

# PREDICCIÓN DE VOLATILIDAD Y PRECIOS DE LAS OPCIONES EN EL IBEX-35\*

*PILAR CORREDOR*  
*RAFAEL SANTAMARÍA*  
*Universidad Pública de Navarra*

El presente trabajo presenta los resultados de diferentes alternativas para la predicción de la volatilidad del índice Ibex-35. Entre ellas se consideran modelos de series temporales (particularmente GARCH y GJR), modelos de volatilidades implícitas y especificaciones combinadas de ambos conjuntos de información. Nuestros resultados revelan que las volatilidades implícitas ofrecen mejores resultados, en términos de predicción, que los modelos de volatilidad condicional utilizados en el trabajo (GARCH y GJR). Sin embargo, estas alternativas individuales están dominadas por una combinación de GARCH estacional-volatilidad implícita, aunque estas diferencias no resultan significativas.

*Palabras clave:* predicción, opciones, volatilidad.

*Clasificación JEL:* G10, G13, G14.

La volatilidad es una magnitud básica para el estudio de las características de los activos, por lo que su modelización y predicción ha sido objeto de una considerable atención en la literatura financiera de los últimos años. Una de las mayores controversias se centra en conocer las fuentes potenciales de predicibilidad de la volatilidad de los activos. En particular, si las volatilidades implícitas o si, por el contrario, los datos históricos del subyacente recogen información más útil para la predicción.

Los trabajos que han abordado este tema se enmarcan en dos vías diferentes. Por un lado, aquellos que intentan encontrar el mejor predictor de la volatilidad tomando como referencia de comparación a las volatilidades reales y, por otro, aquellos que tratan de medir la capacidad predictiva trasladando esas predicciones a los precios de mercado de las opciones<sup>1</sup>.

---

(\*) Los autores desean agradecer los útiles comentarios realizados por A. Novales, G. Rubio, A. León, I. Olmeda y a dos evaluadores anónimos a versiones previas del trabajo, siendo los errores subsistentes de completa responsabilidad de los autores. Asimismo agradecemos la ayuda financiera concedida por la D.G.E.S. (PB97-0676) y por la Universidad de La Rioja (API-98/A22).

(1) En la primera línea de análisis se encuentran trabajos como los de Gemmil (1986), Scott y Tucker (1989), Canina y Figleski (1993), Afonso y Lorenzo (1996), Day y Lewis (1992), Lamoreux y Lastrapes (1993), Kroner *et al.* (1995), Jorion (1995), Xu y Taylor (1995), Dewachter y León (1996), Guo (1996), Amin y Ng (1997), Adjaoute *et al.* (1998), Christensen y Prabhala (1998) y Fleming (1998). En la segunda línea se encuentran los de Harvey y Whaley (1992) y Noh *et al.* (1994).

Hay un aspecto importante que separa ambas líneas de trabajo, cual es la consideración de la volatilidad. En el primer caso se entiende que la volatilidad puede ser observada o, cuando menos, razonablemente aproximada mediante medidas tales como los residuos al cuadrado de la serie. En el segundo caso se pone el énfasis en que la volatilidad no es directamente observable, por lo que únicamente puede disponerse de un medio de comparación a través del mercado de opciones, en el que la previsión de la volatilidad media que se espera hasta el vencimiento del activo es el dato necesario para el cálculo del precio de la opción y éste es directamente observable en el mercado.

El presente trabajo se enmarca en este segundo enfoque y su objetivo es comparar la capacidad predictiva de distintos conjuntos de información. Para medir la bondad de esa capacidad predictiva se utiliza una estrategia de negociación con opciones en la que se mide la rentabilidad que se obtendría de llevarla a cabo en el mercado<sup>2</sup>. En línea con el trabajo de Noh, Engle y Kane (1994) se van a considerar dos conjuntos de información alternativos: el primero se obtiene de modelos de volatilidad condicional en los que se utilizan únicamente datos históricos del subyacente y el segundo proviene de la predicción obtenida con el empleo de volatilidades implícitas. Adicionalmente realizamos una extensión con una combinación de ambos en la que se utilizará tanto información histórica del subyacente como datos de las volatilidades implícitas<sup>3</sup>.

En línea con lo expuesto, el trabajo se estructura como sigue: el apartado primero describe la base de datos utilizada. El segundo muestra la metodología empleada en la obtención de predicciones de volatilidades con dos conjuntos de información diferentes: modelos de volatilidad condicional y volatilidades implícitas, así como la estrategia planteada para medir la capacidad predictiva y la medición de la rentabilidad. El tercer apartado recoge los resultados obtenidos. El cuarto apartado engloba la extensión para la obtención de una predicción de volatilidad combinando datos históricos y volatilidades implícitas y los resultados obtenidos al aplicar esa predicción a la estrategia comentada previamente y, por último, el apartado quinto resume las principales conclusiones que se pueden extraer del trabajo.

## 1. BASE DE DATOS

En el presente trabajo se han empleado conjuntamente dos bases de datos. La primera está compuesta por datos intradía del mercado de opciones con los que obtener las volatilidades implícitas. Con objeto de evitar transacciones poco representativas se han eliminado aquellas opciones cuya prima era igual a cero, así como aquellas con volatilidad implícita nula. Igualmente se han eliminado las operacio-

---

(2) El trabajo no es un ejercicio de comparación de predicciones de volatilidad en términos estrictos, por cuanto utiliza el mercado de opciones para realizar la comparación y emplea un modelo concreto (Black-Scholes) para derivar el precio de la opción, el cual impone, a su vez, un conjunto de supuestos sobre el comportamiento del subyacente. Estas circunstancias pueden matizar el alcance de las conclusiones presentadas.

(3) La consideración de estas alternativas se inspira en el trabajo de Lamoreux y Lastrapes (1993), aunque dicho trabajo se encuentra dentro de lo que hemos denominado primer enfoque.

nes realizadas fuera de la banda horaria entre las 11 y las 16,45 horas, puesto que en las horas extremas las volatilidades implícitas tienden a ser más altas que en el resto del día. Atendiendo a razones de liquidez, pero tratando de evitar los problemas ligados a los días inmediatos al vencimiento, se han considerado únicamente opciones con vencimiento superior a 5 días e inferior a 45 días. Se han tomado solamente las opciones dentro del rango 0,95-1,05, ya que dentro de éste se recoge una parte muy apreciable del total de opciones negociadas en el mercado (aproximadamente el 90% de las operaciones de corto). La volatilidad implícita utilizada en los análisis posteriores se obtiene promediando cada día las volatilidades implícitas de todas las operaciones del rango 0,95-1,05 que mantienen los requisitos señalados<sup>4</sup>.

La segunda base de datos la componen los precios de cierre del subyacente de la opción que han permitido obtener predicciones de volatilidad con datos históricos.

El período analizado comprende desde la introducción del mercado de derivados sobre renta variable en España en 1992 hasta diciembre de 1996. El período 1992-1995 se ha utilizado como período previo para establecer los parámetros de predicción. El año 1996 se ha empleado para la obtención de predicciones fuera de la muestra.

## 2. METODOLOGÍA: OBTENCIÓN DE PREDICCIONES Y RENTABILIDAD

En este apartado se van a describir los procesos que se han seguido tanto para el cálculo de las predicciones de volatilidad como para su traslación a precios y posteriormente la obtención de rentabilidades. Las dos primeras subsecciones presentan el método y la justificación de la obtención de los dos tipos de predicciones y la tercera se centra en la medición de la rentabilidad de la estrategia.

### 2.1. Modelos de volatilidad condicional

Inicialmente hemos optado por el modelo GARCH [Bollerslev (1986)] puesto que recoge de forma parsimoniosa el comportamiento de la mayoría de las series financieras [Lamoreux y Lastrapes (1990)]. En esta misma línea también hemos considerado el modelo GJR [Glosten *et al.* (1993)] ya que dicho modelo da entrada a las asimetrías que se presentan en el comportamiento de la volatilidad ante *shocks* positivos y negativos<sup>5</sup>. Este modelo, como muestran Engle y Ng (1993), es menos sensible a la presencia de valores extremos que el EGARCH [Nelson (1991)]. Además algunos trabajos como el de Brailsford y Faff (1996) han encontrado que el modelo GJR predice mejor que otras alternativas de volatilidad que utilizan datos históricos.

(4) Para la estimación de la volatilidad implícita diaria, siguiendo argumentos ofrecidos por Beckers (1981) o Brookfiel (1993), se toma la media de las opciones negociadas sin realizar ponderaciones en función de la sensibilidad a la volatilidad o al volumen negociado. Para la formulación de predicciones con datos históricos hubiera sido deseable disponer de datos intradiarios del índice, en aras a la realización de una comparación más justa.

