

Gregorio Serna (\*)  
Universidad  
de Castilla-La Mancha

# VALORACIÓN DE OPCIONES CON SONRISAS DE VOLATILIDAD: APLICACIÓN AL MERCADO ESPAÑOL DE OPCIONES SOBRE EL FUTURO DEL ÍNDICE IBEX-35

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key words.—1. Introducción.—  
2. Los datos.—3. El modelo de valoración de opciones con función de volatilidad  
determinista.—4. El comportamiento empírico fuera de muestra del modelo  
de volatilidad determinista.—4.1. La estimación del modelo. 4.2. Proporción  
de valores teóricos fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask».—  
5. Conclusiones.—Referencias bibliográficas.*

## RESUMEN

**E**N este trabajo se contrasta el comportamiento fuera de muestra en el mercado español de opciones sobre el futuro del índice IBEX-35 de los modelos de valoración que incorporan el conocido efecto «sonrisa de volatilidad», mediante funciones de volatilidad deterministas del precio de ejercicio. La base de datos empleada en el trabajo comprende todas las opciones de compra y de venta negociadas diariamente entre las 16:00 y las 16:45 horas, desde enero de 1994 hasta octubre de 1998.

(\*) Deseo expresar mi agradecimiento a Ignacio Peña, Gonzalo Rubio, Eliseo Navarro y dos evaluadores anónimos,

Recibido 16-03-01

Aceptado 10-10-01

Copyright © 2001 Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas

ISSN 0210-2412

Los resultados sugieren que estos modelos de volatilidad determinista no se comportan significativamente mejor que un modelo de Black-Scholes *ad hoc* con volatilidades implícitas variables.

### PALABRAS CLAVE

Sonrisa de volatilidad; Función de volatilidad implícita; Modelos de valoración de opciones; Black-Scholes.

### ABSTRACT

This work tests, in the Spanish IBEX-35 Index Futures Options Market, the out of sample performance of the deterministic volatility option pricing models, which accounts for the well known volatility smile commonly observed in the market. We employ an extensive database of intraday transaction prices for call and put options transacted between 16:00 and 16:45 from January 1994 to October 1998. Our empirical results point out that alternative parametric option pricing models do not improve the performance of an *ad hoc* Black-Scholes model with variable implied volatilities.

### KEY WORDS

Volatility smiles; Implied volatility functions; Option pricing models; Black-Scholes.

### 1. INTRODUCCIÓN

La fórmula de Black y Scholes [1973] (en adelante BS) ha sido y es una de las más ampliamente utilizadas en la práctica en el campo de la Economía Financiera. Sin embargo, en los últimos años ha aparecido un gran número de artículos poniendo de manifiesto importantes sesgos en el comportamiento empírico de dicha fórmula. De hecho, cuando se invierte la fórmula de BS para obtener la volatilidad implícita en el precio

de mercado de las opciones, se encuentra sistemáticamente que las volatilidades implícitas tienden a estar relacionadas con el precio de ejercicio. Así, efectos de volatilidad no constante han sido encontrados, entre otros, por Rubinstein [1994] y Dumas, Fleming y Whaley [1998] en el mercado de opciones sobre el índice S&P 500, Taylor y Xu [1994] en el mercado de opciones sobre divisas de Filadelfia, Duque y Paxson [1993] y Heynen [1993] en el mercado de opciones sobre acciones del LIFFE y del «European Options Exchange» respectivamente y Peña, Rubio y Serna [1999] y Fiorentini, León y Rubio [1998] en el mercado de opciones sobre el índice IBEX-35.

La relación empírica que se observa entre la volatilidad implícita y el precio de ejercicio adopta usualmente dos tipos de patrones: una función cuadrática (la llamada sonrisa de volatilidad o «volatility smile» en la literatura anglosajona) o una función monótona decreciente (la llamada «sneer» o mueca).

Rubinstein [1994], Ait-Sahalia y Lo [1998] y Dumas, Fleming y Whaley [1998], encuentran que la volatilidad implícita en opciones sobre el índice S&P 500 decrece monótonamente a medida que aumenta el precio de ejercicio, en relación al nivel actual del activo subyacente. Por otra parte, Taylor y Xu [1994] muestran que las opciones sobre divisas tienden a presentar una sonrisa mucho más pronunciada. Similares efectos sonrisa de volatilidad han sido encontrados por Peña, Rubio y Serna [1999] en el mercado español de opciones. Bakshi, Cao y Chen [1997] y Fiorentini, León y Rubio [1998] obtienen volatilidades instantáneas (implícitas) con forma de sonrisa bajo volatilidad estocástica y modelos de difusión con saltos.

Ha habido varios intentos de aproximación a este aparente fallo del modelo de valoración de BS. En principio, como ponen de manifiesto Das y Sundaram [1999], entre otros, la existencia de la sonrisa puede ser atribuida al conocido exceso de curtosis en las distribuciones de la rentabilidad de los activos subyacentes. Es claro que un exceso de curtosis hace que las observaciones extremas sean más probables que en el caso de BS, lo que aumenta el valor de las opciones muy en dinero y muy fuera de dinero, en relación a las opciones a dinero, creando la sonrisa. Sin embargo, al menos en el mercado norteamericano, la sonrisa de volatilidad presenta una clara asimetría. Esto puede ser debido a la presencia de asimetría en la distribución, que tiene el efecto de acentuar un solo lado de la curva.

Por otra parte, es importante no olvidar el efecto que los costes de transacción pueden tener sobre la forma de la «sonrisa de volatilidad». Así, cabe citar el trabajo de Peña, Rubio y Serna [1999], donde se

apunta el posible efecto que los costes de liquidez, representados por medio del diferencial «bid-ask», pueden tener sobre la forma de la «sonrisa».

Dada esta evidencia empírica, se han propuesto extensiones del modelo de BS que presentan exceso de asimetría y de curtosis. Estas extensiones pueden encuadrarse en dos líneas de investigación: modelos de difusión con saltos, donde los saltos están gobernados por un proceso de Poisson y los modelos de volatilidad estocástica.

Sin embargo, el comportamiento empírico de estos nuevos modelos es decepcionante. Bates [1996] y Bakshi, Cao y Chen [1997] rechazan el modelo de difusión con saltos, para opciones sobre divisas y sobre acciones respectivamente. El modelo de volatilidad estocástica propuesto por Heston [1993] es rechazado por Bakshi, Cao y Chen [1997] y Chernov y Ghysels [1998] para opciones sobre el índice S&P 500. Fiorentini, León y Rubio [1998] rechazan el mismo modelo para opciones sobre el índice IBEX-35, argumentando que el pobre comportamiento empírico del modelo de Heston está estrechamente ligado a los efectos de asimetría y curtosis variables en el tiempo que presentan los datos.

