

ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE LOS COEFICIENTES IMPLÍCITOS DE VOLATILIDAD, ASIMETRÍA Y CURTOSIS EN EL PRECIO DE MERCADO DE LAS OPCIONES SOBRE EL IBEX-35 Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS

IGNACIO MARTÍN-TEJORERO

RESUMEN

En el presente trabajo se analiza la relación entre los coeficientes de volatilidad, asimetría y curtosis implícitos en los precios de mercado de opciones europeas sobre el futuro del IBEX-35, utilizando el modelo de Corrado y Su (1996), durante el periodo que va desde enero de 2008 hasta enero de 2012. Los resultados del análisis de los errores de valoración, tanto dentro como fuera de muestra, indican, como es habitual en este tipo de trabajos, que el modelo de Corrado y Su se comporta mejor que el modelo Black-Scholes. Del análisis de causalidad realizado se deduce que no se observa relación de causalidad del mercado de opciones a las variables macroeconómicas seleccionadas (rendimiento del IBEX-35, prima de riesgo de España y precio del CDS español). Sin embargo, sí se aprecia una relación de causalidad de las variables macroeconómicas al mercado de opciones. Por otra parte, al realizar el análisis de regresión encontramos que las variables macroeconómicas tienen un bajo poder explicativo sobre el comportamiento del mercado de opciones, sin que la crisis de deuda del estado español haya modificado dicha relación.

Septiembre 2012

Introducción

En los últimos años ha habido una gran cantidad de trabajos que han tratado de analizar el contenido informativo de los coeficientes de volatilidad, asimetría y curtosis implícitos en los precios de mercado de las opciones. Así, podemos citar entre otros a Navatte y Villa (2000), Serna (2004) y Kim y Lee (2010). Estos trabajos resultan de gran interés desde el punto de vista de los inversores ya que podrían emplear este tipo de resultados para llevar a cabo estrategias de inversión de menor riesgo.

Navatte y Villa analizan el contenido informativo de los parámetros implícitos en el mercado financiero francés. Estos autores hallan que los momentos implícitos contienen información relevante sobre los momentos futuros de los rendimientos del CAC 40, aunque la cantidad de información disminuye al aumentar el orden de los momentos. Serna (2004) encuentra resultados similares a los de Navatte y Villa (2000) para el mercado español. Por su parte Kim y Lee (2010) examinan la posible relación de causalidad entre la volatilidad implícita y los rendimientos del Kospi 200 concluyendo que existe una relación de causalidad bidireccional.

En este estudio tratamos de profundizar en esta línea de investigación. Nuestro objetivo es analizar las posibles relaciones de causalidad entre los coeficientes implícitos de Corrado y Su (1996) en el mercado de opciones español sobre el IBEX-35 y determinadas variables macroeconómicas, como la prima de riesgo, el precio de los CDS y el rendimiento del IBEX 35.

En cuanto a la modelización del comportamiento del mercado financiero, los modelos tradicionales que se emplean para este fin, como el de Black y Scholes presentan importantes limitaciones, que comentaremos más adelante. A lo largo de la historia se ha comprobado que los rendimientos de los activos financieros, al menos en el caso de los activos de renta variable, no se distribuyen normalmente, sino que presentan asimetría negativa y exceso de curtosis. El modelo de Corrado y Su (1996) incorpora estas características, por lo que resulta apropiado para llevar a cabo el presente estudio.

Nuestro modelo nos permite analizar si la crisis de crédito en la que nos encontramos inmersos en la actualidad ha provocado cambios significativos en la relación existente entre el mercado de derivados y la situación económica del país, representada mediante las variables macroeconómicas seleccionadas

El trabajo se encuentra dividido en cuatro secciones. En la primera sección se describen los datos con los que se ha elaborado el trabajo. En la segunda sección se lleva a cabo una breve revisión de literatura, se desarrolla el modelo de Corrado y Su y se analiza su comportamiento. En la tercera sección se analiza el contenido informativo de los coeficientes implícitos mediante un análisis de causalidad y de cambio estructural. En la última sección se exponen las conclusiones más destacadas del estudio.

1. Los datos

Para realizar este trabajo se han utilizado los precios de cierre de las opciones de compra que fueron negociadas en MEFF desde el 1 de enero de 2008 hasta el 31 de enero de 2012. Se han utilizado las opciones con vencimiento más próximo debido a que, en el mercado español, la liquidez está concentrada en este tipo de contratos. El precio de mercado se ha obtenido como la media entre el precio de oferta y el precio de demanda.

Como aproximación a los tipos de interés libre de riesgo se ha utilizado las series diarias anualizadas del Euribor a una, dos, tres y cuatro semanas en función del vencimiento de la opción considerada.

Se han aplicado los siguientes filtros de exclusión para construir la base de datos utilizada. En primer lugar, no se ha tenido en cuenta las opciones cuyo grado de moneyness fuese menor que 0,90 o mayor que 1,10, entendiendo como grado de moneyness el cociente entre el precio de ejercicio de la opción y el precio del futuro. Se han eliminado de la muestra todas las opciones cuyo precio de venta fuese mayor que el doble del precio de compra. Además, no se han considerado aquellas opciones que incumpliesen las condiciones de no arbitraje de Merton. Por último se han eliminado de la muestra los días en los que no se disponen de al menos tres opciones de compra para evitar errores de valoración ocasionados por la falta de observaciones necesarias para obtener los parámetros implícitos del modelo de Corrado y Su. Estos filtros se han llevado a cabo para garantizar la liquidez de las opciones utilizadas en el estudio.

Se ha obtenido un total de 6276 opciones de compra para un total de 882 días. El siguiente cuadro recoge las características descriptivas de los precios de las opciones que componen la muestra. Se han categorizado las opciones en función del grado de moneyness, utilizando las categorías propuestas por Peña, Rubio y Serna (1999).

Tabla 1

Opciones de compra			
	Grado de moneyness	Precio medio	Número de observaciones
Muy ITM	0,90-0,97	575,55	380
ITM	0,97-0,99	317,79	760
ATM	0,99-1,01	206,28	1207
OTM	1,01-1,03	128,75	1329
Muy OTM	1,03-1,10	63,65	2600
Todas		166,64	6276

OAT, ATM, ITM son las siglas inglesas de opciones fuera de dinero, a dinero y en dinero respectivamente.

