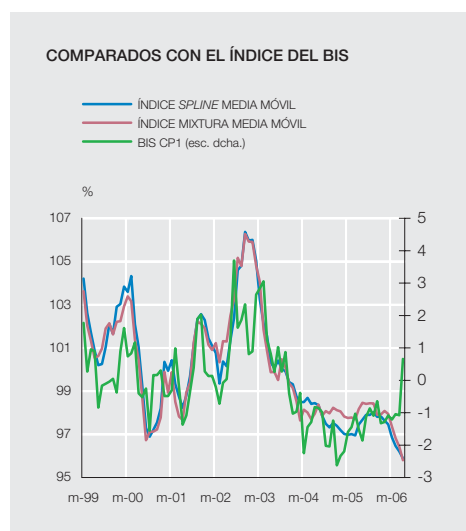
camente conocer su evolución relativa y no el valor de un parámetro de la función de utilidad.

El indicador construido será similar al usado en anteriores trabajos [véase Scheicher (2003)] que utilizan las diferencias entre la probabilidad ponderada por preferencias de un descenso en el precio del subyacente superior al 10% y la probabilidad estadística correspondiente. Un aumento de esta diferencia mostrará que los inversores están valorando de forma creciente los activos que les dan pagos en las peores situaciones y, por tanto, que la aversión al riesgo está creciendo.

En el gráfico 2 se observa la evolución de los indicadores calculados según el método descrito, acompañados por su media móvil centrada. Cabe destacar que, en general, ambos métodos de cálculo dan resultados congruentes entre sí, con un coeficiente de correlación del 72,4%. Ambos indicadores muestran un primer ciclo, hasta septiembre de 2000, con descensos fuertes de la aversión al riesgo; a partir de ese, la aversión al riesgo por parte de los agentes comienza a aumentar, con un crecimiento sensible tras los ataques a las Torres Gemelas en septiembre de 2001, hasta llegar a un máximo muestral a principios de 2003, en que comienza a descender de nuevo. Desde ese momento, la aversión al riesgo no ha dejado de descender, a pesar de los ataques terroristas en Madrid y Londres, que no han supuesto alteraciones en el indicador.

El BIS elabora para su informe trimestral indicadores de aversión al riesgo para los índices de renta variable Standard & Poor's 500 americano, DAX 30 alemán y FTSE 100 británico. A su vez, dispone de un indicador combinado de los anteriores, basado en el primer componente principal de ellos. En el gráfico 3 se puede comparar este último indicador con los indicadores calculados para España. Como se observa, la evolución en ellos ha sido similar, lo que no sorprende, debido a: i) su similar metodología, y ii) la amplia dependencia y relación entre todas estas economías occidentales, especialmente en sus mercados financieros. Sin embargo, analizando detenidamente las series podemos observar cierta asincronía entre los indicadores calculados, que se debe, en parte, a que las fechas de cálculo no son las mismas.

En el cuadro 1 se ofrece la matriz de coeficientes de correlación de los indicadores de aversión al riesgo para el período de análisis de este documento. Como se observa, la correlación de



MATRIZ DE COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE INDICADORES DE AVERSIÓN AL RIESGO (a)

CUADRO 1

(%)	I S&P 500	I DAX 30	I FTSE 100	CP 1	IBEX-35 MIXTURA	IBEX-35 SPLINE
I S&P 500	100,0	91,5	63,8	52,1	54,8	64,0
I DAX 30		100,0	61,6	53,6	52,0	58,9
I FTSE 100			100,0	87,5	87,7	90,2
CP 1				100,0	63,2	67,2
Ibex-35 Mixtura					100,0	72,4
Ibex-35 Spline						100

FUENTES: BIS y elaboración propia.

a. Donde: I S&P 500 es el indicador de aversión al riesgo calculado por el BIS para el Standard & Poor's 500, I DAX 30 para el DAX 30 alemán e I FTSE 100 para el FTSE 100 británico. CP 1 es el primer componente principal de los anteriores tres indicadores calculados por dicho organismo.

los indicadores construidos para el Ibex-35 con los construidos por el BIS es siempre inferior a la correlación entre los indicadores construidos por este organismo internacional. Sin embargo, supera en todos los casos el 50%, y no es muy inferior a las obtenidas entre estos últimos indicadores, lo que, teniendo en cuenta que son distintos mercados y que las fechas de análisis son distintas, indica un relativo buen ajuste.