Una línea de investigación alternativa ha sido sugerida por Rubinstein [1994], Jackwerth y Rubinstein [1996] y Jackwerth [1996] y una serie de artículos relacionados debidos a Derman y Kani [1994], Dupire [1994], Chriss [1995] y Derman, Kani y Chriss [1996]. En lugar de imponer una forma funcional paramétrica para la volatilidad, estos autores emplean un procedimiento numérico binomial o trinomial, de forma que consiguen un ajuste perfecto a los precios observados de las opciones. Este procedimiento captura (por construcción) las características más importantes de los datos. En particular, el árbol implícito empleado en la estimación numérica debe reproducir correctamente la sonrisa de volatilidad. Los modelos más populares dentro de esta familia emplean árboles binomiales recombinados implícitos en la sonrisa de volatilidad, obtenida a partir de una muestra de opciones europeas.

Dumas, Fleming y Whaley [1998] y Jackwerth [1996] han propuesto tests empíricos de los árboles binomiales implícitos. Dumas, Fleming y Whaley [1998] analizan el comportamiento fuera de muestra de la función de volatilidad (variable en el tiempo) obtenida dentro de muestra a partir de los árboles binomiales implícitos. El principal objetivo es comprobar la estabilidad de la función de volatilidad. Sorprendentemente, Dumas, Fleming y Whaley [1998] encuentran que el comportamiento fuera de muestra, es peor que el del modelo de BS.

Por su parte, Jackwerth [1996] contrasta el comportamiento empírico de los árboles binomiales implícitos, el modelo de BS y el modelo de

elasticidad constante de la varianza. El procedimiento empleado es valorar opciones de corto plazo utilizando los parámetros de estos modelos que mejor se ajustan a los precios observados de opciones de largo plazo. En el período posterior al «crash» de 1987 Jackwerth encuentra evidencia favorable a los árboles binomiales implícitos.

El propósito de este trabajo es analizar el comportamiento en el mercado español de los modelos de valoración de opciones propuestos por Dumas, Fleming y Whaley [1998], donde la volatilidad es una función determinista del precio de ejercicio. La forma de las funciones de volatilidad determinista, en función del precio de ejercicio, ha sido estudiada, en el mercado español por Peña, Rubio y Serna [1999]. La cuestión es si estas funciones de volatilidad pueden ser utilizadas para mejorar el comportamiento empírico del modelo de BS, que asume volatilidad constante. Este trabajo trata de analizar el comportamiento fuera de muestra de dichas funciones, en términos del porcentaje de precios teóricos que quedan fuera de las bandas definidas por el «spread bid-ask». La base de datos empleada en este artículo es una extensiva base de datos intradía de precios de transacción de opciones de compra y de venta sobre el futuro del índice IBEX-35, desde enero de 1994 a octubre de 1998.

Los resultados obtenidos muestran que los modelos paramétricos propuestos no mejoran significativamente el comportamiento del modelo de BS a la hora de explicar el comportamiento de los precios de mercado de las opciones. Un modelo de BS *ad hoc*, con volatilidades implícitas variables, se comporta mejor que los modelos que incorporan el efecto del precio de ejercicio sobre la volatilidad, lo cual es consistente con los hallazgos de Dumas, Fleming y Whaley [1998] para el mercado de opciones sobre el índice S&P 500. Como se discutirá con más detalle posteriormente, la inestabilidad de los parámetros de las funciones de volatilidad que se presentan en este trabajo puede explicar el pobre comportamiento empírico de los modelos analizados.

Este trabajo está organizado de la siguiente forma: en la sección 2 se describe la base de datos utilizada en el análisis empírico. El modelo teórico empleado en este trabajo se describe en la sección tercera. La sección 4 presenta los resultados empíricos sobre el comportamiento fuera de muestra del modelo de valoración de opciones con función de volatilidad determinista. Finalmente, la sección 5 finaliza con un resumen y las principales conclusiones del trabajo.

## 2. LOS DATOS

La base de datos empleada en este trabajo incluye todos los precios de opciones (europeas) de compra y de venta sobre el futuro del índice IBEX-35, negociadas diariamente en MEFV durante el período que va desde el 3 de enero de 1994 al 9 de octubre de 1998. Dado que la liquidez está concentrada en el contrato con la fecha de vencimiento más próxima (1), la muestra diaria comprenderá sólo las opciones con el vencimiento más próximo, pero eliminando todas las transacciones ocurridas durante la última semana antes del vencimiento. Es decir, sólo se toman en consideración las tres primeras semanas de cada ciclo de vencimiento mensual.

Un aspecto de especial importancia en la literatura sobre valoración de opciones es el uso de precios simultáneos del activo subyacente y de las opciones. Dadas las características de nuestra base de datos, no es posible observar simultáneamente suficientes opciones sobre exactamente el mismo precio del activo subyacente, con el mismo tiempo para el vencimiento, pero con diferentes precios de ejercicio. Con el objetivo de evitar grandes variaciones en el precio del activo subyacente, sólo se toma en cuenta el intervalo que va desde las 16:00 a las 16:45 horas. El número de transacciones cruzadas durante este intervalo representa aproximadamente el 25% del total de transacciones (2). Además, se han eliminado potenciales problemas con transacciones artificiales, cuya probabilidad de ocurrencia es más elevada al final del día. Por tanto, se han eliminado de la muestra todas las transacciones producidas a partir de las 16:45 horas, de forma que desaparecen observaciones que puedan reflejar la influencia de requerimientos de garantías por parte de los creadores de mercado. Por otra parte, el uso de datos correspondientes al mismo período dentro de cada día evita la posibilidad de efectos intradía en el mercado de opciones sobre el futuro del índice IBEX-35. Por último, se

---

(1) De hecho, durante el período muestral considerado en este trabajo casi el 90% de las transacciones se produjeron en este tipo de contratos.

(2) Se ha seguido el procedimiento utilizado, entre otros, por Dumas, Fleming y Whaley [1998] y Peña, Rubio y Serna [1999] de utilizar sólo observaciones comprendidas en una estrecha franja horaria, al objeto de obtener precios de opciones razonablemente sincrónicos. Sin embargo, para evitar los problemas de reducción del número de observaciones que este método conlleva, otros autores han optado por seleccionar intervalos más amplios, incluso todo el día, como por ejemplo en los trabajos de Corredor y Santamaría [2000, 2001].