(5) La incorporación del parámetro de asimetría también recoge, en parte, el denominado efecto apalancamiento como justifican los trabajos de Black (1976) o Christie (1982).

La especificación habitual de los modelos de volatilidad condicional (GARCH y GJR) se va a modificar para dar entrada al posible efecto del fin de semana. Siguiendo los trabajos de Fama (1965), Odfield (1980) y French y Roll (1986), la justificación de este efecto se puede encontrar en que la volatilidad puede venir causada, entre otros motivos, por la propia negociación, la aparición de información privada y/o la aparición de información pública. Los dos primeros motivos se trasladarán a los precios de los activos exclusivamente en los días de negociación efectiva de los títulos; sin embargo, la información pública puede darse en momentos del tiempo en los que no se esté negociando en el mercado, con lo que parte de la volatilidad aparecería en esos momentos de no negociación. En su trabajo observan cómo en los días que no existe negociación la volatilidad incrementa, aunque solamente una parte de lo que le correspondería aumentar a la volatilidad de un día. Por esta razón se intuye que la volatilidad después de unos días sin negociación será mayor que la de un día normal. Si los inversores son conocedores de esta situación lo incorporarán en sus predicciones.

Con este objetivo, siguiendo el trabajo de Noh *et al.* (1994), se va a crear una variable  $n_t$  que tomará el valor del número de días de calendario que han transcurrido desde el último día de negociación<sup>6</sup>. Por tanto,  $n_t$  tomará el valor 1 todos los días de la semana excepto los lunes en los que el valor de  $n_t$  será 3 y cualquier día después de alguna fiesta que tomará el valor de la suma de los días que hayan transcurrido sin negociación. Además esta variable se ajustará por el factor  $\delta$ , de forma que los días en los que no hay negociación sólo se incrementa una parte de la volatilidad.

El modelo GJR con la incorporación del componente fin de semana seguiría la siguiente formulación:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + u_t; \quad \text{donde } u_t \text{ sigue una } N(0, h_t),$$

$$h_t = n_t \delta \left[ \beta_0 + n_{t-1}^{-\delta} \left( \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 S_{t-1}^- u_{t-1}^2 \right) \right]$$

$S_t^-$  es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando  $u_t$  es menor que cero y 0 cuando  $u_t$  es positivo. Imponiendo conjuntamente que  $\beta_3 = 0$  y  $\delta = 0$  dispondremos del modelo con el menor número de parámetros dentro de los considerados, el GARCH no estacional. Restringiendo únicamente  $\beta_3 = 0$  se obtiene la expresión del GARCH estacional e imponiendo exclusivamente  $\delta = 0$  se llega a la expresión del GJR no estacional.

La obtención de las predicciones en estos modelos de volatilidad condicional atiende al siguiente proceso: se calcula en cada día  $t$  una predicción de la volatilidad para  $t + 1$ ,  $t + 2$ , ..., hasta  $t + \tau$ , siendo  $\tau$  el día de vencimiento de la opción y posteriormente se obtiene la media de esas predicciones.

---

(6) Esta forma de plantear la estacionalidad alivia la inclusión de variables ficticias para cada día de la semana que afectan únicamente a la constante del modelo y considera explícitamente el número de días sin negociación. Además, esta vía es especialmente útil para facilitar el proceso recursivo de predicción.

De este modo, si el proceso que se considera es un GJR estacional, las volatilidades previstas adoptan la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 h_{t+1,t} &= n_{t+1}^{\delta} \left\{ \beta_0 + n_t^{-\delta} \left( \beta_1 u_t^2 + \beta_2 h_t + \beta_3 S_t^- u_t^2 \right) \right\} \\
 h_{t+2,t} &= n_{t+2}^{\delta} \left\{ \beta_0 + n_{t+1}^{-\delta} \left( \beta_1 E[u_{t+1}^2 / \Omega_t] + \beta_2 h_{t+1,t} + \beta_3 E[S_{t+1}^- u_{t+1}^2 / \Omega_t] \right) \right\} = \\
 &= n_{t+2}^{\delta} \left\{ \beta_0 + n_{t+1}^{-\delta} (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 / 2) h_{t+1,t} \right\} \\
 &\dots \\
 h_{t+\tau,t} &= n_{t+\tau}^{\delta} \left\{ \beta_0 + n_{t+\tau-1}^{-\delta} (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 / 2) h_{t+\tau-1,t} \right\}
 \end{aligned}$$

El resto de las expresiones (GJR no estacional y GARCH estacional y no estacional) pueden derivarse sencillamente atendiendo al esquema expuesto.

Para trasladar la predicción de volatilidad al precio de la opción con el modelo de Black y Scholes (en adelante BS) necesitamos la previsión en  $t$  de la volatilidad del subyacente hasta el vencimiento  $t + \tau$  de la opción. En el contexto estudiado, dicha volatilidad puede ser razonablemente aproximada por la media de las volatilidades previstas en  $t$  desde  $t + 1$  hasta  $t + \tau$  [Heynen *et al.* (1994)]. Formalmente:

$$\sigma_{t+1,t+\tau,t}^2 = \frac{h_{t+1,t} + h_{t+2,t} + \dots + h_{t+\tau,t}}{\tau}$$

siendo  $h_{t+1,t}$ ,  $h_{t+2,t}$ , ...  $h_{t+\tau,t}$  las volatilidades obtenidas a través del GARCH, GARCH estacional, GJR o del GJR estacional, según se esté calculando la predicción con uno u otro proceso.

En el presente trabajo se realiza una estimación de la volatilidad para todas las sesiones de mercado del año 1996. De este modo, para cada uno de los cuatro procesos de volatilidad condicional considerados se estiman diariamente sus parámetros con una muestra constante de 1.000 observaciones (*forward rolling*). Con esta información y el conocimiento de los días hasta el vencimiento de la opción sobre el Ibx35 objeto de la estrategia es posible obtener una predicción de la volatilidad media hasta su vencimiento.

## 2.2. Volatilidades implícitas

Con el objetivo de obtener predicciones de volatilidad tomando la información de las volatilidades implícitas se va a seguir el planteamiento utilizado en los trabajos de Harvey y Whaley (1991 y 1992), Sheikh (1993) y Noh *et al.* (1994), entre otros. Numerosos estudios han abordado el análisis del efecto apalancamiento sobre los cambios de volatilidad, encontrándose en todos ellos un efecto significativo de la rentabilidad retardada sobre la volatilidad. Igualmente se han incorporado variables ficticias identificativas del día de la semana, especialmente las que se relacionan con el fin de semana. En la misma línea es necesario determinar el número de retardos de la variable dependiente que se deben incluir, así

como si se deben añadir movimientos de la volatilidad del otro tipo de opción. En este sentido, hay que señalar que van a utilizarse dos predicciones distintas: aquellas que provienen de datos medios de volatilidades implícitas de opciones *call* y *put* conjuntamente y las que se derivan de la utilización exclusiva de las opciones *call*, dado que van a ser éstas el objeto principal de las estrategias de inversión. En este último se considera la posibilidad de incluir las variaciones de las volatilidades implícitas de las opciones *put* como variables independientes adicionales.

Puesto que el objetivo final del trabajo es encontrar el modelo que ofrezca mejores predicciones, y no tanto la capacidad de las variables independientes para explicar la variable dependiente, se han llevado a cabo una serie de predicciones con distintas alternativas. Más concretamente, se han realizado 20 especificaciones diferentes incorporando distintos retardos de la variable dependiente (volatilidades implícitas) así como, en algunos casos, incluyendo el volumen negociado como una variable adicional. Para elegir el modelo con el que predecir durante el año 1996 se partió de un período de estimación de 1992 al tercer trimestre de 1995. Con esta información se realizó la predicción del primer día del último trimestre de 1995. Posteriormente se incorporó al conjunto de estimación el dato real de ese día y se realizó la predicción del día siguiente. Este proceso se repitió para todo el período de prueba (último trimestre de 1995).