4 Determinantes de la aversión al riesgo y capacidad predictiva del indicador

4.1 DETERMINANTES DE LA AVERSIÓN AL RIESGO

Conocida la evolución de la aversión al riesgo del inversor representativo en el mercado español de acciones, es interesante explicar su evolución en función de una serie de variables que podrían tener a priori incidencia en el mismo. El conocimiento de estas relaciones permite analizar los efectos indirectos de las variables macroeconómicas en los mercados de valores, y también mejorar la comprensión del indicador de aversión al riesgo calculado.

En el cuadro 2 aparece una serie de variables que podrían tener influencia en la tolerancia al riesgo por parte de los inversores. La mayor parte de las mismas está inspirada en un trabajo realizado para analizar la aversión al riesgo calculada a partir de las opciones sobre el DAX 30 alemán [véase Scheicher (2003)]. Las variables están acompañadas por el signo

	FUENTE	SIGNO ESPERADO
Variables macroeconómicas		
Confianza del consumidor en España	Comisión Europea	-
Confianza industrial en España	Comisión Europea	-
Índice de producción industrial	Ministerio de Industria	-
Tasa de paro	Datastream	+
Variables financieras		
Tipo de cambio del euro frente al dólar	BCE	+/-
EURIBOR a un mes	Reuters	-
Rentabilidad de la deuda española a diez años	Reuters	-
Dow Jones Industrial Average	Reuters	-
Ibex-35	Reuters	-
Price Earnings Ratio Ibex-35	IBES-Datastream	-
Volatilidad de variables financieras		
Volatilidad GARCH (a). Dow Jones Industrial Av.	Elaboración propia	+
Volatilidad GARCH (a). Ibex-35	Elaboración propia	+
Volatilidad GARCH (a). Tipo de cambio	Elaboración propia	+

a. Volatilidad estimada a través del programa EViews 5.0

que expresa la influencia que se espera tengan sobre la aversión al riesgo de los inversores.

Una peor situación económica supone un aumento de la aversión al riesgo, ya que los inversores tratan de evitar situaciones en que su riqueza sea relativamente baja, y además tendrían un mayor incentivo a cubrirse de las aún peores posibles situaciones, por lo que es de esperar que pagaran una mayor prima de riesgo.

Para el análisis del índice alemán DAX 30 [Scheicher (2003)] se esperaba que el encarecimiento del euro frente al dólar supusiera un aumento de la aversión al riesgo, al repercutir negativamente sobre las empresas exportadoras alemanas. Sin embargo, para el caso de España esa relación no es tan clara, ya que existen muchas empresas que destinan sus productos únicamente a la zona del euro, y específicamente a España, mientras que una gran parte de ellas tiene inversiones en áreas económicas ligadas a la divisa estadounidense, en particular Latinoamérica, por lo que una apreciación del dólar supondría una revalorización indirecta de sus activos.

Un aumento (reducción) de los rendimientos de los depósitos y de la renta fija está correlacionado habitualmente con una mejora (deterioro) de las expectativas económicas, por lo que es lógico esperar que disminuya (aumente) la aversión al riesgo.

Las caídas en la riqueza en general (y en la riqueza financiera en particular) deberían suponer un aumento de la aversión al riesgo. Por ello, cabe esperar que descensos de los precios de la renta variable provoquen alzas en la aversión al riesgo.