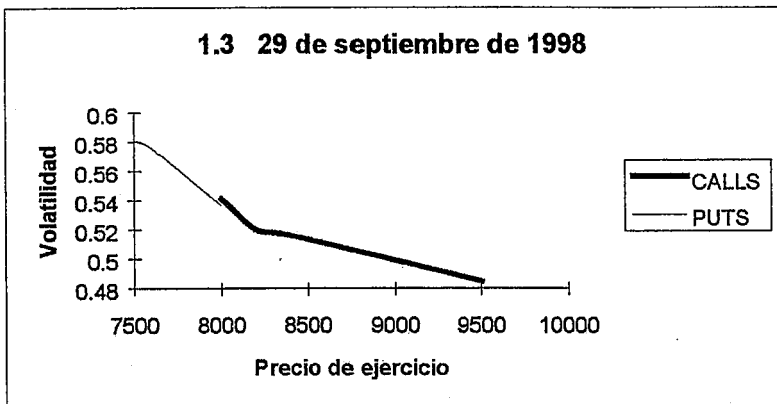
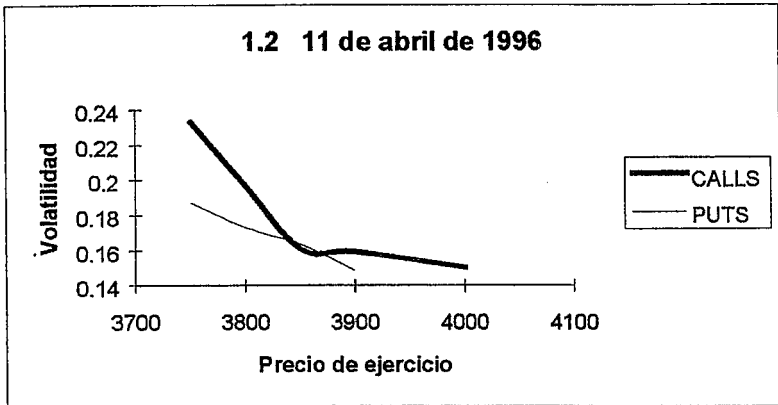
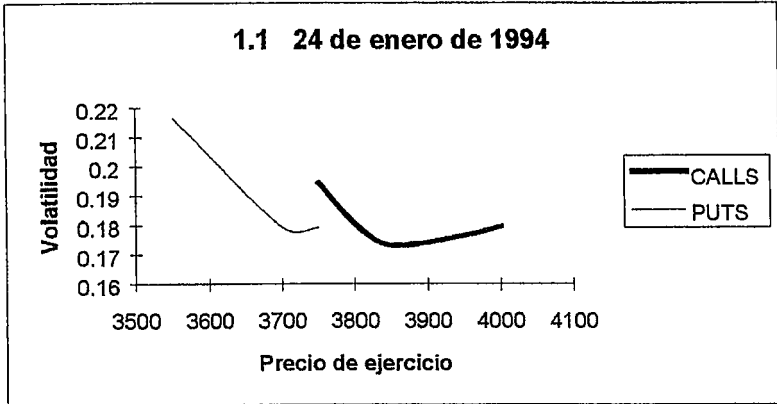
han eliminado de la muestra todas las transacciones que violan las conocidas bandas de arbitraje.

Después de aplicar estos filtros se obtiene una muestra final de 13.056 observaciones (7.466 precios de opciones de compra y 5.590 precios de opciones de venta), durante 1.154 días. Nótese que hay tantos precios para cada opción en un mismo día como el número de transacciones producidas en esa opción durante los 45 minutos considerados. Para estimar la volatilidad implícita en cada uno de los 13.056 precios de opciones, se ha tomado como activo subyacente la media de las cotizaciones «bid» y «ask» de cada contrato de futuro simultáneamente observado con cada opción negociada durante los 45 minutos considerados. Como aproximación al tipo de interés sin riesgo se han empleado las series diarias de tipos de interés anualizados de las Letras del Tesoro, con una, dos o tres semanas para el vencimiento, dependiendo de cuál sea el plazo para el vencimiento de la opción considerada.

Siguiendo a French [1984], la volatilidad es un fenómeno ligado a días de negociación, mientras que los tipos de interés se pagan por días naturales. Por tanto, se ha ajustado la fórmula de Black [1976] para reflejar dos medidas de tiempo: días naturales y de negociación para el vencimiento. Estas volatilidades implícitas constituyen la base para construir la función de volatilidad determinista.

En la figura 1 se presentan algunas funciones de volatilidad implícitas en el espacio volatilidad/precio de ejercicio, para tres días representativos del período muestral: el primero al comienzo de la muestra (24 de enero de 1994), el segundo hacia la mitad (11 de abril de 1996) y el tercero al final del período muestral (29 de septiembre de 1998). Estas curvas son representativas del período muestral en cuanto que no existe una evidencia clara sobre la forma de la función de volatilidad implícita en el mercado español. Es decir, por un lado hay casos en que una función cuadrática parece ajustarse mejor que una línea recta (por ejemplo, opciones de compra para el 24 de enero de 1994). Por otra parte, hay otros casos en que una línea recta parece ajustarse mejor que una función cuadrática (por ejemplo, las opciones de venta para el 11 de abril de 1996 y el 29 de septiembre de 1998). Para el resto de los casos en la figura 1 (opciones de venta para el 24 de enero de 1994, opciones de compra el 11 de abril de 1996 y opciones de compra el 29 de septiembre de 1998) es difícil especificar *a priori* una forma funcional concreta para la función de volatilidad implícita. En cualquier caso, dos formas funcionales parecen ser las mejores en capturar la forma de la función de volatilidad implícita en el mercado español: una línea recta o una función cuadrática con el brazo derecho más corto que el izquierdo.

FIGURA 1





### 3. EL MODELO DE VALORACIÓN DE OPCIONES CON FUNCIÓN DE VOLATILIDAD DETERMINISTA

Dada la evidencia proporcionada por Dumas, Fleming y Whaley [1998] y Peña, Rubio y Serna [1999], así como los gráficos descritos en la sección anterior, se proponen tres formas paramétricas diferentes para la función de volatilidad determinista  $\sigma(K, T)$ :

$$\begin{aligned} \text{Modelo 1: } \sigma &= b_0 + \varepsilon \\ \text{Modelo 2: } \sigma &= b_0 + b_1 K + \varepsilon \\ \text{Modelo 3: } \sigma &= b_0 + b_1 K + b_2 K^2 + \varepsilon \end{aligned} \quad [1]$$

donde  $\sigma$  es la volatilidad implícita y  $K$  es el precio de ejercicio. Nótese que en el contexto de este trabajo la función general  $\sigma(K, T)$  es igual a  $\sigma(K)$ , ya que en un día determinado nuestra base de datos incluye sólo opciones con la fecha de vencimiento más próxima. Por tanto, el modelo 1 es el modelo de volatilidad constante de BS. El modelo 2 propone una relación lineal entre la volatilidad y el precio de ejercicio (la llamada «sneer» o mueca). Por último, el modelo 3 incorpora un término cuadrático para capturar la típica forma de la sonrisa de volatilidad (la llamada «smile» o sonrisa) (3).

Asumiendo que la volatilidad del activo subyacente es una función determinista del precio del activo y del tiempo, el valor de la opción viene dado por la siguiente ecuación en diferencias parciales:

$$-\frac{1}{2} \sigma^2(F, t) F^2 \frac{\partial^2 f}{\partial F^2} = \frac{\partial f}{\partial t} \quad [2]$$

donde  $F$  es el precio del activo expresado en términos «forward» al vencimiento de la opción,  $f$  es el precio «forward» de la opción,  $\sigma(F, t)$  es la volatilidad del precio  $F$  y  $t$  es el tiempo. La ecuación [2] puede ser usada para valorar tanto opciones de compra como de venta, así como opciones europeas y americanas. Para una opción de compra europea la condición terminal que permite resolver la ecuación anterior es:  $f(F, T) = \max(F - K, 0)$  al vencimiento de la opción  $f(F, T) = \max(F - K, 0)$  para opciones de venta).