Las distintas alternativas de predicción no ofrecieron medidas del error de predicción demasiado diferentes entre sí, por lo que se eligió el modelo empleado por Harvey y Whaley (1992) y Noh *et al.* (1994) (ver anexo 1). En particular, con datos de opciones *call* se ha seleccionado el modelo:

$$\Delta\sigma_{t+1,t+\tau}^c = \beta_0 + \beta_1.R_t + \beta_2.D_L + \beta_3.D_V + \beta_4\Delta\sigma_{t,t+\tau}^c + \beta_5\Delta\sigma_{t-1,t+\tau}^c + \beta_6\Delta\sigma_{t,t+\tau}^P + \beta_7\Delta\sigma_{t-1,t+\tau}^P + u_t$$

Donde  $\Delta\sigma_{t+1,t+\tau}^c$  es el cambio en volatilidad de  $t$  a  $t + 1$  en las opciones *call* con vencimiento  $t + \tau$ .  $R_t$  es la rentabilidad en  $t$  del activo subyacente.  $D_L$  y  $D_V$  son variables ficticias que toman el valor 1 los lunes y viernes, respectivamente, y 0 en otro caso.  $\Delta\sigma_{t,t+\tau}^c$  y  $\Delta\sigma_{t-1,t+\tau}^c$  son los cambios en volatilidad implícita en  $t - 1$  a  $t$  y  $t - 2$  a  $t - 1$ , respectivamente, de las opciones *put* con vencimiento en  $t + \tau$  y  $u_t$  es el término de error.

En el modelo de volatilidades implícitas, la predicción en  $t$  de la volatilidad media entre  $t + 1$  y  $t + \tau$  se obtiene de forma directa, puesto que en el entorno BS dichas volatilidades representan la volatilidad media durante la vida de la opción<sup>7</sup>. De este modo, el proceso consiste en estimar en cada día la regresión con toda la información conocida hasta el momento  $t$  y obtener la predicción de la volatilidad implícita  $\sigma_{t+1,t+\tau}^2$  que se negociará el día siguiente.

(7) Es preciso resaltar la distinta naturaleza de las distintas volatilidades que se estiman: modelos de volatilidad condicional en los que se obtiene la volatilidad para  $t + 1$  y volatilidades implícitas en las que se obtienen ya las volatilidades hasta  $t + \tau$ . Ello hace que no sea fácil la identificación de cada uno de los componentes en los dos modelos. No obstante, su formulación individual se apoya en una amplia literatura al respecto.

En el caso de utilizar datos medios de opciones *call* y *put*, el modelo seleccionado es el que se detalla a continuación:

$$\Delta\sigma_{t+1,t+\tau}^c = \beta_0 + \beta_1.R_t + \beta_2.D_L + \beta_3.D_V + \beta_4\Delta\sigma_{t,t+\tau} + \beta_5\Delta\sigma_{t-1,t+\tau} + u_t$$

Como puede apreciarse, la única variación con respecto al anterior es que no incluye los retardos de las volatilidades de las opciones *put*, ya que en este caso carecería de sentido incluirlos.

### 2.3. Obtención de rentabilidades

Una vez obtenidas las predicciones de volatilidad, a través de los distintos modelos planteados, el objetivo del trabajo es comparar su capacidad predictiva en términos de la rentabilidad que pueden ofrecer estrategias basadas en dichas predicciones y, en consecuencia, en las predicciones de precios que se realicen en función de éstas.

Por tanto, antes de explicar como se realiza la estrategia de negociación para obtener las rentabilidades, es preciso proceder a trasladar nuestras predicciones de volatilidad a precios de opciones con los que realmente se observe la capacidad predictiva de los diferentes modelos. El modelo utilizado para predecir los precios de las opciones es el BS, independientemente de cuál haya sido el proceso de obtención de la predicción de volatilidad (modelos de volatilidad condicional o modelos de regresión con implícitas).

Esta elección no es directa, por lo que parece conveniente realizar algunas puntualizaciones. Para trasladar la predicción de volatilidad a precio de una opción se requiere de la elección de un modelo de valoración que sea consistente con el proceso que describe el activo subyacente. Sin embargo existen básicamente dos tipos de razones que pueden justificar la utilización del modelo BS para este propósito:

- Aunque es bien conocido que el modelo posee sesgos, no es menos reconocido que es el más utilizado por los inversores en la valoración de sus transacciones en el mercado. Como argumentan Canina y Figleski (1993), existe un conflicto claro al aplicar el modelo BS puesto que el modelo asume que el proceso de precios tiene una volatilidad constante en un contexto en que la volatilidad se debe predecir puesto que cambia aleatoriamente en el tiempo. Teóricamente, los inversores racionales deberían utilizar un modelo de precios que incorpore la naturaleza estocástica de la volatilidad. Sin embargo, razones de índole práctica justifican que se utilice la volatilidad implícita del modelo BS para medir las expectativas de la volatilidad del mercado. En particular, como señala Jorion (1995), los modelos de volatilidad estocástica conllevan simulaciones numéricamente muy costosas. Estos, además, pueden estar mal especificados y exigir la estimación de parámetros adicionales que introducen una fuente suplementaria de error.

- La aparente contradicción de predecir volatilidades implícitas obtenidas desde el modelo BS utilizando procesos de volatilidad condicional para el subyacente puede quedar parcialmente resuelta. Por una parte, en las opciones *at-the-money* (ATM) se considera que la estimación obtenida de las volatilidades implícitas en BS es muy cercana a la estimación obtenida desde el modelo de Hull y

White (H-W). Por otra parte, Nelson (1990) obtiene una aproximación del modelo GARCH a un proceso de difusión en tiempo discreto y Duan (1997) amplía el conjunto de modelos de volatilidad condicional (entre los que se encuentra el GJR) que pueden aproximarse a procesos de difusión, lo cual justifica la coherencia en el empleo de modelos de volatilidad condicional junto con el modelo BS de obtención de volatilidades implícitas<sup>8</sup>.

Realizada esta precisión, pasamos a comentar la estrategia realizada. Ésta se ha pensado de manera que pueda ser fácilmente llevada a la práctica por un inversor ordinario.

En cada día  $t$ , con la información disponible hasta ese momento  $\Omega_t$ , se han previsto seis precios distintos según los diferentes modelos. En ese día el inversor compara su predicción para mañana  $E(P_{t+1} / \Omega_t)$  con el precio que cotiza hoy  $P_t$  y según su relación decidirá comprar o vender la opción para deshacerla al día siguiente<sup>9</sup>. De esta forma, si  $E(P_{t+1} / \Omega_t) > P_t$  comprará la opción hoy para venderla en  $t + 1$  esperando obtener beneficio; realizándose la operación inversa en caso contrario.

Puesto que una estrategia de este tipo conlleva riesgo se cree oportuno establecer una estrategia con cobertura delta<sup>10</sup>. Dados los altos costes que supondría realizar esta estrategia con el subyacente directamente, que en el período analizado es el índice Ibex-35, se toma como sustituto el futuro sobre el índice al igual que hicieron en su trabajo Harvey y Whaley (1992). De este modo, en cada día del período de predicción (el año 1996 completo) se compran (venden) un número de opciones correspondientes a la inversa de la delta multiplicado por cien y se venden (compran) 100 contratos de futuros. Al día siguiente la operación se deshace al precio de la primera opción de las mismas características a la comprada/vendida que se negocie a partir de las 11 horas. Si no se negocia ninguna opción idéntica, se realizará en el primer día en el que dicha opción sea negociada.

La elección de la opción que puede ser objeto de la estrategia diaria supone establecer una serie de criterios que intenten minimizar problemas de sesgos, así como de falta de liquidez. Por ello, además de las condiciones establecidas a la base de datos de forma general, se añaden otras restricciones como el que se actúe únicamente sobre opciones *call* con un vencimiento mayor o igual a 10 días e inferior a 45 días. De esta forma nos aseguramos la existencia de una opción de corto plazo con la que operar y sobre la que disponemos de un margen de unos días para poder deshacer la posición.

---

(8) El modelo GARCH(1,1) converge al modelo de volatilidad estocástica definido en Hull y White (1987) cuando el coeficiente de correlación entre los *shocks* al subyacente y los *shocks* a la varianza es cero (la evidencia para el Ibex-35 en Fiorentini, León y Rubio (1998) permite avalar este supuesto). Por otro lado, los modelos GJR y NGARCH convergen también al modelo de Hull y White con reversión a la media en la varianza pero con correlación distinta de cero. Para mayor información puede consultarse el trabajo de Sentana y León (1998).

(9) Dada la dificultad real de tener la información al final del día y tomar posición en ese mismo día se ha optado por entrar en una posición a partir de las tres de la tarde hora en la cual puede suponerse ya conocida (como expectativa) la información final del día.

(10) La cobertura delta únicamente cubre el riesgo instantáneamente, por lo que el empleo de otras coberturas más completas muy probablemente reduciría en mayor medida los posibles beneficios que pudieran obtenerse siguiendo la estrategia planteada.