Un indicador de la aversión al riesgo no debería estar directamente influido por la volatilidad de los mercados financieros, ya que un indicador como este busca separar el perjuicio que

	INDICADOR AVERSIÓN AL RIESGO MIXTURA. D1		INDICADOR AVERSIÓN AL RIESGO SPLINE. D1	
	COEFICIENTE	PROB.	COEFICIENTE	PROB.
Constante	0,016*	0,095	0,014*	0,081
Confianza del consumidor. D1	0,001	0,721	0,001	0,472
Confianza industrial. D1	-0,003**	0,041	-0,003**	0,041
Índice de producción industrial. D1	0,008***	0,004	0,008***	0,004
Tasa de paro. D1	1,767**	0,030	1,855**	0,021
EURIBOR a un mes. D1	-0,012	0,197	-0,012	0,195
Rentabilidad. Bono a diez años. D1	0,010	0,231	0,005	0,515
Tipo de cambio del dólar. DLOG1	-0,001	0,993	-0,008	0,910
Dow Jones Ind. Av. DLOG 1	-0,354***	0,000	-0,353***	0,000
Ratio PER Ibex-35. DLOG 1	0,005*	0,077	0,006**	0,014
Volatilidad del tipo de cambio	-0,157	0,161	-0,146	0,116
Volatilidad Dow Jones Ind. Av.	-0,009	0,536	0,000	1,000
MA (1)	-0,997***	0,000	-0,997***	0,000
R ² ajustado	53,60%		51,18%	
Normalidad de los residuos	2,98		2,25	

a. Donde:

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5% y * significativo al 10%.

D1: Diferencia mensual.

DLOG 1. Diferencia logarítmica mensual.

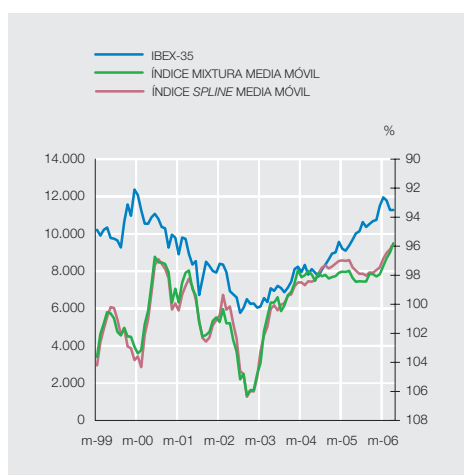
causa la variabilidad de los precios de los activos en dos partes, la derivada de la propia volatilidad y la variación del perjuicio que produce al inversor una volatilidad dada. Sin embargo, los indicadores pueden no estar totalmente aislados de la volatilidad, ya que aumentos en esta provocan aumentos en la probabilidad acumulada en las colas de la distribución, que es precisamente en las variables en que se basa el indicador. Para analizar los factores explicativos de los indicadores será necesario incluir variables de volatilidad, para así poder controlar sus efectos.

En el cuadro 3 se muestra la regresión de ambos indicadores respecto a las variables de interés. Debido a su estructura temporal, se ha seleccionado un modelo base IMA(1,1)³, al presentar ambos integración de primer grado. Tras la construcción de ese modelo básico se han añadido las variables que se esperaba que influyeran en la aversión al riesgo. Como se puede observar, de las variables macroeconómicas, la tasa de paro tiene una relación positiva con la aversión al riesgo, como era de esperar. También las variables relacionadas con la industria afectan a los indicadores construidos, pero, en el caso del índice de producción industrial, el signo es el contrario al esperado. Entre las variables financieras, las caídas en el índice bursátil Dow Jones Ind. provocan aumentos en la aversión al riesgo, al tener este índice una gran repercusión sobre las acciones españolas. No se han incluido datos sobre la evolución del Ibex-35, ya que presentaba una fuerte correlación con la del índice americano. La ratio PER también tiene una repercusión positiva, de modo que, al caer dicho cociente, se reduce la aversión al riesgo, lo contrario de lo esperado según la teoría. Entre las variables que representan la volatilidad ninguna presenta significatividad.