La ecuación [2] recibe el nombre de ecuación «backward» en la literatura de valoración de opciones. Dupire [1994] demuestra que para opciones europeas, el precio «forward» de la opción debe ser solución

(3) Véase Peña, Rubio y Serna [1999] para una detallada discusión y contrastes de «smile» frente a «sneer».

de la siguiente ecuación en diferencias parciales (llamada ecuación «forward»):

$$-\frac{1}{2} \sigma^2 (K, T) F^2 \frac{\partial^2 f}{\partial K^2} = \frac{\partial f}{\partial T} \quad [3]$$

donde  $K$  es el precio de ejercicio y  $T$  es la fecha de vencimiento. Las condiciones iniciales vienen dadas por:  $f(K, 0) = \max(F-K, 0)$  para opciones de compra y  $f(K, 0) = \max(K-F, 0)$  para opciones de venta.

#### 4. EL COMPORTAMIENTO EMPÍRICO FUERA DE MUESTRA DEL MODELO DE VOLATILIDAD DETERMINISTA

##### 4.1. LA ESTIMACIÓN DEL MODELO

Los tres modelos paramétricos dados por las expresiones [1] se estiman cada día de la muestra mediante una regresión de sección cruzada. En cada regresión se emplean todas las opciones disponibles diariamente, desde el 3 de enero de 1994 hasta el 9 de octubre de 1998. Por ejemplo, para el modelo 3, se estima la siguiente regresión de sección cruzada para cada día  $t$  del período muestral:

$$\hat{\sigma}_j = b_0 + b_1 K_j + b_2 K_j^2 + \varepsilon_j; \quad [4]$$

$j = 1, \dots, \text{número de opciones disponibles en } t$

donde  $\hat{\sigma}_j$  es la volatilidad implícita de la opción  $j$ , en un día determinado del período muestral. Nótese que estas regresiones de sección cruzada se estiman de forma separada para opciones de compra y de venta. De esta forma, las ecuaciones [4] se estiman con 6.319 observaciones durante 755 días para opciones de compra (4.246 observaciones durante 610 días para opciones de venta). Se han perdido observaciones en relación a la muestra original debido al hecho de que los modelos paramétricos propuestos se estiman siempre que existan suficientes observaciones para estimar el modelo 3. Es importante destacar que, al objeto de que los errores teóricos que se obtienen de cada uno de los modelos planteados se refieran a las mismas opciones, los modelos 1 a 3 se han estimado siempre que existan suficientes observaciones para estimar el modelo 3, que es el que tiene mayor número de parámetros. En concreto, el número medio de observaciones se sitúa en torno a 8.37 para opciones de compra y 6.96 para opciones de venta. Cuando no hay sufi-

cientes datos para estimar el modelo 3, no se estima ninguno de los modelos planteados.

Por tanto, se obtiene una serie diaria de estimadores de sección cruzada  $\hat{b}_{0t}$ ,  $\hat{b}_{1t}$ ,  $\hat{b}_{2t}$ , que se emplean para obtener la función de volatilidad determinista necesaria para resolver la ecuación [3] (4). Por tanto, para cada día  $t + 1$  durante el período muestral se estima la siguiente función de volatilidad implícita:

$$\hat{\sigma}_{jt+1} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}K_{jt+1} + \hat{b}_{2t}K_{jt+1}^2 \quad [5]$$

donde los precios de ejercicio para cada opción  $j$ , durante el día  $t + 1$  son directamente observables. Por tanto, la ecuación en derivadas parciales [3] se resuelve para cada opción disponible, usando la función de volatilidad obtenida por medio de la ecuación [5].

Recapitulando, usando estimadores del día previo de los parámetros de los modelos 1 a 3, es posible estimar la expresión [5] para cada opción individual y por último resolver la ecuación [3], obteniendo así los valores teóricos. La ecuación [3] se resuelve numéricamente por medio del método de diferencias finitas de Cranck-Nicholson. Este procedimiento nos permitirá contrastar el comportamiento fuera de muestra del modelo de valoración de opciones propuesto en este trabajo, bajo las especificaciones alternativas de la función de volatilidad implícita dadas por los modelos 1 a 3. El análisis de los errores de predicción un paso hacia adelante se presenta en la siguiente subsección.

Antes de analizar el comportamiento fuera de muestra de los modelos propuestos, es importante señalar que los valores teóricos dados por la solución de la ecuación [3] están expresados en términos «forward» al vencimiento de la opción. Por tanto, estos valores deben ser descontados hasta el momento actual, de forma que sean comparables con los precios de mercado.

#### 4.2. PROPORCIÓN DE VALORES TEÓRICOS FUERA DE LAS BANDAS DEFINIDAS POR EL DIFERENCIAL «BID-ASK»

Los modelos 1 a 3 se estiman de forma separada para opciones de compra y de venta, empleando todas las opciones disponibles durante los 45 minutos diarios considerados. De nuevo, es importante señalar que estos modelos se estiman siempre que existan suficientes observa-

(4) Nótese de nuevo que hay dos conjuntos de estimadores distintos para opciones de compra y de venta.

ciones para estimar el modelo 3. Como ya se ha señalado anteriormente, una vez estimados estos modelos se calcula el valor teórico de cada opción usando estimadores del día previo de los parámetros de los modelos 1 a 3.

Se ha considerado oportuno incluir en el análisis un modelo de BS con volatilidades implícitas variables, que llamaremos modelo 4 o de BS *ad hoc*, al objeto de comparar su comportamiento fuera de muestra con el de los modelos 1 a 3 descritos anteriormente. Se trata de un modelo de BS donde la volatilidad de una opción determinada se obtiene como la volatilidad implícita de BS de una opción idéntica (con el mismo vencimiento, el mismo precio de ejercicio y que sea del mismo tipo: call o put) a la que se pretende valorar, que se haya negociado el día previo (más específicamente, durante los 45 minutos considerados del día previo). En el caso de que durante el citado intervalo del día previo existan dos o más opciones idénticas a la que se pretende valorar, se toma como estimador de la volatilidad la media de las volatilidades implícitas de dichas opciones. Este modelo 4 recibe el nombre de BS *ad hoc* porque utiliza volatilidades variables dentro de un mismo día, al contrario del modelo 1 o de BS, donde la volatilidad es constante para todas las opciones negociadas en el mismo día (en concreto, para el modelo 1 la estimación de la volatilidad es la media de las volatilidades implícitas de todas las opciones negociadas durante los 45 minutos considerados del día previo).

De esta forma, se dispone de 3.158 (1.877) errores de valoración de opciones de compra (venta) desde el 3 de enero de 1994 al 9 de octubre de 1998 (5). Estos errores de valoración se emplearán como base para nuestro análisis. En las tablas I y II se presenta una medida del comportamiento fuera de muestra de los diferentes modelos especificados y para cada una de las categorías para el grado de «moneyness» (6) en que se divide la muestra. Esta medida viene dada por la proporción de valores teóricos que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask» (7).

---

(5) Como ya se ha señalado anteriormente, dado que para algunos días no se dispone de suficientes observaciones para estimar la regresión de sección cruzada del modelo 3 y que determinadas opciones no pueden ser valoradas de acuerdo con el modelo 4 porque no se negociaron el día previo, se pierden observaciones respecto a la muestra original.