La rentabilidad diaria de la estrategia atiende a la siguiente expresión:

$$R_t = \frac{a(C_{t+1} - C_t)d + b(F_{t+1} - F_t)100}{C_t}$$

Donde  $C_t$  es la prima de la opción en el momento  $t$ ;  $F_t$  es el precio del futuro en el momento  $t$ ;  $d$  es el inverso de la delta multiplicado por 100;  $a$  toma el valor 1 si la opción se compra en  $t$  o el valor  $-1$  si la opción se vende en  $t$  y  $b = -a$ . Además, si el inversor vende en  $t$  la opción, se le permite que invierta en activo libre de riesgo. Ello supone que la rentabilidad anterior se modifica en el caso de la venta, puesto que es necesario añadir la rentabilidad adicional derivada de los resultados de su inversión en activo libre de riesgo en el período  $(t, t + 1)$ . La expresión anterior de rentabilidad debe ser complementada con la incorporación de los costes de transacción, con objeto de tener una medida de la rentabilidad efectiva de la operación. Por ello el numerador se verá minorado en 25 pesetas por contrato de opción negociado, además de un 0,5% del valor de la prima de la opción y 50 pesetas por cada contrato de futuro que se negocie<sup>11</sup>.

### 3. RESULTADOS

Antes de proceder a presentar los resultados de la predicción se ha realizado una primera estimación de los cuatro modelos de volatilidad condicional considerados para el período 1992-1995. Los resultados se encuentran recogidos en el cuadro 1. Se incluye información sobre el diagnóstico de los residuos originales y de los residuos estandarizados. El contraste de Engle y el Ljung-Box detecta la presencia de heteroscedasticidad condicional en las series de residuos y de residuos al cuadrado respectivamente, lo que avala el empleo de este tipo de modelos. Asimismo los contrastes de signos propuestos por Engle y Ng (1993) detectan la presencia de asimetrías en los residuos originales. En cambio, al realizarlos sobre los residuos estandarizados no pueden rechazarse las distintas hipótesis nulas, lo que supone cierto aval a su utilización<sup>12</sup>.

El análisis se va a realizar considerando tres *ratios* diferentes, con el propósito de observar qué es lo que ocurre en las distintas bandas negociadas en el mercado. Si bien es cierto que la banda más negociada es la ATM (considerando como tal estrictamente opciones dentro de la franja 0,99-1,01), es interesante también determinar cómo se van a comportar las distintas predicciones en las opciones OTM (en las que se incluyen las opciones dentro del intervalo 0,99-0,95) y en las opciones ITM (en las que se incorporan las opciones del intervalo 1,01-1,05). A través de esta

(11) Estos costes se han recogido de la Circular 1/96 de MEFF.

(12) No obstante, en ningún caso los residuos estandarizados se ajustan completamente a la normal, aunque los valores del Jarque-Bera son algo inferiores en los dos modelos GJR. En esta primera estimación para el período inicial no se aprecia que la variable que recoge el componente estacional sea significativa al 5%. No obstante, si que ha resultado significativa en varias estimaciones realizadas para el período de predicción (año 1996).

**Cuadro 1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN INICIAL DE LOS MODELOS DE VOLATILIDAD CONDICIONAL PARA EL PERÍODO 1992-1995**

	$u_t$	$us_t(\text{GARCH})$	$us_t(\text{GARCHS})$	$us_t(\text{GJR})$	$us_t(\text{GJRS})$
C. Engle	21,49	0,18	0,20	0,01	0,00
p-valor	(0,00)	(0,91)	(0,90)	(0,99)	(0,99)
LB1(5)	4,47	4,03	4,15	4,47	4,93
p-valor	(0,48)	(0,54)	(0,52)	(0,48)	(0,42)
LB2(5)	115,06	2,17	2,21	3,38	3,34
p-valor	(0,00)	(0,82)	(0,81)	(0,64)	(0,64)
C. Signos					
Signo	0,08	0,06	0,07	0,01	0,02
p-valor	(0,51)	(0,59)	(0,51)	(0,91)	(0,24)
T. Negativo	0,30	-3,17	-4,13	4,55	4,00
p-valor	(0,00)	(0,71)	(0,63)	(0,61)	(0,44)
T. Positivo	0,94	-8,19	-8,97	0,57	0,07
p-valor	(0,35)	(0,37)	(0,32)	(0,94)	(0,99)
Conjunto	6,34	0,26	0,31	0,19	0,23
p-valor	(0,00)	(0,85)	(0,81)	(0,90)	(0,87)
J-B	53,93	60,76	60,39	51,70	51,81
p-valor	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Estimación		GARCH	GARCHS	GJR	GJRS
$\beta_0 * 10^4$		0,13	0,12	0,13	0,13
t-estadístico		(4,57)	(4,51)	(4,57)	(4,58)
$\beta_1$		0,10	0,10	0,02	0,02
t-estadístico		(4,37)	(4,35)	(1,30)	(1,39)
$\beta_2$		0,77	0,77	0,78	0,78
t-estadístico		(18,67)	(17,77)	(18,06)	(17,36)
$\beta_3$				0,12	0,12
t-estadístico				(3,18)	(3,12)
$\delta$			0,13		0,11
t-estadístico			(1,83)		(1,56)
L-L		4086,24	4087,33	4065,77	4066,64

Diagnósticos de los residuos y de los residuos estandarizados ( $us_t$ ). C. Engle: Contraste de efectos ARCH (Engle, 1982); C. Signos: Contrastes de signos propuestos por Engle y Ng (1993); LB1: Ljung-Box sobre los residuos; LB2: Ljung-Box sobre los residuos al cuadrado; J-B: Contraste de Jarque-Bera; GARCHS: GARCH estacional; GJRS: GJR estacional, L-L: Logaritmo de la función de verosimilitud.

comparativa entre las tres *ratios* puede observarse la capacidad de nuestras predicciones para adelantar la volatilidad negociada en el mercado en su conjunto<sup>13</sup>.

El cuadro 2 recoge los datos relativos a las volatilidades previstas según los seis modelos considerados. Las cuatro primeras predicciones parten de la información contenida en las series históricas de precios del subyacente que son las predicciones que se refieren a los modelos de volatilidad condicional; las otras dos predicciones parten de la información que ofrece el mercado de opciones a través de las volatilidades implícitas. Las predicciones que se obtienen de los modelos de volatilidad condicional (especialmente con el GARCH y GARCH estacional) tienen valores superiores a los que proceden de los modelos de volatilidades implícitas. Una posible explicación de este resultado puede ser la base de datos empleada en cada conjunto de información, ya que los modelos de volatilidad condicional se calculan con datos de cierre del subyacente que son normalmente algo superiores a los datos de las transacciones del día<sup>14</sup>. Si particularizamos a las predicciones basadas en volatilidades implícitas, se puede apreciar que el valor medio más alto aparece en las predicciones de volatilidades implícitas con opciones *call*, siendo la predicción de volatilidades implícitas con medias de *calls* y *puts* la que muestra el valor más bajo de todas las predicciones calculadas.

El cuadro 2 muestra también los coeficientes de correlación entre las distintas predicciones. Estos coeficientes de correlación nos ofrecen información sobre las semejanzas y diferencias entre las distintas predicciones. Los cuatro modelos de volatilidad condicional tienen coeficientes de correlación que van desde el 0,93 (entre el GARCH estacional y GJR) hasta el 0,99 (entre GARCH y GARCH estacional, GJR y GJR estacional). Estos valores tan elevados reflejan claramente el movimiento conjunto de todas estas predicciones consecuencia de la similitud entre la información que subyace en cada uno de estos modelos. Por otro lado, también las dos volatilidades implícitas parecen moverse juntas, ya que su coeficiente de correlación es 0,90. Sin embargo, la correlación de las predicciones desde los modelos de volatilidad condicional con las procedentes de volatilidades implícitas desciende pasando a unos valores comprendidos entre 0,61 (implícitas medias de *calls* y *puts* y GJR estacional) y 0,67 (entre implícitas de *calls* y el GARCH). Estas diferencias sugieren que los conjuntos de información en los que se sustentan ambos grupos son algo distintos, por lo que los distintos métodos pueden proporcionar predicciones de volatilidad sensiblemente diferentes.

El cuadro 3 muestra los datos referentes a los precios previstos según las distintas predicciones de volatilidad<sup>15</sup>, así como los precios reales en las tres *ratios*

(13) Es preciso apuntar que las aproximaciones consideradas para hacer uso de las volatilidades procedentes del BS se cumplirían en el ratio 0,99-1,01. Por lo que la extensión a los ratios ITM y OTM, aunque puede ofrecer información adicional al trabajo, podría estar sesgada por el incumplimiento estricto de esas aproximaciones.