Se aprecia una proporción elevada de opciones que se encuentran muy fuera de dinero, por lo que los coeficientes implícitos pueden verse sesgados por la gran cantidad de opciones muy fuera de dinero contenidas en la muestra, lo mismo sucede en Serna (2004).

Por otro lado, disponemos de las series históricas diarias del Ibex 35, de la prima de riesgo española y de precio del CDS español desde 1 de enero de 2008 hasta el 31 de enero de 2012. Estas variables resultan de evidente interés. Sin embargo, hay que tener en cuenta que su elección está condicionada por la necesidad de disponer de datos diarios. Por este motivo, otras variables que también podrían resultar relevantes no se han podido incluir en el análisis.

Figura 1



Figura 2



Figura 3



Como cabía esperar, el comportamiento de la prima de riesgo española es muy similar al precio del CDS. Hasta mayo del 2010 se producen cambios pocos significativos en estas variables, pero a partir de este momento, nos encontramos inmersos en una crisis de deuda pública de los estados europeos en general, y del estado español en particular. Esto ha provocado una mayor inestabilidad en los precios de los CDS y en la prima de riesgo.

Ha sido necesario tomar los rendimientos de las series anteriores para que fuesen estacionarias tanto en media como en varianza. Para contrastar la estacionariedad de las series de rendimientos hemos llevado a cabo el test de Dickey-Fuller de raíz unitaria, cuyos resultados confirman la no existencia de raíz unitaria, y por lo tanto que las series de utilizadas son estacionarias. A partir de este momento cuando en los cálculos nos refiramos a la prima de riesgo o al CDS estaremos hablando siempre las rentabilidades de estas variables (diferencias logarítmicas).

Figura 4

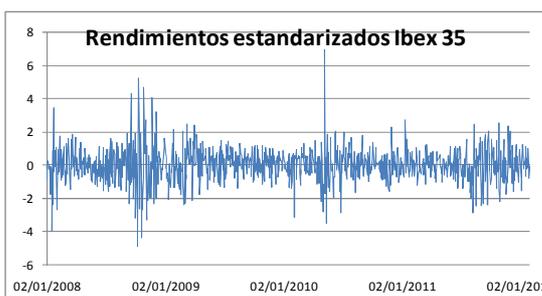


Figura 5

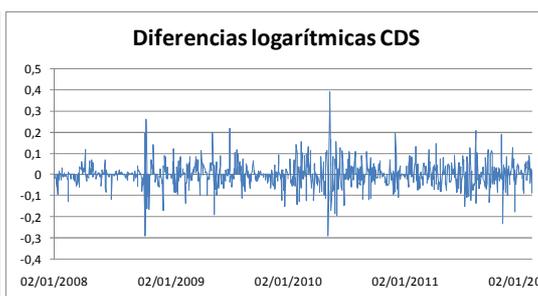
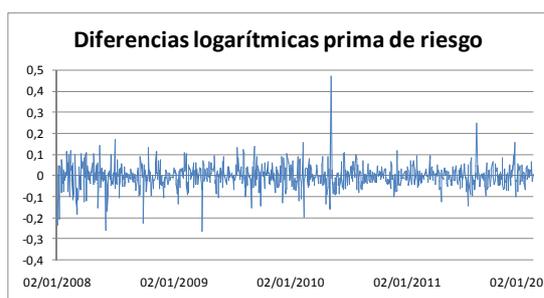


Figura 6



2. Modelo de Corrado y Su

2.1 Revisión de literatura

Multitud de estudios han puesto de manifiesto las limitaciones que presenta el modelo de valoración de opciones de propuesto por Black-Scholes (1973). A partir del crash que se produjo

en 1987, se ha comprobado empíricamente que la volatilidad implícita depende del precio de ejercicio de la opción. Esto es conocido como sonrisa de volatilidad. El efecto de la sonrisa de volatilidad se puede atribuir al supuesto poco realista de que los rendimientos del activo subyacentes se distribuyen normalmente con una volatilidad constante.

Existen numerosos intentos de resolver las limitaciones que presenta el modelo de Black-Scholes de diversas maneras. Por un lado, se implementaron modelos con factores como la volatilidad o los tipos de interés que dejan de ser constantes y pasan a seguir un proceso estocástico. Cabe destacar los modelos de volatilidad estocástica de Hull y White (1987), Heston (1993) y el de Bates (1996). Sin embargo, Bakshi, Cao y Cheng (1997) concluyeron que los modelos de volatilidad estocástica no eran capaces de explicar completamente los sesgos del modelo de Black y Scholes.

Por otro lado, Rubinstein (1994) encontró la manera de introducir volatilidad no constante en la valoración de opciones mediante la utilización de árboles binomiales implícitos. Dumas, Fleming y Whaley (1998) concluyen que los árboles binomiales no logran mejorar en términos de valoración al modelo de Black y Scholes con volatilidad no constante.

Algunos autores mediante expansiones en serie, han tratado de aproximar la “verdadera” función de densidad de los rendimientos del activo subyacente. Bajo estas aproximaciones se incorpora los efectos provocados por la asimetría negativa y exceso de curtosis que presentan los rendimientos de los activos de renta variable. Cabe destacar los trabajos de Jarrow y Rudd (1982) y el de Corrado y Su (1996).

Los primeros utilizan una expansión en serie de Gram-Charlier de cuarto grado de la función de densidad de una variable log-normal para introducir los efectos de asimetría y curtosis no normales. En su estudio, Jarrow y Rudd aproximan al precio de la opción en los casos en los que el subyacente sigue un movimiento browniano con saltos.

A diferencia de Jarrow y Rudd, Corrado y Su introducen los efectos de asimetría y curtosis no normales mediante una expansión en serie de Gram-Charlier de la función de densidad de una variable normal. Los propios autores, así como estudios posteriores (Navatte y Villa, 2000) han hallado que el uso de una función de distribución alternativa a la lognormal, que recoja las características empíricas observadas, proporciona un mejor comportamiento que el modelo de Black y Scholes.