(6) Se define el grado de «moneyness» como el cociente entre el precio de ejercicio y el precio del futuro (K/F).

(7) Véase Corrado y Su [1996] y Fiorentini, León y Rubio [1998].

TABLA I  
CONTRASTE NO PARAMÉTRICO PARA MODELOS DE VALORACIÓN ALTERNATIVOS: OPCIONES DE COMPRA

La siguiente ecuación en derivadas parciales:

$$\frac{1}{2} \sigma^2(K)K^2 \frac{\partial^2 C}{\partial K^2} = \frac{\partial C}{\partial T}$$

se resuelve reemplazando  $\sigma^2(K)$  por una de las expresiones aproximadas:

Modelo 1:  $\sigma = b_0 + \varepsilon$

Modelo 2:  $\sigma = b_0 + b_1K + \varepsilon$

Modelo 3:  $\sigma = b_0 + b_1K + b_2K^2 + \varepsilon$

donde  $b_0$ ,  $b_1$ , y  $b_2$  son estimaciones del día previo. Asimismo, se ha incluido un modelo 4, que es un modelo de Black-Scholes *ad hoc* donde la volatilidad de cada opción es la volatilidad implícita en el precio de mercado de esa misma opción en el día previo.

La significatividad estadística de los errores fuera de muestra se analiza mediante la proporción de precios teóricos que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask». Se ha empleado el siguiente estadístico para la diferencia entre dos proporciones:

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p_1(1-p_1)/n_1 + p_2(1-p_2)/n_2}}$$

donde  $p_1$  es siempre la proporción de precios de BS (modelo 1) que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask», y  $p_2$  es la misma proporción para uno de los modelos 2 a 4;  $n_1$  y  $n_2$  son los tamaños muestrales correspondientes a estas proporciones. El estadístico se distribuye asintóticamente como una variable normal estándar. En los tests que se presentan en la tabla se han empleado todas las opciones de compra negociadas desde las 16:00 hasta las 16:45 horas, desde el 3 de enero de 1994 hasta el 9 de octubre de 1998.

Categorías	Modelo 1	Modelo 2 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 3 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 4 Estadístico Z (p-valor)
<b>TODAS LAS OPCIONES DE COMPRA</b>				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.4170 — —	0.4126 0.3548 (0.7227)	0.4937 -6.1383 (0.0000)	0.3983 1.5124 (0.1304)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.1675 — —	0.1514 1.7479 (0.0805)	0.1618 0.6107 (0.5414)	0.1821 -1.5278 (0.1265)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.2495 — —	0.2612 -1.0663 (0.2863)	0.3318 -7.2321 (0.0000)	0.2163 3.1235 (0.0018)

TABLA I (Continuación)

Categorías	Modelo 1	Modelo 2 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 3 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 4 Estadístico Z (p-valor)
OPCIONES DE COMPRA MUY EN DINERO ( $0.90 < K/F \leq 0.97$ )				
P(Bid > $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.5555 — —	0.5555 0.0000 (1.0000)	0.5555 0.0000 (1.0000)	0.4444 0.4743 (0.6353)
P( $C_{\text{MODELO}}$ < Bid)	0.4444 — —	0.4444 0.0000 (1.0000)	0.4444 0.0000 (1.0000)	0.3333 0.4866 (0.6265)
P( $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.1111 — —	0.1111 0.0000 (1.0000)	0.1111 0.0000 (1.0000)	0.1111 0.0000 (1.0000)
OPCIONES DE COMPRA EN DINERO ( $0.97 < K/F \leq 0.99$ )				
P(Bid > $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.2656 — —	0.2864 -0.4560 (0.6484)	0.3437 -1.6686 (0.0952)	0.2656 0.0000 (1.0000)
P( $C_{\text{MODELO}}$ < Bid)	0.1875 — —	0.1719 0.3982 (0.6905)	0.2135 -0.6366 (0.5244)	0.1354 1.3908 (0.1643)
P( $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.0781 — —	0.1145 -1.2113 (0.2258)	0.1302 -1.6773 (0.0935)	0.1302 -1.6773 (0.0935)
OPCIONES DE COMPRA A DINERO ( $0.99 < K/F \leq 1.01$ )				
P(Bid > $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.3549 — —	0.3515 0.1712 (0.8641)	0.4680 -5.5672 (0.0000)	0.3497 0.2619 (0.7934)
P( $C_{\text{MODELO}}$ < Bid)	0.1606 — —	0.1459 0.9821 (0.3260)	0.1710 -0.6729 (0.5010)	0.1477 0.8598 (0.3899)
P( $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.1943 — —	0.2055 -0.6739 (0.5004)	0.2971 -5.7873 (0.0000)	0.2021 -0.4708 (0.6378)

TABLA I (Continuación)

Categorías	Modelo 1	Modelo 2 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 3 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 4 Estadístico Z (p-valor)
OPCIONES DE COMPRA FUERA DE DINERO ( $1.01 < K/F \leq 1.03$ )				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.4472	0.4600	0.5236	0.4218
	—	-0.6030	-3.5955	1.2021
	—	(0.5465)	(0.0003)	(0.2293)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.1564	0.1582	0.1554	0.1727
	—	-0.1159	0.0646	-1.0312
	—	(0.9077)	(0.9484)	(0.3024)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.2909	0.3018	0.3682	0.2491
	—	-0.5598	-3.8698	2.2105
	—	(0.5756)	(0.0001)	(0.0271)
OPCIONES DE COMPRA MUY FUERA DE DINERO ( $1.03 < K/F \leq 1.08$ )				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.5121	0.4721	0.5293	0.4778
	—	1.4968	-0.6437	1.2833
	—	(0.1344)	(0.5197)	(0.1994)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.1874	0.1402	0.1388	0.2647
	—	2.3891	2.4645	-3.4698
	—	(0.0169)	(0.0137)	(0.0005)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.3248	0.3319	0.3905	0.2131
	—	-0.2826	-2.5686	4.7472
	—	(0.7774)	(0.0102)	(0.0000)

TABLA II  
CONTRASTE NO PARAMÉTRICO PARA MODELOS DE VALORACIÓN  
ALTERNATIVOS: OPCIONES DE VENTA

La siguiente ecuación en derivadas parciales:

$$\frac{1}{2} \sigma^2(K) K^2 \frac{\partial^2 P}{\partial K^2} = \frac{\partial P}{\partial T}$$

se resuelve reemplazando  $\sigma^2(K)$  por una de las expresiones aproximadas:

$$\text{Modelo 1: } \sigma = b_0 + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 2: } \sigma = b_0 + b_1 K + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 3: } \sigma = b_0 + b_1 K + b_2 K^2 + \varepsilon$$

donde  $b_0$ ,  $b_1$  y  $b_2$  son estimaciones del día previo. Asimismo, se ha incluido un modelo 4, que es un modelo de Black-Scholes *ad hoc* donde la volatilidad de cada opción es la volatilidad implícita en el precio de mercado de esa misma opción en el día previo.