3. El modelo IMA(1,1) explica el 26,4% de la variabilidad del indicador construido a partir de la mixtura de *log* normales y un 24,8% del construido a través del *spline* cúbico.

IBEX-35 E INVERSA DE LA MEDIA MÓVIL DE LOS ÍNDICES DE AVERSIÓN AL RIESGO

GRÁFICO 4



CONTRASTE DE CASUALIDAD DE GRANGER (a)

CUADRO 4

VARIABLE INDEPENDIENTE	VARIABLE DEPENDIENTE	RETARDOS (b)	ESTADÍSTICO F	PROBABILIDAD DE LA NO EXISTENCIA DE RELACIÓN (%)
Mixtura. D1	IBEX-35. DLOG 1	2	1,043	35,71
Spline. D1	IBEX-35. DLOG 1	3	1,736	16,66
I S&P 500. D1	S&P 500. DLOG 1	1	0,348	55,66
I DAX 30. D1	DAX 30. DLOG 1	2	1,231	29,75
I FTSE 100. D1	FTSE 100. DLOG 1	1	0,721	39,84

a. Donde:

D1: Diferencia mensual.

DLOG 1. Diferencia logarítmica mensual.

b. Se ha elegido el número de retardos que minimicen la probabilidad de la no existencia de la relación.

4.2 CAPACIDAD PREDICTIVA DE LOS INDICADORES DE AVERSIÓN AL RIESGO

Los indicadores de aversión al riesgo contruidos presentan correlación contemporánea con la rentabilidad de las acciones⁴. Pero, además, según la teoría en que se fundamente la construcción de los indicadores, un incremento de la aversión al riesgo del inversor representativo produciría que el precio de los activos con riesgo disminuya, por lo que su rentabilidad esperada a medio y largo plazo para los siguientes períodos se debería incrementar. Por ello, se va a tratar de analizar si los indicadores contienen información útil para predecir la rentabilidad del Ibex-35.

En el gráfico 4 se muestran la evolución del índice Ibex-35 y la de los indicadores de aversión al riesgo contruidos, que se han invertido para facilitar la comparación. El gráfico sugiere que estas series mantienen relación en su evolución, a excepción del período próximo a la crisis de las empresas tecnológicas.

4. En el cuadro 3 se mostraba como variable explicativa de los indicadores de la aversión al riesgo únicamente la rentabilidad del Dow Jones, y no la del Ibex-35. No se introdujeron ambos índices bursátiles para evitar problemas de multicolinealidad; sin embargo, la relación entre los indicadores contruidos y el Ibex-35 es de la misma naturaleza que la descrita para el índice norteamericano.

Para comprobar de una manera más detallada la capacidad predictiva de los indicadores contruidos, se ha utilizado un contraste de causalidad de Granger. En el cuadro 4 se pueden observar los resultados de estos contrastes, tanto para el Ibex-35 como para los indicadores calculados para el BIS. Como se puede observar, en ninguno de los casos podemos rechazar la no existencia de capacidad explicativa.

5 Conclusiones: un indicador limitado de la aversión al riesgo

En este documento se ha obtenido una medición de la aversión al riesgo de los inversores en el mercado de renta variable española. Para ello se ha utilizado la información que contienen las opciones sobre el índice Ibex-35 negociadas en MEF. A partir de los precios de estas opciones se puede obtener una función continua y diferenciable de valoración de las mismas en función de su precio de ejercicio para un día de negociación concreto. Se ha calculado esta función a partir de dos procedimientos: uno basado en el cálculo de una función de mixtura de distribuciones *log* normales y otro a partir de una función *spline* de alisamiento. De las anteriores funciones se pueden obtener las probabilidades ponderadas por preferencias de los inversores, que contienen información sobre la aversión al riesgo de los mismos y, comparándolas con las probabilidades estadísticas calculadas a partir de un modelo GARCH asimétrico, un indicador de la evolución de dicha aversión. Debido a los dos procedimientos utilizados, se han obtenido dos indicadores de aversión al riesgo, que se comportan en términos generales de manera similar.