2.2 El modelo teórico

Para recoger las evidencias empíricas de leptocurtosis y asimetría negativa, Corrado y Su proponen extender el modelo de Black –Scholes mediante una expansión Gram –Charlier tipo A. Jurczenko, Maillet y Negrea (2002b) modificaron la solución de Corrado y Su para que se cumpliera la restricción de martingala.

Para que la medida de probabilidad cumpla la condición de martingala se debe cumplir:

$$E_Q[S_T] = e^{r\tau} S_t$$

Adicionalmente, la función de densidad $f(z)$ neutral al riesgo ha de satisfacer

$$\mu\tau = r\tau - \ln \left[\int_{-\infty}^{\infty} e^{\mu\tau + z\sigma\sqrt{\tau}} f(z) dz \right]$$

Donde μ es la media y τ el tiempo para el vencimiento.

Aplicando la expresión anterior al caso concreto de Corrado y Su se obtiene:

$$\mu\tau = r\tau - \frac{1}{2}\sigma^2\tau + \gamma_1(f)\frac{\sigma^3\tau^{\frac{3}{2}}}{3!} + \gamma_2(f)\frac{\sigma^4\tau^2}{4!}$$

Por lo que la solución obtenida para una opción de compra europea es:

$$C_{CS} = C_{BS} + \gamma_1(f)Q_3 + \gamma_2(f)Q_4$$

Donde C_{BS} es la fórmula de valoración de una opción de compra europea de Black y Scholes,

$$C_{BS} = S_t N(d) - Ke^{-r\tau} N(d - \sigma\sqrt{\tau})$$

$$Q_3 = \frac{1}{3!(1 + \omega)} S_t \sigma\sqrt{\tau} (2\sigma\sqrt{\tau} - d) \varphi(d)$$

$$Q_4 = \frac{1}{4!(1 + \omega)} S_t \sigma\sqrt{\tau} (d^2 - 3\sigma\sqrt{\tau}(d - \sigma\sqrt{\tau}) - 1) \varphi(d)$$

$$d = \frac{\ln\left(\frac{S_t}{e^{-r\tau}}\right) + \frac{\sigma^2\tau}{2} - \ln(1 + \omega)}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

$$\omega = \frac{\gamma_1(f)}{3!} \sigma^3 \tau^{\frac{3}{2}} + \frac{\gamma_2(f)}{4!} \sigma^4 \tau^2$$

$$\gamma_1(\cdot) = \frac{\mu_3(\cdot)}{\mu_2^{\frac{3}{2}}(\cdot)}$$

$$\gamma_2(\cdot) = \frac{\mu_4(\cdot)}{\mu_2^2(\cdot)}$$

Donde $\mu_i(\cdot)$ representa el momento centrado de orden i y $\varphi(\cdot)$ representa la función de densidad de una normal estándar.

Se observa que en la fórmula de valoración de una opción de compra europea de Corrado y Su es el valor de una opción de compra europea de Black-Scholes corregida por asimetría y curtosis.

El valor teórico de una opción de venta europea de Corrado y Su se obtiene a través de la paridad put-call,

$$P_{CS} = C_{CS} + Ke^{-rt} - S_t$$

2.3 Cálculo de los parámetros implícitos y análisis del comportamiento del modelo.

A continuación se analizará el comportamiento dentro de muestra del modelo de valoración de opciones de Corrado y Su en comparación con el modelo de valoración de Black, ya que se dispone de opciones sobre futuros.

Para analizar el ajuste obtenido por del modelo de Black, es necesario calcular una única volatilidad implícita para cada día a partir de las opciones disponibles en ese mismo día. Para ello se minimizará la siguiente suma de cuadrados respecto al argumento anterior:

$$\sum_{i=1}^{N_t} (c_{M,i} - c_{B,i}(\sigma_{B,t}))^2$$

Donde N_t es el número total de precios de opciones disponibles en el día t , c_M es el precio de mercado de la opción, c_{BS} es el precio teórico de Black en que depende de la volatilidad implícita.

Por otra parte, se estimaran la desviación típica ($\sigma_{CS,t}$), el coeficiente de asimetría ($SK_{CS,t}$) y el coeficiente de curtosis ($KU_{CS,t}$) implícitos del modelo de Corrado y Su de manera simultánea minimizando respecto a los argumentos anteriores la siguiente suma de cuadrados:

$$\sum_{i=1}^{N_t} (c_{M,i} - c_{CS,i}(\sigma_{B,t}, SK_{CS,t}, KU_{CS,t}))^2$$

Los resultados obtenidos de llevar cabo las minimizaciones anteriores se muestran a continuación.

Figura 7



Figura 8

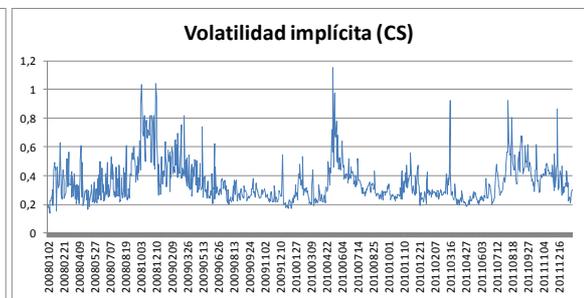


Figura 9

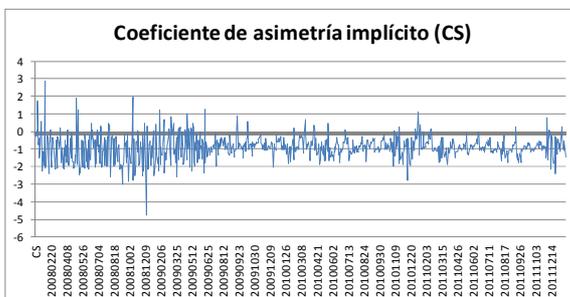
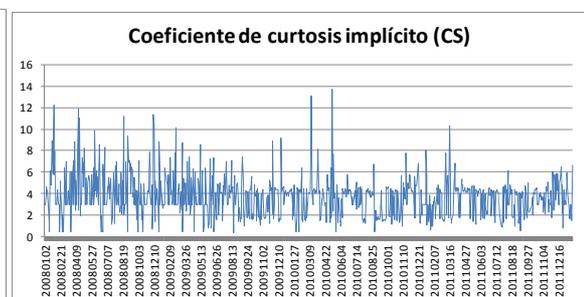


Figura 10



Se puede apreciar que el comportamiento de la volatilidad implícita del modelo de Black es muy similar al comportamiento de la volatilidad del modelo de Corrado y Su. Las diferencias que existen entre ambas variables se debe a que el modelo de Corrado y Su ajusta el precio de las opciones teniendo en cuenta la asimetría y la curtosis.