La significatividad estadística de los errores fuera de muestra se analiza mediante la proporción de precios teóricos que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask». Se ha empleado el siguiente estadístico para la diferencia entre dos proporciones:

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p_1(1-p_1)/n_1 + p_2(1-p_2)/n_2}}$$

donde  $p_1$  es siempre la proporción de precios de BS (modelo 1) que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask» y  $p_2$  es la misma proporción para uno de los modelos 2 a 4;  $n_1$  y  $n_2$  son los tamaños muestrales correspondientes a estas proporciones. El estadístico se distribuye asintóticamente como una variable normal estándar. En los tests que se presentan en la tabla se han empleado todas las opciones de venta negociadas desde las 16:00 hasta las 16:45 horas, desde el 3 de enero de 1994 hasta el 9 de octubre de 1998.

Categorías	Modelo 1	Modelo 2 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 3 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 4 Estadístico Z (p-valor)
TODAS LAS OPCIONES DE VENTA				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.4683	0.4699	0.5541	0.3516
—	-0.0982	-5.2777 (0.9218)	7.3207 (0.0000)	(0.0000)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.2429	0.3825	0.3532	0.2238
—	—	-9.3313 (0.0000)	-7.4417 (0.0000)	1.3837 (0.1664)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.2253	0.0974	0.2008	0.1277
—	—	11.8474 (0.0000)	1.8338 (0.0667)	7.9077 (0.0000)



TABLA II (Continuación)

Categorías	Modelo 1	Modelo 2 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 3 Estadístico Z (p-valor)	Modelo 4 Estadístico Z (p-valor)
OPCIONES DE VENTA MUY FUERA DE DINERO ( $0.90 < K/F \leq 0.97$ )				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.5326	0.6522	0.6891	0.3783
	—	-3.7188	-4.9319	4.7562
	—	(0.0002)	(0.0000)	(0.0000)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.4087	0.6239	0.5847	0.2609
	—	-6.6877	-5.4231	4.8091
	—	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.1239	0.0283	0.1044	0.1174
	—	5.5589	0.9304	0.3026
	—	(0.0000)	(0.3521)	(0.7621)
OPCIONES DE VENTA FUERA DE DINERO ( $0.97 < K/F \leq 0.99$ )				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.4696	0.4650	0.5608	0.3799
	—	0.1672	-3.3238	3.3051
	—	(0.8672)	(0.0009)	(0.0009)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.2735	0.4194	0.3875	0.2675
	—	-5.6280	-4.4285	0.2450
	—	(0.0000)	(0.0000)	(0.8065)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.1961	0.0456	0.1732	0.1124
	—	8.6074	1.0709	4.2318
	—	(0.0000)	(0.2842)	(0.0000)
OPCIONES DE VENTA A DINERO ( $0.99 < K/F \leq 1.01$ )				
P(Bid > C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.4422	0.3821	0.4730	0.3297
	—	2.2036	-1.1142	4.1909
	—	(0.0275)	(0.2652)	(0.0000)
P(C <sub>MODELO</sub> < Bid)	0.1263	0.2250	0.2049	0.1787
	—	-4.7122	-3.8305	-2.6326
	—	(0.0000)	(0.0001)	(0.0085)
P(C <sub>MODELO</sub> > Ask)	0.3159	0.1572	0.2681	0.1510
	—	9.4801	1.8964	7.1593
	—	(0.0000)	(0.0579)	(0.0000)

TABLA II (Continuación)

<i>Categorías</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i> <i>Estadístico Z</i> <i>(p-valor)</i>	<i>Modelo 3</i> <i>Estadístico Z</i> <i>(p-valor)</i>	<i>Modelo 4</i> <i>Estadístico Z</i> <i>(p-valor)</i>
OPCIONES DE VENTA EN DINERO ( $1.01 < K/F \leq 1.03$ )				
P(Bid > $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.3529 -1.3696 —	0.2647 -1.4361 (0.1708)	0.4510 2.1977 (0.1509)	0.2157 (0.0279)
P( $C_{\text{MODELO}} <$ Bid)	0.0588 — —	0.0882 -0.8058 (0.4203)	0.0588 0.0000 (1.0000)	0.0784 -0.5541 (0.5795)
P( $C_{\text{MODELO}} >$ Ask)	0.2941 — —	0.1765 1.9992 (0.0456)	0.3922 -1.4836 (0.1379)	0.1372 2.7754 (0.0055)
OPCIONES DE VENTA MUY EN DINERO ( $1.03 < K/F \leq 1.08$ )				
P(Bid > $C_{\text{MODELO}}$ > Ask)	0.25 — —	0.125 0.6489 (0.5164)	0.125 0.6489 (0.5164)	0.00 1.6330 (0.1025)
P( $C_{\text{MODELO}} <$ Bid)	0.00 — —	0.00 — —	0.00 — —	0.00 — —
P( $C_{\text{MODELO}} >$ Ask)	0.25 — —	0.125 0.6489 (0.5164)	0.125 0.6489 (0.5164)	0.00 1.6330 (0.1025)

Es importante señalar que no se divide la muestra diaria en las cinco categorías aludidas para el grado de «moneyness» antes de estimar los modelos, sino después de estimar estos modelos y calcular los errores teóricos. Es decir, los modelos propuestos se estiman de forma separada para opciones de compra y de venta empleando todas las opciones disponibles en el día  $t$ . A continuación se calculan los valores teóricos para todas las opciones disponibles en el día  $t + 1$ , usando estimadores del día previo de los parámetros de los modelos 1 a 3. Una vez que se han calculado los valores teóricos, se dividen en los intervalos especificados para el grado de «moneyness», con el objetivo de obtener errores de valoración en cada uno de estos intervalos.

Se han empleado los cinco intervalos para el grado de «moneyness» utilizados por Peña, Rubio y Serna [1999] y Fiorentini, León y Rubio [1998]. Todos los intervalos tienen amplitud 2% salvo el primero y el último; 0.90 y 1.08 son el mínimo y el máximo respectivamente del grado de «moneyness» en la muestra empleada en este trabajo. La justificación última para la elección de estos intervalos es obtener un número homogéneo de observaciones en cada intervalo cuando se agrupan todas las opciones de compra y de venta en la misma muestra.

En los tests que se presentan a continuación se ha empleado el siguiente estadístico para la diferencia entre dos proporciones:

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p_1(1-p_1)/n_1 + p_2(1-p_2)/n_2}} \quad [6]$$

donde  $p_1$  es siempre la proporción de precios de BS (modelo 1) que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask», y  $p_2$  es la proporción equivalente para uno de los modelos 2 a 4;  $n_1$  y  $n_2$  son los tamaños muestrales correspondientes a estas proporciones. El estadístico se distribuye asintóticamente como una variable normal estándar.

Los resultados se presentan en las tablas I (opciones de compra) y II (opciones de venta). Con este procedimiento es posible comprobar, analizando las proporciones de precios teóricos que se sitúan por debajo del «bid» o por encima del «ask», si las proporciones de sobrevaloración o infravaloración de los dos modelos que se comparan son significativamente distintas.