(14) Ello nos obliga a matizar el alcance de las conclusiones obtenidas teniendo presente esta circunstancia que podría tener algún efecto en los resultados presentados en el trabajo.

(15) En el cuadro 3 (continuación), atendiendo a razones de espacio, hemos incluido únicamente el GJR estacional como representante de los modelos de volatilidad condicional. Es conveniente indicar que los resultados ofrecidos por los otros modelos son prácticamente idénticos.

**Cuadro 2: DESCRIPTIVOS DE LAS PREDICCIONES DE VOLATILIDAD:  
MEDIAS Y DESVIACIONES TÍPICAS**

	Garch	Garchs	Gjr	Gjrs	Impl c	Impl m
Media	15,72	15,70	15,69	15,65	15,48	14,36
Desv. típica	0,06	0,06	0,07	0,06	0,13	0,13
Garch	1	0,99	0,96	0,98	0,67	0,63
Garchs		1	0,93	0,96	0,65	0,63
Gjr			1	0,99	0,65	0,60
Gjrs				1	0,66	0,61
Impl c					1	0,90
Impl m						1

Descriptivos de los predicciones de volatilidad: Correlaciones; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Imp c: Predicciones con implícitas de *calls*; Imp m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

**Cuadro 3: DESCRIPTIVOS DE PRECIOS PREVISTOS Y REALES:  
MEDIAS Y DESVIACIONES TÍPICAS**

	Media (1)	Desv.	Media (2)	Desv.	Media (3)	Desv.
Garch	63,35	1,28	28,48	0,90	133,48	2,93
Garchs	63,31	1,29	28,48	0,90	133,50	2,93
Gjr	63,19	1,28	28,33	0,89	133,27	2,92
Gjrs	63,06	1,28	28,26	0,89	133,21	2,92
Impl c	62,07	1,33	27,46	0,94	129,23	2,97
Impl m	58,78	1,37	24,65	0,94	129,23	2,97
Real	64,12	1,70	26,92	1,09	138,86	3,91

(1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Imp c: Predicciones con implícitas de *calls*; Imp m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

Cuadro 3: DESCRIPTIVOS DE PRECIOS PREVISTOS Y REALES: CORRELACIONES (CONTINUACIÓN)

	Impl c (1)	Impl m (1)	Real (1)	Impl c (2)	Impl m (2)	Real (2)	Impl c (3)	Impl m (3)	Real (3)
Gjrs	0,94	0,91	0,78	0,91	0,86	0,77	0,98	0,98	0,74
Impl c	1	0,98	0,80	1	0,95	0,84	1	0,99	0,73
Impl m		1	0,79		1	0,80		1	0,72
Real			1			1			1

(1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Gjrs: Gjr estacional; Imp c: Predicciones con implícitas de *calls*; Imp m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

considerados. Se observa cómo en las opciones ATM y en las ITM el precio medio real es superior a cualquiera de las predicciones realizadas. En el caso de la *ratio* que recoge las opciones OTM este hecho no se constata, siendo el precio real un valor bastante próximo al que ofrecen las predicciones con volatilidades implícitas de opciones *call*. Un resultado que se mantiene es que todos los precios previstos con los modelos de volatilidad condicional son más elevados que los derivados de los modelos basados en volatilidades implícitas, por tanto en las opciones ATM y ITM los valores medios de las primeras están más próximos a los precios medios reales. No obstante, estos resultados medios pueden ser el resultado de compensación de sesgos sistemáticos y, por tanto, pueden ocultar mayores errores de predicción. Con objeto de analizar esta posibilidad, hacemos uso del coeficiente de correlación que nos indicará la medida de variación conjunta entre predicción y realización y puede servir de complemento a los resultados presentados.

La correlación entre los precios previstos y los reales varía según que los precios previstos procedan de uno u otro conjunto de información y de la *ratio* que se considere. Para las opciones ATM y OTM el mayor coeficiente de correlación aparece en las volatilidades implícitas de opciones *call*, siendo de 0,80 y 0,84, respectivamente. En la banda ITM, la mayor correlación se presenta en las predicciones de modelos de volatilidad condicional (0,74) aunque seguido muy de cerca de las implícitas de *calls* (0,73). Estos resultados sobre la correlación entre precios reales y previstos pueden ser un avance de los resultados que se ofrecen a continuación.

Los datos relativos a las rentabilidades<sup>16</sup> obtenidas según la estrategia planteada se presentan en los cuadros 4 y 5, sin considerar y considerando los costes de transacción, respectivamente. Según la información contenida en el cuadro 4, la rentabilidad diaria media más alta se obtiene con las volatilidades implícitas de *calls*, independientemente de la *ratio* que se tome. En todos los casos éstas son superiores a las que se obtienen con los modelos de volatilidad condicional (aunque en el caso de la franja ITM están muy próximas, especialmente a los de los modelos estacionales)<sup>17</sup>. La rentabilidad diaria obtenida con el modelo de volatilidades implícitas de *calls* va desde un 4,69% (en las opciones OTM) hasta un 0,76% (en las ITM), pasando por el 1,53% en las ATM.

No obstante, aun cuando en la mayoría de casos las rentabilidades son positivas (solo existe un caso negativo en el ratio OTM), los valores de las desviaciones típicas hacen prever una situación real más incierta. El estadístico *t* únicamente es significativo al 5% en ATM en los precios procedentes de los modelos de volatilidades implícitas y en ITM en los que proceden de modelos de volatilidades implí-

---

(16) Las rentabilidades obtenidas obedecen a una estrategia ingenua consistente en deshacer la posición al día siguiente con la primera operación en la que se negocie la opción que hemos comprado o vendido el día anterior. Ello nos parece un método acertado para el objetivo del trabajo: comparar dos métodos de predicción. No obstante, para obtener información sobre la potencialidad de la técnica elegida, podría pensarse en estrategias más complejas en las que sólo se deshiciese la posición en el caso de que la rentabilidad fuese positiva.

(17) Nótese que en esta franja las correlaciones entre precios reales y precios de mercado de modelos de volatilidad condicional eran los más altos.

Cuadro 4: RENTABILIDAD ANTES DE COSTES DE TRANSACCIÓN

	Media (1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	0,84	0,57	(1,48)	2,82	2,50	(1,12)	0,66	0,38	(1,71)
Garchs	0,83	0,57	(1,47)	2,84	2,50	(1,13)	0,74	0,38	(1,94)
Gjr	0,56	0,57	(0,98)	2,98	2,50	(1,19)	0,56	0,39	(1,45)
Gjrs	0,27	0,57	(0,48)	2,89	2,51	(1,15)	0,73	0,38	(1,87)
Impl c	1,53	0,56	(2,70)	4,69	2,64	(1,77)	0,76	0,35	(2,17)
Impl m	1,12	0,57	(1,97)	-1,47	3,03	(-0,48)	0,64	0,34	(1,84)

Los valores se encuentran multiplicados por 100. (1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

Cuadro 5: RENTABILIDAD DESPUÉS DE COSTES DE TRANSACCIÓN

	Media (1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	-0,88	0,57	(-1,54)	-1,35	2,50	(-0,56)	-0,31	0,38	(-0,82)
Garchs	-0,89	0,57	(-1,55)	-1,33	2,42	(-0,55)	-0,23	0,38	(-0,60)
Gjr	-1,16	0,57	(-2,02)	-1,19	2,42	(-0,49)	-0,41	0,39	(-1,05)
Gjrs	-1,45	0,57	(-2,51)	-1,28	2,43	(-0,52)	-0,25	0,38	(-0,64)
Impl c	-0,19	0,57	(-0,34)	0,55	2,55	(0,21)	-0,23	0,35	(-0,65)
Impl m	-0,60	0,57	(-1,05)	-5,52	3,12	(-1,77)	-0,35	0,34	(-1,02)

Los valores se encuentran multiplicados por 100. (1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

citas de opciones *call*. En el resto de casos, las rentabilidades medias diarias no son significativamente distintas de cero<sup>18</sup>.

El análisis detallado de las rentabilidades obtenidas, después de tener en cuenta los costes de transacción, podría aportar alguna información adicional a lo ya comentado. Los resultados que se ofrecen en el cuadro 5 son claros: en la práctica totalidad de casos<sup>19</sup> las rentabilidades medias diarias son negativas aunque generalmente no significativas. Estos resultados no hacen sino reafirmar las conclusiones que se han obtenido cuando se ha efectuado el análisis sin tener en cuenta los costes de transacción, por lo que parece que entre estas seis alternativas planteadas el mejor predictor es la volatilidad implícita obtenida desde opciones *call*.