Tabla 2

	Black-Scholes	Corrado Su		
	Volatilidad implícita	Volatilidad implícita	Asimetría Implícita	Curtosis Implícita
Media	0,2968	0,3521	-0,9070	3,7465
DT	0,0991	0,1411	0,6622	1,8811
Mediana	0,2640	0,3074	-0,8899	3,8451
Minimo	0,1575	0,1375	-4,7609	0,3915
Maximo	0,8125	1,1499	2,8768	13,7119
Nº observaciones	882	882	882	882

En la tabla 2 se observa que el coeficiente de asimetría implícito en el periodo estudiado es negativo, es decir, los rendimientos de los activos presentan una cola izquierda más pesada y una cola derecha menos pesada que la de la distribución normal. Esto es habitual en los mercados de renta variable, donde la probabilidad de una gran caída suele ser mayor que la de una gran subida. También se observa una curtosis superior a la de la distribución normal, lo que implica que existe una mayor probabilidad de obtener valores extremos que la que se obtendría bajo una distribución normal.

Figura 11



Figura 12

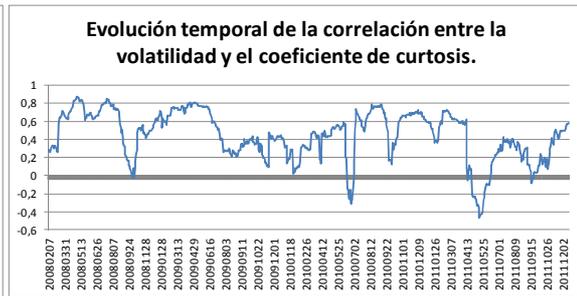


Figura 13



Por otra parte, se ha estudiado la relación existente entre los tres parámetros y su evolución en el tiempo. En este sentido dicha relación se puede ver afectada en momentos puntuales debido a la fuerte variabilidad de los parámetros (especialmente la curtosis). La evolución temporal de la correlación ha sido calculada mediante ventanas móviles de 40 días, por lo que observaciones extremas pueden afectar notablemente la relación existente entre las variables.

A continuación se estudiará el ajuste dentro de muestra, tanto del modelo de Black como del de Corrado y Su, es decir, se compararán los errores de valoración en un periodo utilizando los parámetros implícitos asociados a dicho periodo.

Tabla 3

Medidas de error en Black (76)

	Todas	K/F<0,99	0,99<K/F<1,01	1,01<K/F
ERM	-0,0685	0,0471	0,0401	-0,1354
EARM	0,1631	0,0543	0,0889	0,2174
RECM	36,4322	36,3522	34,4305	38,2006
RECMed	8,3025	9,9174	5,7470	7,7030

Medidas de error en Corrado y Su (96)

	Todas	K/F<0,99	0,99<K/F<1,01	1,01<K/F
ERM	-0,0595	-0,0051	-0,0354	-0,0827
EARM	0,1077	0,0223	0,0502	0,1502
RECM	13,4323	14,4888	13,9141	12,9545
RECMed	5,2882	4,1948	5,0403	5,6630

Error relativo medio (ERM): $ERM = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{(P-P^*)}{P}$

Error absoluto relativo medio (EARM): $ERM = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{|P-P^*|}{P}$

Raíz del error cuadrático medio (RECM): $RECM = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N ((P - P^*)^2)}$

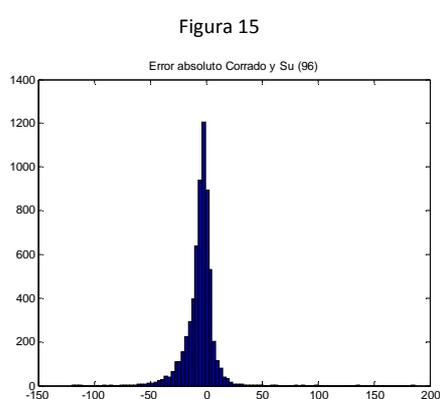
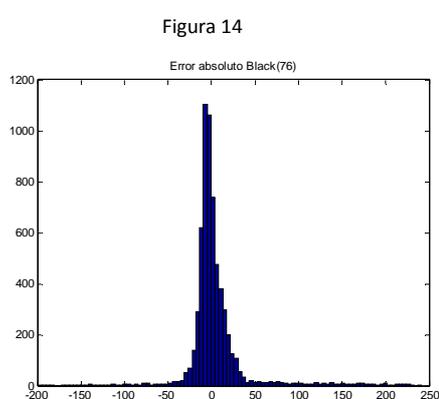
Raíz del error cuadrático mediano (RECMed): $RECM = \sqrt{\text{mediana}((P - P^*)^2)}$

Donde P y P* son los precios de mercado y teórico correspondientes.

En la tabla 3 se muestran los errores de valoración relativo medio, el error absoluto relativo medio, la raíz del error cuadrático medio y la raíz del error cuadrático mediano del modelo de Black y del modelo de Corrado y Su en función de su grado de moneyness, dividiendo para ello la muestra en tres categorías: out of the money ($\frac{K}{F_0} < 0,99$), at the money ($0,99 < \frac{K}{F_0} < 1,01$) y in the money ($1,01 < \frac{K}{F_0}$). Esta división tiene por objeto comprobar la posible existencia de diferencias en cuanto al desempeño relativo de ambos modelos en función del grado de moneyness de las opciones. Pese a que ciertos estudios anteriores, como en el caso de Serna (2004) encontraron diferencias, en este caso hallamos que, independientemente del la medida de error utilizada y del grado de moneyness, el modelo de Corrado y Su comete menos error que el modelo de Black. Por otro lado, observamos que el modelo de Black funciona mejor para las

opciones que se encuentran a dinero que para el resto de opciones. Por el contrario, el modelo de Corrado y Su comete errores menores en las opciones que se encuentran en dinero que en el resto de opciones.