Cuando se consideran todas las opciones de compra de forma conjunta (tabla I), la proporción de valores teóricos de BS que quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial bid-ask es 41.70%. Esta proporción es prácticamente igual para el modelo 2 (modelo lineal). El modelo 3 (cuadrático) se comporta fuera de muestra significativamente peor que el mo-

delo de BS, con un 49.37% de valores teóricos fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask». Por su parte, el modelo 4 (o modelo de BS *ad hoc*) se comporta mejor que el modelo de BS, con un 39.83% de valores teóricos fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask», si bien la diferencia respecto al modelo de BS no es significativa. Las proporciones de valores teóricos de BS que quedan por debajo del «bid» y por encima del «ask» son 16.75 y 24.95% respectivamente. La proporción de valores teóricos por encima del «ask» es mayor que la proporción de valores teóricos por debajo del «bid» para todos los modelos considerados, por tanto podemos concluir que todos los modelos tienden a sobrevalorar opciones de compra.

Cuando se clasifican las opciones de compra según su grado de «moneyness», se obtienen similares conclusiones. Es decir, los modelos lineal y de BS *ad hoc* se comportan de forma no significativamente distinta al modelo de BS, de acuerdo con el estadístico Z, mientras que el modelo cuadrático se comporta significativamente peor que el modelo de BS. Sin embargo, la tendencia a sobrevalorar los precios de mercado no se mantiene, para todos los modelos, cuando se clasifican las opciones según su grado de «moneyness», aunque sí puede afirmarse que el modelo de BS tiende a sobrevalorar opciones de compra fuera de dinero y a infravalorar opciones de compra en dinero.

Resultados similares se obtienen para las opciones de venta (tabla II). Cuando se consideran todas las opciones de venta de forma conjunta, se obtiene que un 46.83% de valores teóricos de BS quedan fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask». El modelo 2 (lineal) se comporta de forma no significativamente distinta del modelo de BS, mientras que el modelo 3 (cuadrático) lo hace significativamente peor que el modelo de BS. Por su parte, el modelo 4 (BS *ad hoc*), con un 35.16% de valores teóricos fuera de las bandas definidas por el diferencial «bid-ask», se comporta significativamente mejor que el modelo 1 (BS).

Cuando se clasifican las opciones de venta según su grado de «moneyness», se observa que todos los modelos tienden a sobrevalorar opciones en dinero y a infravalorar opciones fuera de dinero.

A la vista de estos resultados, podemos concluir que la tendencia del modelo de BS a sobrevalorar opciones de compra fuera de dinero y opciones de venta en dinero y a infravalorar opciones de compra en dinero y de venta fuera de dinero, es consistente con una función de volatilidad monótona decreciente (de tipo «sneer») o, al menos, con una función cuadrática (de tipo «smile») con el brazo derecho «más corto» que el izquierdo. Es interesante observar que estas dos funciones parecen ser las más típicas del mercado español, como se pone de manifiesto en la figu-

ra 1. El problema parece ser que los modelos paramétricos propuestos, que establecen relaciones de tipo lineal y cuadrático entre la volatilidad implícita y el precio de ejercicio, no parecen capturar la verdadera forma de la función de volatilidad.

Por otra parte, el decepcionante comportamiento fuera de muestra de los modelos que incorporan el efecto sonrisa de volatilidad puede estar relacionado con la considerable variación en los coeficientes estimados de dichos modelos que se ha encontrado en la muestra.

La tabla III presenta la media, la desviación típica y el coeficiente de variación de los parámetros calculados con los tres modelos paramétricos propuestos (1, 2 y 3) a lo largo de las 649 secciones cruzadas para opciones de compra (479 para opciones de venta) disponibles. Se define el coeficiente de variación como el valor absoluto del cociente entre la desviación típica y la media. Este coeficiente proporciona una medida adimensional de la variación que presentan distintas variables. Las desviaciones típicas y los coeficientes de variación de los parámetros obtenidos con los modelos 2 y 3 son generalmente altos, indicando que estos parámetros no son estables en el tiempo. En este sentido, Dumas, Fleming y Whaley [1998] ponen de manifiesto que si los parámetros estimados están altamente correlacionados, los errores que los afectan pudieran cancelarse entre sí una vez que se han calculado los precios de las opciones. Las correlaciones entre los parámetros estimados con el modelo 3 se presentan en la tabla IV. Generalmente estas correlaciones no son muy altas, excepto hasta cierto punto para opciones de venta. En cualquier caso, en general, las correlaciones no parecen ser tan altas como para que se cancelen los errores que afectan a los parámetros estimados.

A modo de resumen, podemos concluir que los modelos de valoración que incorporan el efecto sonrisa de volatilidad, mediante una función de volatilidad que depende de forma determinista del precio de ejercicio, no son capaces de mejorar el comportamiento fuera de muestra del modelo de BS ni el de un modelo de BS *ad hoc* donde la volatilidad de cada opción se obtiene como la volatilidad implícita de esa misma opción en el día previo, siendo el comportamiento del modelo de BS *ad hoc* ligeramente mejor que el de BS.

TABLA III  
ESTADÍSTICOS RESUMEN PARA LOS ESTIMADORES  
DE LOS PARÁMETROS

La siguiente tabla presenta la media, la desviación típica y el coeficiente de variación de los estimadores de los parámetros de los modelos siguientes:

$$\text{Modelo 1: } \sigma = b_0 + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 2: } \sigma = b_0 + b_1K + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 3: } \sigma = b_0 + b_1K + b_2K^2 + \varepsilon$$

donde  $\sigma$  es la volatilidad y  $K$  es el precio de ejercicio. El coeficiente de variación se define como el valor absoluto del cociente entre la desviación típica y la media de la variable. Este coeficiente proporciona una medida adimensional de la variación. Estos modelos se estiman cada día (siempre que haya suficientes observaciones para estimar el modelo) desde el 3 de enero de 1994 hasta el 9 de octubre de 1998, para opciones de compra y de venta por separado. En las estimaciones se han empleado todas las opciones negociadas desde las 16:00 hasta las 16:45 horas. Hay 649 estimadores para opciones de compra y 479 para opciones de venta.