Es posible que el origen de estas rentabilidades negativas se explique, además de por la evolución de los precios, por los propios costes de transacción. En este sentido, un inversor que prevea un beneficio bruto esperado de una estrategia que sea inferior al coste de transacción cierto de su realización, muy probablemente evitará llevarla a cabo. Considerando esta posibilidad, se ha realizado una prueba adicional para todos los modelos y con las tres franjas presentadas, operando únicamente cuando la diferencia entre  $E(P_{t+1} / \Omega_t)$  y  $P_t$  supere los costes de transacción. Los resultados que se han obtenido siguiendo este esquema no alteran las conclusiones finales (ver anexo 2). De forma general se obtienen rentabilidades superiores a las obtenidas con la anterior estrategia pero el *ranking* de mejoras de unas frente a otras previsiones de volatilidad se mantiene prácticamente inalterado.

Por tanto, parece que los resultados ofrecen un mayor aval empírico a la utilización de volatilidades implícitas que a los modelos de volatilidad condicional<sup>20</sup>. Este hecho, que inicialmente podría parecer obvio si se tiene en cuenta que se están previendo precios de opciones obtenidos con volatilidades implícitas, no lo es tanto puesto que las volatilidades implícitas son una transformación no lineal de los precios de las opciones y ello se traduce en que el mejor predictor de las volatilidades implícitas no es necesariamente el mejor predictor de los precios de las opciones [Harvey y Whaley (1992)]<sup>21</sup>. Por otro lado, Noh *et al.* (1994), utilizando el mismo planteamiento que se ha seguido en este trabajo, llegan a conclusiones opuestas para el S&P500; esto es, los modelos de volatilidad condicional superan en términos de predicción a los modelos de implícitas.

Por último, conviene matizar que las conclusiones no pueden generalizarse más allá del activo, período y mercado en el que se han obtenido. En este sentido,

---

(18) La validez del estadístico queda garantizada si se supone que las rentabilidades obtenidas por las estrategias de negociación de cada día son independientes.

(19) La excepción es la rentabilidad positiva cuando se predice con volatilidades implícitas de *calls* en opciones OTM.

(20) Nuevamente es conveniente matizar que estos resultados pueden ser dependientes de la utilización del modelo BS y de la aplicación al mercado de opciones como ámbito de comparación.

(21) Además, aunque el modelo presentado para las volatilidades implícitas puede parecer más flexible (por el número de parámetros que incluye) frente a los modelos de volatilidad condicional, esto no significa que su poder predictivo vaya a ser mejor. Como argumentan Dumas *et al.* (1998) en referencia al mercado de opciones, un modelo más flexible puede dominar *in-sample* al sobreajustar los datos pero tener menos poder predictivo en términos de precios *out-of-sample* si está mal especificado.

el mejor comportamiento de la predicción de volatilidades implícitas puede deberse a su relación con la liquidez del mercado, ya que incrementos de las volatilidades implícitas podrían reflejar expectativas sobre incrementos de la volatilidad futura, así como posibles situaciones de iliquidez. También puede ocurrir que las volatilidades implícitas sean el *input* más común para formar expectativas futuras y, en consecuencia, ofrezcan mejores predicciones independientemente de su adecuación real. Es interesante destacar que el análisis realizado nos aporta especial información sobre la volatilidad que va a tener cotizada el mercado de opciones al día siguiente más que determinar si realmente una u otra forma de predecir la volatilidad recoge mejor la volatilidad futura del subyacente.

#### 4. PREDICCIONES DE VOLATILIDADES COMBINANDO VOLATILIDADES IMPLÍCITAS Y DATOS HISTÓRICOS DEL SUBYACENTE

Una tercera vía alternativa de obtener predicciones de volatilidad es aquella en la que se intenta combinar la información que proviene de datos históricos con la de las expectativas futuras sobre la volatilidad (volatilidades implícitas) ya que pueden contener información con cierto grado de complementariedad. Una vez observados los resultados con las dos fuentes de predicción de volatilidades más utilizadas, se pretende extender el trabajo calculando una nueva predicción de volatilidad que sea una combinación de ambas, permitiendo de este modo que el virtual inversor se aproveche de ambos conjuntos de información.

Para formalizar esta idea es preciso determinar los parámetros que van a ponderar cada una de esas predicciones previas para formar la nueva predicción. Puesto que ambos conjuntos de información contienen una parte importante común, en cualquier estimación que se lleve a cabo pueden aparecer problemas de multicolinealidad. Teniendo esta idea presente se va a extraer de las predicciones obtenidas con modelos de volatilidad condicional la información que es ortogonal a las predicciones obtenidas con volatilidades implícitas de opciones *call* (que son las que mejores resultados han dado previamente) a través de la siguiente regresión:

$$\sigma^{\Omega_2} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \sigma^{\Omega_1} + v_t$$

donde  $\sigma^{\Omega_1}$  y  $\sigma^{\Omega_2}$  representan las predicciones de volatilidad que se ha obtenido con el conjunto de información  $\Omega_1$  (volatilidades implícitas) y el  $\Omega_2$  (volatilidades históricas), respectivamente. De esta forma los residuos  $v_t$ , extraídos de la anterior regresión recogen la parte de la información del conjunto  $\Omega_2$  que no está contenida en  $\Omega_1$ . En adelante, estos residuos que componen el conjunto de información  $\Omega_3$  los identificaremos con  $\sigma^{\Omega_3}$ .

De esta forma disponemos de cuatro series  $v_t$  distintas procedentes del empleo de cada uno de los cuatro modelos de volatilidad condicional. Con esta nueva información se obtienen los parámetros de ponderación para cada conjunto de información ( $\Omega_1$  y  $\Omega_3$ ).

$$\sigma = \lambda_1 \cdot \sigma^{\Omega_1} + \lambda_2 \cdot \sigma^{\Omega_3}$$

Este modelo presenta la volatilidad realizada ( $\sigma_{t,t+\tau}$ ) en función de las volatilidades implícitas  $\sigma^{\Omega_1}$  y de la parte ortogonal a éstas procedente de los modelos de volatilidad condicional  $\sigma^{\Omega_3}$ . El procedimiento para el cálculo del vector de residuos y de las ponderaciones entre conjuntos de información es el siguiente: comenzando con los datos del primer trimestre de 1996, estimamos el vector de residuos y obtenemos la ponderación de ambos conjuntos de información. Disponiendo de estas ponderaciones y de las predicciones  $\sigma_{t+1}^{\Omega_1}$  y  $\sigma_{t+1}^{\Omega_3}$  puede obtenerse la predicción del primer día del segundo trimestre  $\sigma_{t+1,t+\tau}$ . Posteriormente se repite el proceso estableciendo una ventana de un trimestre de datos con los que es posible estimar los residuos y las ponderaciones y, de este modo, calcular las predicciones diarias hasta completar el año 1996.

En resumen, cada día contamos con cuatro predicciones adicionales de datos combinados, que se derivan de los cuatro procesos de volatilidad condicional elegidos (GARCH, GARCH estacional, GJR y GJR estacional) junto con la estimación procedente del modelo de volatilidades implícitas con opciones *call*.

Los resultados de las estrategias realizadas con estas cuatro predicciones combinadas se recogen en los cuadros 6 y 7 (antes y después de costes de transacción, respectivamente). Para propósitos de comparación, se recogen igualmente los resultados derivados de los modelos individuales, pero acotados al mismo período de análisis.

Puede observarse que en todos los casos existe alguna combinación que supera a los resultados derivados de las implícitas de opciones *call* (ver cuadro 6). En las bandas ATM e ITM esta circunstancia se presenta en una única combinación, la resultante del GARCH estacional con las implícitas, aunque el resto de resultados son muy similares. En la banda OTM, en cambio, se presenta en tres de las cuatro combinaciones, con la excepción de la combinación GJR e implícitas.

Observando el cuadro 7, donde se ofrecen los resultados después de tener en cuenta los costes de transacción, se detecta el mismo comportamiento que se ha comentado para los resultados obtenidos antes de costes de transacción. Los datos aparecen negativos o positivos, pero en ningún caso significativos. Este hecho ofrece cierto aval a la hipótesis de eficiencia del mercado puesto que con una estrategia simple cubierta como la planteada no se consigue obtener beneficios<sup>22</sup>.