En comparación con otros estudios, observamos una elevada raíz del error cuadrático medio. Como se muestra en la figura 14, esto se debe, al menos en parte, a que para un pequeño número de opciones se están cometiendo elevados errores en términos absolutos. También podría deberse a las características de la muestra, ya que contiene los periodos de turbulencias financieras de los últimos años.



Cabe destacar que la magnitud de los errores relativo medio y la raíz del error cuadrático mediano tanto para el modelo de Black como para el modelo de Corrado y Su son similares a los encontrados por Tripathi y Gupta (2011). Sin embargo, la magnitud de los errores en estudios anteriores (Navate y Villa, 2000) es significativamente menor. Una posible explicación sería que con la creciente inestabilidad que se está produciendo en los mercados financieros se dificulta la valoración de los productos financieros, y por tanto los errores de valoración aumentan.

A continuación procederemos a analizar los errores fuera de muestra, es decir, contrastaremos las valoraciones realizadas en un periodo con los parámetros implícitos asociados al periodo anterior. En la tabla 4 presentaremos los errores fuera de muestra cometidos por ambos modelos.

Al igual que para los errores dentro de muestra se aprecia que el modelo de Corrado y Su presenta un mejor comportamiento que el modelo de Black. Si nos fijamos en el error relativo medio, en el error absoluto relativo medio y en la raíz del error cuadrático mediano comprobamos que, como cabría esperar, los errores cometidos por ambos modelos son mayores que los errores cometidos dentro de muestra. Sin embargo, en la raíz del error cuadrático medio

del modelo de Black se observa que el error cometido es considerablemente menor que el que se cometió dentro de muestra. Esto se debe a que la presencia de errores de gran magnitud en términos absolutos se ha visto reducida.

Tabla 4

Medidas de error en Black (76)

	Todas	K/F<0,99	0,99<K/F<1,01	1,01<K/F
ERM	-0,1167	0,0035	0,0051	-0,1972
EARM	0,1962	0,0545	0,0917	0,2695
RECM	22,1931	26,7785	23,6400	20,3675
RECMed	11,0599	16,7153	12,1022	9,3981

Medidas de error en Corrado y Su (96)

	Todas	K/F<0,99	0,99<K/F<1,01	1,01<K/F
ERM	-0,0914	-0,0126	-0,0649	-0,1104
EARM	0,1535	0,0551	0,0847	0,2261
RECM	17,3578	16,8380	17,0709	18,5925
RECMed	7,4591	7,1220	7,0304	8,7549

3. Análisis del contenido informativo de los coeficientes implícitos

3.1 Análisis de causalidad

Esta sección pretende contrastar si existe una relación de causalidad entre el mercado de opciones y la situación macroeconómica de un país. Por un lado podría suceder que las variables macroeconómicas anticipasen el comportamiento de mercado de opciones, lo que supondría un gran avance para los gestores de carteras en su toma de decisiones, ya que podrían encontrar nuevas posibilidades de arbitraje o diversas estrategias de inversión que les reportasen mayores beneficios. Por otro lado, si fuese el mercado de opciones el que anticipase el comportamiento de las variables macroeconómicas, se obtendría un importante indicador adelantado del ciclo económico, que podría ser de gran utilidad para el diseño de políticas macroeconómicas a corto plazo.

Para comprobar si es las variables macroeconómicas comentadas previamente, anticipan el comportamiento del mercado de opciones, que aproximamos mediante las variables implícitas del modelo de Corrado y Su, estimaremos modelos vectoriales autorregresivos (VAR) definidos por las siguientes ecuaciones.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

Donde y_t será, por turno, cada una de las variables del modelo de Corrado y Su. x_t , por su parte, será, por turno, cada una de las variables macroeconómicas del modelo. Es decir, que se analiza la relación de causalidad entre las variables dos a dos. y_{t-1} , y_{t-2} , x_{t-1} , x_{t-2} son respectivamente el primer y segundo retardo de las variables correspondientes.

Para determinar el sentido de la causalidad nos centraremos en los contrastes de significación conjunta debido a la elevada multicolinealidad que presenta este tipo de modelos. La estimación de los coeficientes individuales es poco precisa y sus estadísticos de significación no son fiables.

Tabla 5

Y	Volatilidad implícita	Prima Riesgo	Y	Coef. Asimetría implícito	Rendimiento Ibox 35
R ²	0,513	0,050	R ²	0,009	0,005
SCR-MSR	8,53	2,27	SCR-MSR	382,96	910,97
SCR-MR	8,69	2,28	SCR-MR	384,92	913,69
Estadístico F	8,14	1,54	Estadístico F	2,24	1,31
V.critico (5%)	2,22	2,22	V.critico (5%)	2,22	2,22

Y	Coef. Asimetría implícito	CDS	Y	Coef. Asimetría implícito	Prima Riesgo
R ²	0,006	0,032	R ²	0,005	0,047
SCR-MSR	384,00	2,31	SCR-MSR	384,42	2,27
SCR-MR	384,92	2,31	SCR-MR	384,92	2,28
Estadístico F	1,05	0,37	Estadístico F	0,57	0,28
V.critico (5%)	2,22	2,22	V.critico (5%)	2,22	2,22

Y	Coef. Curtosis implícito	Rendimiento Ibox 35	Y	Coef. Curtosis implícito	CDS
R ²	0,051	0,003	R ²	0,047	0,035
SCR-MSR	2.958,65	912,86	SCR-MSR	2.971,48	2,30
SCR-MR	3.001,71	913,69	SCR-MR	3.001,71	2,31
Estadístico F	6,38	0,40	Estadístico F	4,46	1,50
V.critico (5%)	2,22	2,22	V.critico (5%)	2,22	2,22

Y	Coef. Curtosis implícito	Prima Riesgo
R ²	0,985	0,048
SCR-MSR	2.972,54	2,27
SCR-MR	3.001,71	2,28
Estadístico F	4,30	0,56
V.critico (5%)	2,22	2,22

Y es la variable dependiente de la regresión, R² es el coeficiente de determinación de la regresión, SCR-MSR es la suma de residuos al cuadrado del modelo sin restringir, SCR-MR es la suma de residuos al cuadrado del modelo restringido.