El indicador construido refleja la evolución de los mercados financieros españoles desde 1999 hasta 2006, captando situaciones como las producidas por los atentados sobre las Torres Gemelas y la recesión posterior. Sin embargo, este indicador no refleja subidas en la aversión al riesgo por hechos puntuales, como los atentados en Madrid del 11 de marzo de 2004 o los atentados en Londres de 2005.

Este indicador es comparable con los calculados por el BIS para los mercados de renta variable de Estados Unidos, Reino Unido y Alemania, presentando una notable correlación con los mismos, aunque inferior a la de estos últimos entre sí, debido a diferentes fechas de cálculo. Sin embargo, ninguno de estos indicadores tiene a priori capacidad predictiva sobre la evolución posterior del índice sobre el que ha sido basada, lo que limita la aplicación directa de los mismos para la previsión.

Estos indicadores muestran correlación no solo con variables relacionadas con el precio de las acciones, sino también con otras variables financieras y no financieras, como la tasa de paro en España. La existencia de estas relaciones permite explicar parte de la evolución de la aversión al riesgo y, en su caso, predecir cómo se comportará en el futuro.

Como conclusión general, se puede afirmar que se ha logrado la estimación de dos indicadores que aproximan la evolución de la actitud frente al riesgo de los inversores presentes en el mercado español de renta variable. Sin embargo, estos indicadores, así como los calculados para otros países con la misma metodología, presentan limitaciones a la hora de ser extendidos para el análisis del comportamiento futuro de la renta variable, por lo que sería deseable desarrollar posteriores estudios que refinen estas técnicas.

BIBLIOGRAFÍA

- APARICIO ROQUEIRO, C. (2005). *La aversión al riesgo en el mercado español de renta variable y sus determinantes*, monografía de la CNMV, n.º 9.
- ARROW, K. (1964). «The role of securities in the optimal allocation of risk bearing», *Review of Economic Studies*, 31, pp. 91-96.
- BLACK, F. (1976). *Studies of Stock Market Volatility Changes*, Proceeding of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, pp. 177-181.

- BLACK, F., y M. SCHOLES (1973). «The pricing of Options and Corporate Liabilities», *Journal of Political Economy*, 81 (3), pp. 637-654.
- BLISS, R., y N. PANIGIRTZOGLU (2002). «Testing the Stability of Implied Probability Density Functions», *Journal of Banking & Finance*, 26, pp. 381-422.
- (2003). «Option-Implied Risk Aversion Estimates», *Journal of Finance*, 59, n.º 1, pp. 407-446.
- BREEDEN, D., y R. LITZENBERGER (1978). «Prices of State-contingent Claims Implicit in Options Prices», *Journal of Business*, vol. 51, n.º 4, pp. 621-650.
- FAMA, E. (1965). «The Behaviour of Stock Market Prices», *Journal of Business*, 38, pp. 34-105.
- GLATZER, E., y M. SCHEICHER (2003). *Modelling the implied probability of stock market movements*, European Central Bank, working paper series, n.º 212.
- JACKWERTH, J., y M. RUBINSTEIN (1996). «Recovering probabilities and risk aversion from options prices», *Journal of Finance*, 51, pp. 1611-1631.
- MALTZ, A. (1996). «Using Option Prices to Estimate Realignment Probabilities in the European Monetary System: The Case of Sterling-Mark», *Journal of International Money and Finance*, 15, pp. 717-748.
- MANDELBROT, B. (1963). «The Variation of Certain Speculative Prices», *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.
- SCHEICHER, M. (2003). «What drives investor risk aversion? Daily evidence from the German equity market», *BIS Quarterly Review*, junio, pp. 67-74.
- SHIMKO, D. (1993). «Bounds of probability», *Risk*, vol. 6, pp. 33-37.