Modelo 1: $\sigma = b_0 + \varepsilon$			
		Opciones de compra	Opciones de venta
$b_0$	Media	0.2099	0.2274
	Desv. Típ.	0.0687	0.0905
	Coef. Var.	0.3272	0.3978
Modelo 2: $\sigma = b_0 + b_1K + \varepsilon$			
		Opciones de compra	Opciones de venta
$b_0$	Media	0.4712	0.7114
	Desv. Típ.	0.5880	0.8419
	Coef. Var.	1.2479	1.1834
$b_1$	Media	$-4.1652 \cdot 10^{-5}$	-0.0001
	Desv. Típ.	0.0002	0.0001
	Coef. Var.	4.9624	1.4823
Modelo 3: $\sigma = b_0 + b_1K + b_2K^2 + \varepsilon$			
		Opciones de compra	Opciones de venta
$b_0$	Media	-3.5954	-6.8283
	Desv. Típ.	126.7227	130.0717
	Coef. Var.	35.2453	19.0487
$b_1$	Media	0.0005	-0.00237
	Desv. Típ.	0.02288	0.02368
	Coef. Var.	47.8834	9.9556
$b_2$	Media	$5.0064 \cdot 10^{-7}$	$5.4424 \cdot 10^{-7}$
	Desv. Típ.	$1.1351 \cdot 10^{-5}$	$7.4417 \cdot 10^{-6}$
	Coef. Var.	22.6737	13.6736

TABLA IV  
ESTADÍSTICOS RESUMEN PARA LOS ESTIMADORES  
DE LOS PARÁMETROS

En la siguiente tabla se presentan las correlaciones entre los estimadores de los parámetros, obtenidos con el modelo 3:

$$\sigma = b_0 + b_1K + b_2K^2 + \varepsilon$$

donde  $\sigma$  es la volatilidad y  $K$  es el precio de ejercicio. El modelo se estima cada día (siempre que existan suficientes observaciones) desde el 3 de enero de 1994 hasta el 9 de octubre de 1998, para opciones de compra y de venta por separado. En las estimaciones se han empleado todas las opciones negociadas desde las 16:00 hasta las 16:45 horas. Hay 649 estimaciones para opciones de compra y 479 para opciones de venta.

PANEL A: OPCIONES DE COMPRA			
$b_0$	1	$b_1$	$b_2$
$b_1$		-0.3634	-0.2634
$b_2$		1	-0.6399
			1
PANEL B: OPCIONES DE VENTA			
$b_0$	1	$b_1$	$b_2$
$b_1$		-0.2839	-0.0597
$b_2$		1	-0.7912
			1

## 5. CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo es analizar el comportamiento en el mercado español de los modelos de valoración de opciones propuestos por Dumas, Fleming y Whaley [1998], donde la volatilidad es una función determinista del precio de ejercicio. La forma de las funciones de volatilidad determinista, en función del precio de ejercicio, ha sido estudiada en el mercado español por Peña, Rubio y Serna [1999]. Este trabajo trata de analizar el comportamiento fuera de muestra de dichas funciones, en términos del porcentaje de precios teóricos que quedan fuera de las bandas definidas por el «spread bid-ask». La base de datos empleada en este artículo es una extensiva base de datos intradía de precios de transacción

de opciones de compra y de venta sobre el futuro del índice IBEX-35, desde enero de 1994 a octubre de 1998.

Los resultados obtenidos muestran que los modelos paramétricos propuestos no mejoran significativamente el comportamiento del modelo de BS a la hora de explicar los precios de mercado de las opciones. Un modelo de BS *ad hoc*, con volatilidades implícitas variables, se comporta mejor que los modelos que incorporan el efecto del precio de ejercicio sobre la volatilidad.

El pobre comportamiento empírico del modelo de valoración de opciones con volatilidad determinista puede deberse a dos factores. En primer lugar, la considerable variación en los coeficientes estimados que se encuentra de día en día, lo cual estaría indicando que la función de volatilidad no es estable en el tiempo. En segundo lugar, bien podría ocurrir que los modelos paramétricos planteados no sean capaces de capturar la verdadera forma de la función de volatilidad. Futuras investigaciones que arrojen luz sobre estos aspectos estarían claramente justificadas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIT-SAHALIA, Y., y A. LO [1998]: «Nonparametric estimation of state-price densities implicit in financial asset prices», *The Journal of Finance*, 53: 499-547.
- BAKSHI, G.; C. CAO, y Z. CHEN [1997]: «Empirical performance of alternative option pricing models», *The Journal of Finance*, 52: 2003-2049.
- BATES, D. [1996]: «Jumps and stochastic volatility: exchange rate processes implicit in Deutsche mark options», *Review of Financial Studies*, 9: 69-107.
- BLACK, F. [1976]: «The pricing of commodity contracts», *Journal of Financial Economics*, 3: 167-179.
- BLACK, F., y M. SCHOLES [1973]: «The pricing of options and corporate liabilities», *Journal of Political Economy*, 81: 637-659.
- BURDEN, R., y D. FAIRES [1985]: *Numerical Analysis*, Tercera edición (PWS, Boston, USA).
- CHERNOV, M., y E. GHYSELS [1998]: *What data should be used to price options?*, manuscrito no publicado, Pennsylvania State University.
- CHRIS, N. [1995]: *How to grow a smiling tree*, Documento de Trabajo, Department of Mathematics, Harvard University.
- CORRADO, C., y T. SU [1996]: «Skewness and kurtosis in S&P 500 index returns implied by option prices», *Journal of Financial Research*, 19: 175-192.
- CORREDOR, P., y R. SANTAMARÍA [2000]: «La estructura temporal de las volatilidades implícitas en la opción sobre el IBEX-35», *Investigaciones Económicas*, XXIV (2): 385-417.



- CORREDOR, P., y R. SANTAMARÍA [2001]: «Predicción de la volatilidad y precios de las opciones en el IBEX-35», *Revista de Economía Aplicada*, 25: 39-63.
- DAS, S., y R. SUNDARAM [1999]: «On smiles and smirks: A term-structure perspective», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34: 211-239.
- DERMAN, E., e I. KANI [1994]: «Riding on a smile», *Risk* 7: 32-39.
- DERMAN, E.; I. KANI, y N. CHRIS [1996]: «Implied trinomial trees of the volatility smile», *Journal of Derivatives*, 3: 7-22.
- DUMAS, B.; J. FLEMING, y R. WHALEY [1998]: «Implied volatility functions: empirical tests», *The Journal of Finance*, 53: 2059-2106.
- DUPIRE, B. [1994]: «Pricing with a smile», *Risk*, 7: 18-20.
- DUQUE, J., y D. PAXSON [1993]: «Implied volatility and dynamic hedging», *Review of Futures Markets*, 13: 381-421.
- FIORENTINI, G.; A. LEÓN, y G. RUBIO [1998]: *Short-term options with stochastic volatility: estimation and empirical performance*, Documento de Trabajo, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- FRENCH, D. [1984]: «The weekend effect on the distribution of stock prices: implications for option pricing», *Journal of Financial Economics*, 13: 547-559.
- HESTON, S. [1993]: «A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options», *Review of Financial Studies*, 6: 327-344.
- HEYNEEN, R. [1993]: «An empirical investigation of observed smile patterns», *The Review of Futures Markets*, 13: 317-353.
- JACKWERTH, J. C. [1996]: *Implied binomial trees: generalizations and empirical tests*, Documento de Trabajo RPF-262, University of California at Berkeley.
- JACKWERTH, J. C., y M. RUBINSTEIN [1996]: «Recovering probability distributions from option prices», *The Journal of Finance*, 51: 1611-1631.
- PEÑA, I.; G. RUBIO, y G. SERNA [1999]: «Why do we smile? On the determinants of the implied volatility function», *Journal of Banking and Finance*, 23: 1151-1179.
- RUBINSTEIN, M. [1994]: «Implied binomial trees», *The Journal of Finance*, 49: 771-818.
- TAYLOR, S. J., y X. XU [1994]: «The magnitude of implied volatility smiles: theory and empirical evidence for exchange rates», *The Review of Futures Markets*, 13: 355-380.