En la tabla 5 aparecen los resultados de llevar a cabo la estimación de los modelos VAR. Para contrastar si existe causalidad se han tenido en cuenta los dos primeros retardos. Un aumento del valor del estadístico F indica que existe una mayor diferencia entre utilizar el modelo restringido y el modelo sin restringir, por lo que los retardos de la variable no incluida en el modelo restringido

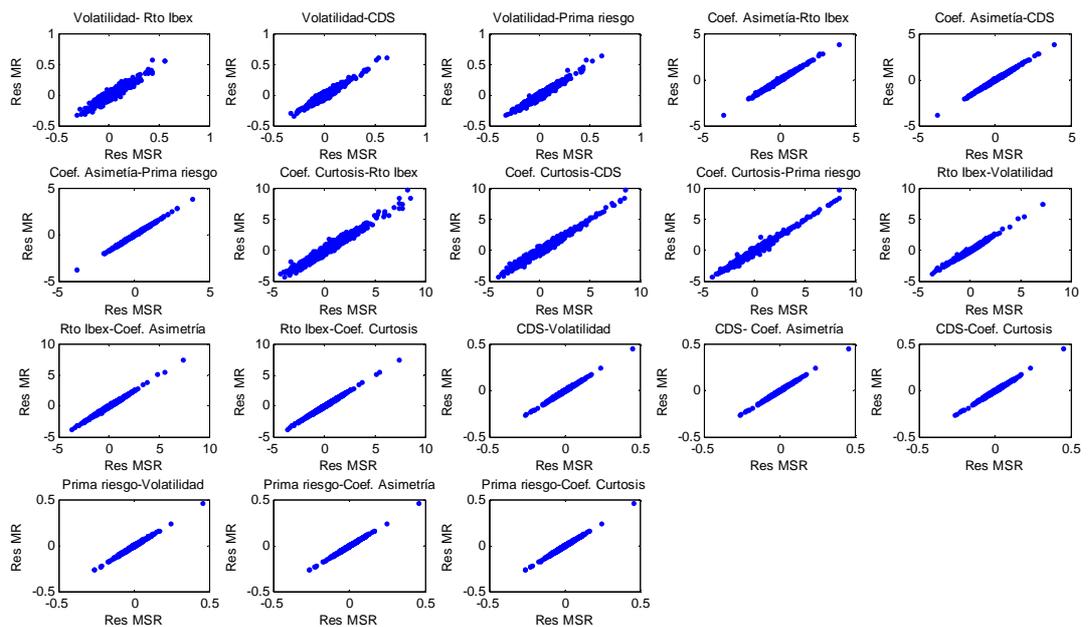
son relevantes. A modo de ejemplo, observamos que el CDS causa a la volatilidad implícita, ya que el estadístico F (6,81) es mayor que el valor crítico. No obstante, la volatilidad implícita no causa al CDS ya que el valor de estadístico F es 1,30.

Desde una perspectiva general, los resultados indican que el mercado de opciones español no causa a las variables macroeconómicas seleccionadas. Sin embargo, los resultados de la tabla 5 sugieren que las variables económicas utilizadas influyen al mercado financiero. Concretamente vemos que tanto los rendimientos del Ibex, el CDS y la prima de riesgo causan a la volatilidad y a la curtosis implícita del modelo de Corrado y Su. Estos resultados difieren de los de Kim y Lee (2010), en el sentido que estos autores encontraron la existencia de causalidad bidireccional entre los parámetros implícitos de Corrado y Su y los rendimientos del Kospi 200.

Que el comportamiento de la volatilidad y la curtosis implícitas se vea afectado por el comportamiento de las variables macroeconómicas y la asimetría no, puede tener implicaciones interesantes. Por ejemplo, una mejora en las variables macroeconómicas, al afectar a la curtosis, modifica la probabilidad de valores extremos en los mercados. Sin embargo, al no verse afectada la asimetría, la probabilidad de valores extremos negativos y positivos aumentará en principio en igual proporción. Esto implicaría que los cambios en las variables macroeconómicas pueden provocar grandes cambios en el mercado financiero, pero esto no significa que podamos predecir el sentido de dichos cambios.

Independientemente de los estadísticos formales calculados en los modelos VAR, parece relevante averiguar el contenido informativo de la variable no incluida en el modelo restringido. Para ello enfrentaremos los residuos del modelo restringido y del modelo sin restringir de las estimaciones efectuadas anteriormente.

Figura 16



Las conclusiones que se extraen de la figura 16 son similares a las que se obtuvieron anteriormente. Se observa que los gráficos en los que la volatilidad y la curtosis implícita han sido las variables independientes presentan una mayor dispersión que el resto, lo que indica que los residuos del modelo restringido y del modelo sin restringir no contienen la misma información, es decir, la parte no explicada por ambos modelos difiere, y por lo tanto las variables no incluidas en el modelo restringido aportan información.

3.2 Análisis de regresión

Una vez determinada la existencia de causalidad procederemos a estudiar el signo y la magnitud de la relación existente entre ellas mediante un análisis de regresión. El método de estimación empleado será mínimos cuadrados ordinarios (MCO) corregidos por la matriz robusta de White.

Como variables explicativas introduciremos los rendimientos del Ibex, el CDS y la prima de riesgo. También introducimos el primer retardo de los rendimientos del Ibex y del CDS. Omitimos, en cambio, el primer retardo de la prima de riesgo debido a que la correlación entre el CDS y el retardo de la prima de riesgo es prácticamente 1. Por lo tanto, de incluir ambas variables, introduciríamos un grave problema de multicolinealidad.