En resumen, los resultados muestran que la combinación de GARCH estacional con volatilidades implícitas procedentes de opciones *call* mejora en todos los casos a las predicciones que se obtienen con las volatilidades implícitas solas. En la banda OTM esta afirmación puede generalizarse a otras dos combinaciones adicionales en las que la información adicional procedente de los datos históricos parece ser relevante. No obstante, los resultados derivados de un simple contraste de diferencia de medias entre las rentabilidades procedentes de la predicción con implícitas respecto de la mejor combinación estudiada nos indican que estas dife-

---

(22) Adicionalmente se realizó la estrategia operando únicamente cuando el valor esperado de los beneficios de una operación era superior a los costes de transacción ciertos de llevarla a cabo, conduciendo a similares conclusiones. Los resultados están disponibles solicitándolos a los autores.

Cuadro 6: RENTABILIDADES ANTES DE COSTES DE TRANSACCIÓN (01/04/96-30/12/96)

	Media(1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	1,09	0,58	(1,86)	3,80	3,26	(1,16)	0,53	0,36	(1,45)
Garchs	1,02	0,58	(1,75)	3,84	3,27	(1,17)	0,64	0,36	(1,77)
Gjr	0,73	0,59	(1,25)	3,88	3,27	(1,18)	0,52	0,36	(1,43)
Gjrs	0,33	0,59	(0,56)	3,66	3,28	(1,11)	0,64	0,36	(1,78)
Impl c	2,25	0,57	(3,94)	6,13	3,42	(1,78)	0,95	0,32	(2,90)
Impl m	1,36	0,59	(2,32)	-1,27	3,98	(-0,31)	0,83	0,31	(2,62)
A	2,21	0,57	(3,86)	6,59	3,45	(1,90)	0,93	0,32	(2,88)
B	2,36	0,56	(4,15)	6,49	3,46	(1,88)	0,97	0,32	(3,03)
C	2,15	0,57	(3,73)	5,98	3,47	(1,72)	0,93	0,32	(2,87)
D	2,24	0,57	(3,91)	6,45	3,47	(1,86)	0,92	0,32	(2,85)

(1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*; A: predicciones combinadas de Garch e implícitas de *calls*; B: predicciones combinadas de Garchs estacional e implícitas de *calls*; C: predicciones combinadas de Gjr e implícitas de *calls*; y D: predicciones combinadas de Gjr estacional e implícitas de *calls*.

Cuadro 7: RENTABILIDADES DESPUÉS DE COSTES DE TRANSACCIÓN (01/04/96-30/12/96)

	Media (1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	-0,68	0,58	(-1,16)	-0,62	3,13	(-0,20)	-0,43	0,36	(-1,16)
Garchs	-0,74	0,58	(-1,26)	-0,58	3,14	(-0,18)	-0,31	0,36	(-0,87)
Gjr	-1,03	0,59	(-1,74)	-0,55	3,14	(-0,17)	-0,44	0,36	(-1,20)
Gjrs	-1,44	0,60	(-2,40)	-0,77	3,16	(-0,24)	-0,31	0,36	(-0,86)
Impl c	0,48	0,57	(0,83)	1,75	3,29	(0,53)	-0,02	0,32	(-0,08)
Impl m	-0,40	0,18	(-2,15)	-5,54	4,11	(-1,34)	-0,15	0,32	(-0,47)
A	0,44	0,58	(0,76)	2,23	3,32	(0,67)	-0,04	0,32	(-0,14)
B	0,59	0,57	(1,03)	2,13	3,32	(0,64)	-0,00	0,32	(-0,00)
C	0,37	0,58	(0,65)	1,62	3,34	(0,48)	-0,04	0,32	(-0,15)
D	0,47	0,57	(0,81)	2,10	3,33	(0,62)	-0,05	0,32	(-0,16)

Los valores se encuentran multiplicados por 100. (1) *Ratio* 0,99-1,01; (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*; A: predicciones combinadas de Garch e implícitas de *calls*; B: predicciones combinadas de Garchs estacional e implícitas de *calls*; C: predicciones combinadas de Gjr e implícitas de *calls*; y D: predicciones combinadas de Gjr estacional e implícitas de *calls*.

rencias no son significativas<sup>23</sup>, sembrando cierta duda sobre el interés de su consideración desde un punto de vista de beneficio-coste de la información.

Por último, señalar que estos resultados dejan abierta la posible exploración de volatilidades que no sean las procedentes de la inversión de BS, sino las derivadas de la inversión del modelo de valoración de opciones consistente con el proceso que describe el subyacente, así como el empleo de estimaciones no paramétricas mediante redes neuronales artificiales o su utilización como técnica de agregación no lineal de combinaciones paramétricas.

## 5. CONCLUSIONES

El presente trabajo aborda una cuestión de gran interés en la literatura financiera: la predicción de la volatilidad a través del mercado de opciones. Desde la perspectiva de los distintos trabajos que han estudiado este tema, se ha optado por la vía de analizar la mejoría predictiva de distintas alternativas atendiendo a sus efectos en precios, dado que su comparación con volatilidades realizadas no resulta muy adecuada por ser éstas no observables directamente en el mercado.

Con dicho objetivo se han empleado dos tipos de volatilidades: las obtenidas a través de modelos de volatilidad condicional utilizando datos históricos y las obtenidas a través de volatilidades implícitas. El análisis se ha realizado en el mercado español de renta variable y más concretamente utilizando el mercado de opciones sobre el Ibex-35. El período estudiado comprende desde 1992 hasta finales de 1996.

Los resultados obtenidos de ambas alternativas individuales parecen sugerir una mayor capacidad predictiva de las predicciones que proceden de volatilidades implícitas frente a las otras alternativas. Sin embargo, la combinación de GARCH estacional con implícitas de opciones *call* ofrece mejores resultados en todas las *ratios*. Especialmente, es en la *ratio* OTM en el que parece más interesante la inclusión de la información procedente de datos históricos como complemento a la que proviene de las volatilidades implícitas. No obstante, las rentabilidades derivadas de las distintas combinaciones no parecen ser significativamente diferentes de las que provienen del uso de las implícitas, arrojando ciertas dudas sobre su utilidad en términos de la relación beneficio-coste de la información.

Conviene matizar, como hemos puesto de manifiesto a lo largo del trabajo, que los resultados pueden ser dependientes de los datos, el modelo y el campo de pruebas utilizado en la comparación; esto es, el mercado de opciones.

Por último, nos parece interesante destacar que, si bien los resultados apoyan la capacidad predictiva de los modelos empleados para obtener los precios futuros de las opciones, la inclusión de los costes de transacción anula sus beneficios potenciales, lo cual supone un aval empírico para el mantenimiento de la hipótesis de eficiencia de mercado.

---

(23) Los valores del estadístico t de las diferencias de medias son 1,01 para ATM; 0,99 para OTM; y 1,43 para ITM.

ANEXO 1

ECM	<i>Call</i>			<i>Call+Put</i>		
	√	//	%	√	//	%
(a) 1	0,0375	0,0286	95,12	0,0418	0,0326	98,92
2	0,0372	0,0286	99,69	0,0417	0,0324	106,32
3	0,0370	0,0282	98,93	0,0420	0,0329	110,88
4	0,0369	0,0283	99,96	0,0419	0,0325	108,14
5	0,0372	0,0284	101,31	0,0420	0,0326	106,67
(b) 1	0,0364	0,0272	88,89			
2	0,0363	0,0271	96,56			
3	0,0364	0,0273	93,80			
4	0,0369	0,0282	99,15			
5	0,0374	0,0285	98,52			
(c) 1	0,0386	0,0298	108,00	0,0417	0,0328	97,63
2	0,0382	0,0294	108,32	0,0419	0,0326	105,35
3	0,0381	0,0288	108,04	0,0419	0,0328	109,89
4	0,0380	0,0289	108,16	0,0417	0,0324	107,40
5	0,0383	0,0289	106,64	0,0420	0,0326	106,43
(d) 1	0,0374	0,0283	100,78			
2	0,0371	0,0280	103,24			
3	0,0374	0,0279	103,74			
4	0,0378	0,0290	108,39			
5	0,0386	0,0290	104,21			

Resultados de las medidas del error de predicción: (a): modelo con retardos de la variable dependiente; (b): modelo con retardos de la variable dependiente más retardos del otro tipo de opción; (c): modelo (a) incluyendo el volumen de negocio; (d): modelo (b) incluyendo el volumen negociado.