Tabla 6

Volatilidad implícita				
	Coeficiente	Estadístico t	R ²	Estadístico F
C	0,354	74,517	0,045	4,160
Rto Ibex	-0,025	-3,102		0,0010
CDS	0,067	0,496		
Prima riesgo	0,154	1,711		
Rto Ibex t-1	-0,020	-2,643		
CDS t-1	0,161	1,390		
Coef. Asimetría implícito				
	Coeficiente	Estadístico t	R ²	Estadístico F
C	-0,911	-40,873	0,017	2,500
Rto Ibex	0,085	3,237		0,0294
CDS	-0,593	-1,115		
Prima riesgo	-0,236	-0,435		
Rto Ibex t-1	0,036	1,291		
CDS t-1	0,002	0,005		
Coef. Curtosis implícito				
	Coeficiente	Estadístico t	R ²	Estadístico F
C	3,745	58,421	0,005	0,750
Rto Ibex	-0,107	-1,413		0,5253
CDS	-0,526	-0,344		
Prima riesgo	-0,493	-0,391		
Rto Ibex t-1	-0,011	-0,154		
CDS t-1	0,391	0,324		

Observamos que el R^2 es muy bajo, lo que imposibilita el uso de estos resultados para llevar a cabo predicciones de los parámetros implícitos del modelo de Corrado y Su. El test F indica que las variables son conjuntamente significativas a casi cualquier nivel de significatividad para a volatilidad y a un 5% para la asimetría.

En el caso de la volatilidad implícita, vemos que los rendimientos del Ibex 35, tanto para el periodo contemporáneo como para el periodo anterior son individualmente significativos, aunque tanto en magnitud como en significación individual, el rendimiento del Ibex en el mismo periodo posee mayor importancia. Sin embargo, para explicar el comportamiento del coeficiente de asimetría sólo son relevantes los rendimientos del Ibex asociados al mismo periodo. Estos resultados son similares a los obtenidos por Serna (2004) y Navatte y Villa (2000). Por último, el test F indica que las variables elegidas no son conjuntamente significativas para explicar el comportamiento de la curtosis.

Existen razones para pensar que en el periodo muestral puede existir un cambio estructural marcado por el inicio de la crisis de deuda soberana del estado español que se produjo en torno a mayo de 2010. Por este motivo vamos a comprobar si la crisis de deuda soberana ha afectado a la relación existente entre las variables macroeconómicas y las variables implícitas del modelo de Corrado y Su.

Contrastaremos si los coeficientes de la regresión efectuada anteriormente han permanecido constantes a lo largo del periodo estudiado mediante el contraste de cambio estructural de Chow, cuya hipótesis nula indica que los parámetros han permanecido constantes a lo largo de la muestra. Para realizar el test de Chow es necesario establecer un punto de corte que fijaremos en el 1 de mayo de 2010. El estadístico F propuesto por Chow es:

$$F_{k,n_1+n_2-2k} = \frac{(e'e - (e_1'e_1 + e_2'e_2))}{\frac{k}{n_1+n_2-2k}}$$

Donde $(e'e)$ es la suma cuadrática residual para el modelo global estimado con “n” datos, $(e_1'e_1)$ es la suma cuadrática residual para el modelo estimado en la primera submuestra de tamaño “n₁” y $(e_2'e_2)$ es la suma cuadrática residual para el modelo estimado en la segunda submuestra de tamaño “n₂”.

Tabla 7

	Volatilidad implícita	Coef. asimetría implícito	Coef. curtosis implícito
SRC	16,75	379,95	3102,96
SRC₁	10,30	294,97	2052,33
SRC₂	6,37	82,85	963,51
Estadístico F	0,59	0,70	3,58
Valor crítico (5%)	3,29	3,29	3,29

Donde SRC es la suma de residuos al cuadrado para el periodo completo, SRC₁ y SRC₂ son la suma de residuos al cuadrado para la submuestra 1 y la submuestra 2 respectivamente, Estadístico F es el valor del estadístico de Chow y Valor crítico (5%) es el valor crítico para un nivel de significación del 5%.

La tabla 7 indica que no se han producido cambios significativos en las relaciones entre la volatilidad implícita y las variables explicativas, y tampoco entre el coeficiente de asimetría implícito y las variables explicativas. Por el contrario, sí que se ha producido un cambio estructural a partir del inicio de la crisis de deuda soberana en el caso del coeficiente de curtosis implícito del modelo de Corrado y Su.

En las figura 17 y 18 se muestran enfrentados los residuos de las regresiones con los parámetros de la muestra completa y los residuos de las regresiones con los parámetros de la primera parte de la muestra y la segunda parte de la muestra respectivamente. Se observa una mayor dispersión en los residuos de los modelos cuya variable dependiente es el coeficiente de curtosis implícita, por lo que se obtiene la misma conclusión que en el test de Chow.

Figura 17

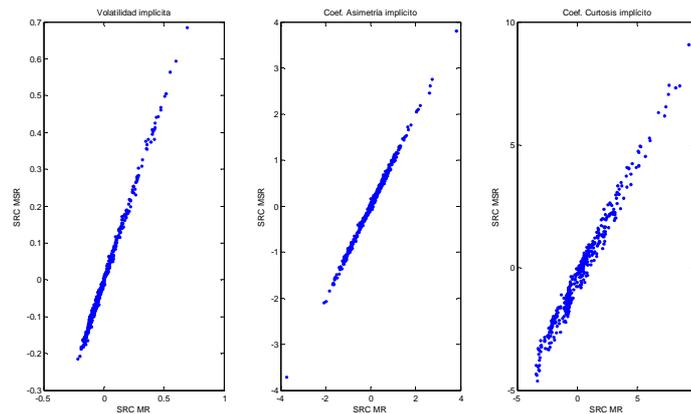
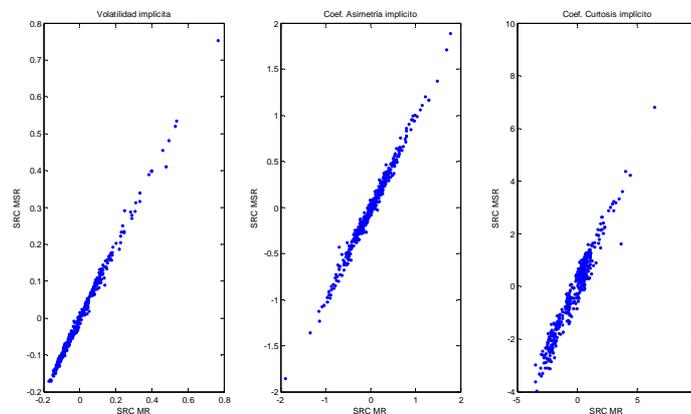