## ANEXO 2

	Media (1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	0,96	0,62	(1,55)	3,43	2,67	(1,28)	0,83	0,45	(1,81)
Garchs	0,74	0,60	(1,22)	3,63	2,63	(1,38)	0,82	0,46	(1,77)
Gjr	0,70	0,60	(1,16)	3,16	2,69	(1,17)	0,70	0,45	(1,55)
Gjrs	0,76	0,59	(1,28)	3,25	2,70	(1,20)	0,71	0,45	(1,56)
Impl c	1,76	0,67	(2,59)	5,12	2,87	(1,77)	0,94	0,38	(2,46)
Impl m	1,16	0,61	(1,90)	-1,76	3,36	(-0,52)	0,59	0,35	(1,65)

Rentabilidades antes de costes de transacción estableciendo un filtro de negociación. Los valores se encuentran multiplicados por 100. (1) *Ratio* 0,99-1,01, (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.

	Media (1)	Desv. (1)	t-stud. (1)	Media (2)	Desv. (2)	t-stud. (2)	Media (3)	Desv. (3)	t-stud. (3)
Garch	-0,74	0,62	(-1,19)	-0,70	2,56	(-0,27)	-0,14	0,45	(-0,32)
Garchs	-0,97	0,61	(-1,60)	-0,51	2,53	(-0,20)	-0,16	0,46	(-0,35)
Gjr	-0,99	0,61	(-1,62)	-1,02	2,60	(-0,39)	-0,28	0,45	(-0,61)
Gjrs	-0,94	0,60	(-1,57)	-0,93	2,61	(-0,35)	-0,27	0,45	(-0,59)
Impl c	0,04	0,68	(0,06)	0,92	2,77	(0,33)	-0,03	0,38	(-0,10)
Impl m	-0,53	0,61	(-0,87)	-5,76	3,45	(-1,66)	-0,40	0,35	(-1,12)

Rentabilidades después de costes de transacción estableciendo un filtro de negociación. Los valores se encuentran multiplicados por 100. (1) *Ratio* 0,99-1,01, (2) *Ratio* 0,95-0,99; y (3) *Ratio* 1,01-1,05; Garchs: Garch estacional; Gjrs: Gjr estacional; Impl c: Predicciones con implícitas de *calls*; Impl m: Predicciones con implícitas medias de *calls* y *puts*.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adjaoute K., M. Bruand y R. Gibson-Asner (1998): "On the predictability of the stock market volatility: does history matter?", *European Financial Management*, vol. 4, n.º 3, págs. 293-319.
- Afonso J.A. y R.M. Lorenzo (1996): "Predicción de volatilidad: una aplicación al mercado español de opciones sobre el Ibex-35", *Documento de Trabajo Univ. de la Laguna*.
- Amin K.I. y V.K. Ng (1997): "Inferring future volatility from the information in implied volatility in eurodollar options: a new approach", *The Review of Financial Studies*, vol. 10, n.º 2, págs. 333-367.
- Beckers S. (1981): "Standard deviations implied in option prices as predictors of future stock price variability", *Journal of Banking and Finance*, vol. 5, págs. 363-381.
- Black F. (1976): "Studies of stock price volatility changes", in *Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, págs. 177-181.
- Bollerslev T. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, págs. 307-327.
- Brailsford T.J. y R.W. Faff (1996): "An evaluation of volatility forecasting techniques", *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, págs. 419-438.
- Brookfiel D. (1993): "Traded options, capital gains and the term structure of implied volatilities", *Applied Financial Economics*, vol. 3, págs. 1-13.
- Canina L. y S. Figlewski (1993): "The informational content of implied volatility", *The Review of Financial Studies*, vol. 6, n.º 3, págs. 659-681.
- Christensen B.J. y N.R. Prabhala (1998): "The relation between implied and realized volatility", *Journal of Financial Economics*, vol. 50, págs. 125-150.
- Christie A. (1982): "The stochastic behaviour of common stock variances: value, leverage and interest rate effects", *Journal of Financial Economics*, vol. 10, págs. 407-432.
- Day T.E. y C.M. Lewis (1992): "Stock market volatility and the information content of stock index options", *Journal of Econometrics*, vol. 52, págs. 267-287.
- Dewachter H. y A. León (1996): "The information content of options on the Ibex-35", *Revista Española de Economía*, vol. 13, n.º 2, págs. 159-180.
- Duan J.C. (1997): "Augmented GARCH(p,q) process and its diffusion limit", *Journal of Econometrics*, vol. 79, págs. 97-127.
- Dumas B, J. Fleming y R.E. Whaley (1998): "Implied volatility functions: empirical test", *Journal of Finance*, vol. 53, págs. 2.059-2.106.
- Engle R.F. y V.K. Ng (1993): "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance*, vol. 48, n.º 5, págs. 1.749-1.778.
- Fama E.F. (1965): "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, vol. 38, págs. 34-105.
- Fiorentini G., A. León y G. Rubio (1998): "Short-term options with stochastic volatility: estimation and empirical performance", Mimeo.
- Fleming J. (1998): "The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices", *Journal of Empirical Finance*, vol. 5, págs. 317-345.
- French K.R. y R. Roll (1986): "Stock return variances. The arrival of information and the reaction of traders", *Journal of Financial Economics*, vol. 17, págs. 5-26.
- Gemmil G. (1986): "The forecasting performance of stock options on the London traded option market", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 13, n.º 4, págs. 535-546.

- Glosten L.R., R. Jagannathan y D.E. Runkle (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *The Journal of Finance*, vol. 48, n.º 5, págs. 1.779-1.801.
- Guo D. (1996): "The predictive power of implied stochastic variance from currency options", *The Journal of Futures Markets*, vol. 16, n.º 8, págs. 915-942.
- Harvey C.R. y R.E. Whaley (1991): "S&P 100 Index option volatility", *The Journal of Finance*, vol. 46, n.º 4, págs. 1.551-1.561.
- Harvey C.R. y R.E. Whaley (1992): "Market volatility prediction and the efficiency of the S&P 100 index option market", *Journal of Financial Economics*, vol. 31, págs. 43-73.
- Heynen R., A. Kemna y T. Vorst (1994): "Analysis of the term structure of implied volatilities", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29, n.º 1, págs. 31-56.
- Hull J. y A. White (1987): "The pricing of options on assets with stochastic volatilities" *Journal of Finance*, vol. 42, n.º 2, págs. 281-300.
- Jorion P. (1995): "Predicting volatility in the foreign exchange market", *Journal of Finance*, vol. 50, n.º 2, págs. 507-528.
- Kroner K.F., K.P. Kneafsey y S. Claessens (1995): "Forecasting volatility in commodity markets", *Journal of Forecasting*, vol. 14, págs. 77-95.
- Lamoreux C.G. y W.D. Lastrapes (1990): "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 8, n.º 2, págs. 225-234.
- Lamoreux C.G. y W.D. Lastrapes (1993): "Forecasting stock-return variance: toward an understanding of stochastic implied volatilities", *The Review of Financial Studies*, vol. 6, n.º 2, págs. 293-325.
- Nelson D.B. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, vol. 59, págs. 347-370.
- Nelson D.B. (1990): "ARCH models as diffusion approximations", *Journal of Econometrics*, vol. 45, págs. 7-38.
- Noh J., R.F. Engle y A. Kane (1994): "Forecasting volatility and option prices of the S&P 500 index", *The Journal of Derivatives*, Fall, págs. 17-30.
- Oldfield G.S. Jr y R.J. Rogalski (1980): "A theory of common stock returns over trading and non-trading periods", *Journal of Finance*, vol. 35, págs. 729-751.
- Scott E. y A.L. Tucker (1989): "Predicting currency return volatility", *Journal of Banking and Finance*, vol. 13, n.º 6, págs. 839-851.
- Sentana E. y A. León (1998): "From discrete to continuous time and back again" Mimeo.
- Sheikh A.M. (1993): "The behavior of volatility expectations and their effects on expected returns", *Journal of Business*, vol. 66, n.º 1, págs. 93-116.
- Xu X. y S.J. Taylor (1995): "Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options market", *Journal of Banking and Finance*, vol. 19, págs. 803-821.

*Fecha de recepción del original: marzo, 1999*

*Versión final: noviembre, 2000*

ABSTRACT

This paper examines the performance of several alternative volatility forecasts for the Ibex-35 index. Forecasts include time series (GARCH and GJR models), implied volatility, and composite specifications. We find that implied volatilities yield better results than the conditional models used (GARCH and GJR). However, all are dominated by one composite specification (seasonal GARCH-Implied volatilities), although the differences are not significant.

*Key words:* forecasting, options, volatility.

*JEL classification:* G10, G13, G14.