Figura 18



Por lo tanto, para la volatilidad implícita y para el coeficiente de asimetría implícito se mantienen los resultados que aparecen en la tabla 6. Para el coeficiente de curtosis implícito, realizaremos un análisis de regresión en cada una de los dos sub períodos separadamente. En este caso, pese a que el modelo no tiene capacidad explicativa para el conjunto de la muestra, dado que existe un cambio estructural, podría ser que tuviera un mejor funcionamiento en uno de los dos sub períodos. Presentamos los resultados de las regresiones correspondientes en la Tabla 8. Estos resultados indican que nuestro modelo sigue careciendo de poder explicativo para el coeficiente de curtosis implícito cuando realizamos el análisis por separado en dos sub períodos. Observemos

que el p-valor del estadístico F de significación conjunta alcanza un 9% en el mejor de los casos (en el período previo a la crisis de deuda).

Tabla 8

Submuestra 01/01/2008-31/04/2010				
	Coeficiente	Estadístico t	R ²	Estadístico F
C	3,997	41,347	0,016	1,890
Rto Ibex	-0,220	-2,143		0,0942
CDS	-1,621	-0,897		
Prima riesgo	0,748	0,462		
Rto Ibex t-1	-0,032	-0,350		
CDS t-1	1,879	1,025		
Submuestra 01/05/2010-31/01/2012				
	Coeficiente	Estadístico t	R ²	Estadístico F
C	3,459	45,038	0,007	0,512
Rto Ibex	-0,043	-0,430		0,7738
CDS	2,035	0,936		
Prima riesgo	-2,194	-1,365		
Rto Ibex t-1	0,016	0,133		
CDS t-1	-1,278	-0,741		

4. Conclusiones

El objetivo del estudio es analizar las posibles relaciones de causalidad entre el comportamiento del mercado de derivados español, representado mediante los parámetros implícitos de Corrado y Su y varias variables macroeconómicas (la prima de riesgo, el precio de los CDS y el rendimiento del IBEX 35) y comprobar si la crisis actual de deuda soberana en la que estamos inmersos ha influido en dichas relaciones.

Hemos comprobado mediante modelos VAR que las variables macroeconómicas seleccionadas causan al mercado de opciones a través de la volatilidad y curtosis implícita del modelo de Corrado y Su. Esto indica que al producirse cambios en las variables macroeconómicas se pueden originar grandes cambios en el mercado financiero, pero no seríamos capaces de predecir el sentido de dichos cambios.

Estos resultados coinciden con los de estudios anteriores en lo que respecta al índice bursátil. Sin embargo, no hemos hallado ningún estudio previo que relacionase el comportamiento del mercado de opciones con el precio de los CDS o con la prima de riesgo.

Finalmente se ha comprobado que el modelo utilizado no es capaz de explicar el comportamiento del mercado de opciones a partir de las variables macroeconómicas, sin que la crisis de deuda soberana haya afectado dicha relación. Sería interesante profundizar en esta línea de investigación, por ejemplo empleando las medias semanales o mensuales de los parámetros implícitos de Corrado y Su en lugar de los parámetros diarios. Esto podría arrojar mejores resultados, ya que los datos diarios se caracterizan por una elevada variabilidad.

Revisiones bibliográficas

Bakshi, G., C. Cao y Z. Chen (1997): "Empirical performance of alternative option pricing models", *The Journal of Finance*, 52, págs. 2003-2049.

Bates, D. (1996): "Jumps and stochastic volatility: Exchange rate processes implicit in Deutsche mark options", *The Review of Financial Studies*, 9, págs. 69-107.

Black, F. (1976): "The pricing of commodity contracts", *Journal of Financial Economics*, 3, págs. 167-179.

Black, F. y M. Scholes (1973): "The pricing of options and corporate liabilities", *Journal of Political Economy*, 81, págs. 637-659.

Corrado, C. y T. Su (1996): "Skewness and kurtosis in S&P 500 index returns implied by option prices", *Journal of Financial Research*, 19, págs. 175-192.

Dumas, B., J. Fleming y R. Whaley (1998): "Implied Volatility Functions: Empirical Tests", *The Journal of Finance*, 53, págs. 2059-2106.

Florentini, G., A. León y G. Rubio (2002): "Estimation and empirical performance of Heston's stochastic volatility model: The case of a thinly traded market", *Journal of Empirical Finance*, 9, págs. 225-255.

Heston, S. (1993): "A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options", *Review of Financial Studies*, 6, págs. 327-344.

Hull, J. y A. White (1987): "The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities", *The Journal of Finance*, 42, págs. 281-300.

Jarrow, R. y A. Rudd (1982): "Approximate Option Valuation for Arbitrary Stochastic Processes", *The Journal of Financial Economics*, 10, págs. 347-369.

Jurczenko, E., M., Bertrand y B., Negrea, 2002a, Revisited multi-moment approximate option pricing models: a general comparison (Part 1). Discussion Paper 430 Financial Markets Group, London School of Economics and Political Science

Kim, S. y G. Lee (2010): "lead-lag relationship between volatility skew and returns: evidence from koshi200 intraday options data" Asia-Pacific Journal of Financial Studies Volume 40, Issue 3

Navatte,P y C. Villa (2000): "The information content of implied volatility, skewness and kurtosis:empirical evidence from long-term CAC 40 options", European financial management,6, pags. 41-56.

Rubinstein, M. (1994): "Implied binomial trees", The Journal of Finance, 49, págs. 771-818.

Serna,G. (2004):"El modelo de Corrado y Su en el mercado de opciones sobre el futuro del Ibex 35", Revista de economía aplicada,34,pags.101-125.

Tripathi, Vanita and Gupta, Sheetal (2010): "Effectiveness of the Skewness and Kurtosis Adjusted Black-Scholes Model in Pricing Nifty Call Options". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1956071> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1956071>