

TITULO: Cambios de varianza y modelos GARCH- bivariantes. Aplicación a la cobertura dinámica..

AUTORES: Aragón, Vicent y M^a Ángeles Fernández

UNIVERSIDAD: Jaume I

DIRECCIÓN POSTAL: Campus del Riu Sec, 12071 (Castelló)

TELEFONO / FAX: 964-728575 / 964-728565

E-MAIL: arago@cofin.uji.es / afemand@cofin.uji.es

RESUMEN

En este trabajo se estudian los efectos que tiene sobre la realización de políticas de cobertura dinámicas con contratos de futuro, la consideración de la existencia de cambios en la varianza incondicional de los rendimientos en el mercado de contado y futuro. El estudio se plantea para el mercado Español de renta variable. Para determinar el número de cambios de varianza, así como el momento temporal en que se producen y su duración, se utiliza la metodología propuesta por Inclán y Tiao (1994). Por su parte, la implementación de políticas de cobertura dinámicas se realizará utilizando modelos de corrección de error GARCH Bivariante, considerando el modelo BEKK (Kroner y Ng, 1998) para modelizar la matriz de covarianzas condicional.

Los resultados muestran que los modelos de cobertura dinámicos en los que se considera la existencia de cambios de varianza son más efectivos que aquellos que no los consideran, y que aproximaciones a la cobertura estáticas. Este resultado se produce tanto si la efectividad se mide, únicamente, considerando la reducción del riesgo alcanzado, como desde un punto de vista en el que se considere la viabilidad económica de la cobertura.

Palabras Clave: Cambios de Varianza, Modelos GARCH Bivariantes, Cobertura.

Clasificación JEL: G10.

CAMBIOS DE VARIANZA Y MODELOS GARCH-BIVARIANTE. APLICACION A LA COBERTURA DINÁMICA.

1.- INTRODUCCIÓN.

Las series de carácter financiero presentan, entre otros aspectos significativos, un agrupamiento de la volatilidad así como un alto grado de curtosis. Con objeto de recoger estos hechos se ha propuesto la utilización de modelos de heteroscedasticidad condicional autoregresiva (GARCH). De acuerdo con estos modelos los shocks en la varianza persisten de acuerdo a una estructura de medias móviles autoregresiva (ARMA) sobre el cuadrado de la serie temporal analizada. En la mayor parte de trabajos empíricos sobre series de carácter financiero donde se han utilizado este tipo de modelos, se detecta un alto grado de persistencia. Frente a esta regularidad empírica, Engle y Bollerslev (1986), proponen los modelos GARCH integrados (IGARCH). La principal característica de estos modelos es que la suma de los parámetros que acompañan a los residuos al cuadrado y varianza desfasados, no es significativamente diferente a la unidad. Ello provocará que la información disponible en un periodo sea importante en la predicción futura de la varianza, de forma que los shocks en la varianza se tornan persistentes.

El grado de persistencia de la varianza tiene implicaciones económicas evidentes, derivado del efecto que este aspecto tiene sobre la predictibilidad de su valor futuro. Poterba y Summers (1986), argumentan que para que la explicación de los profundos cambios de precios observados en el mercado de acciones pueda ser derivado a partir de las variaciones en la prima de riesgo, los shocks en la varianza deben presentar un alto grado de persistencia. De la misma forma, este aspecto es importante en la valoración de opciones, ya que los shocks que influyen en la varianza de forma permanente afectarán en mayor medida al precio de éstas, que shocks de carácter temporal. Por otra parte, este aspecto puede tener influencia directa sobre políticas de

cobertura dinámica en las que se trate de minimizar el riesgo de la posición cubierta con contratos de futuro, ya que el valor de dicho ratio dependerá de la capacidad de predecir correctamente la varianza del contrato de futuros (Wilson et.al. 1996).

Lamoreux y Lastrapes (1990) señalan que el alto grado de persistencia obtenido al aplicar los modelos GARCH sobre series financieras, se debe a una mala especificación del modelo, y más concretamente al hecho de no considerar los posibles cambios determinísticos en la varianza incondicional de dichas series. Con objeto de considerarlos, proponen la inclusión de variables dummies, representativas de dichos cambios, en el modelo GARCH utilizado. Concluyen, que de esta forma, el grado de persistencia obtenido disminuye considerablemente. No obstante, tal y como los mismos autores destacan, la determinación del momento, así como la duración de estos cambios se realiza de forma arbitraria.

El objetivo primordial de nuestro trabajo consiste en detectar los cambios de la varianza incondicional para las series temporales de rendimientos diarios del índice bursátil IBEX-35 y su contrato de futuros considerando el periodo temporal 1993-1997, y analizar si la consideración de dichos cambios tiene influencia sobre la realización de políticas de coberturas dinámicas (implementadas con el índice IBEX-35 y su contrato de futuros). Para ello se comparan los valores estimados del ratio de cobertura, así como las diferencias en el grado de efectividad alcanzados con modelos de corrección de error GARCH bivariantes tradicionales (no consideran existencia de cambios) y aquellos en los que se incluyen variables Dummy representativas de dichos cambios.

Para detectar los cambios de varianza, se propone la metodología utilizada en Inclan y Tiao (1994) basada en la suma acumulativa iterada de los cuadrados de las series analizadas, lo que nos permitirá determinar el número y momento temporal en el que se producen dichos cambios, así como la magnitud y duración de éstos, sin incurrir en la arbitrariedad mencionada. Dicha metodología no ha sido aplicada, hasta donde

llega nuestro conocimiento, para el mercado de contado y futuro sobre el índice IBEX-35¹.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el apartado dos, se recogen los datos y la metodología a utilizar, recogiendo tanto el método para detectar los cambios de varianza, como la estimación de ratios de cobertura dinámicos. En el apartado tercero se incluyen los resultados de las estimaciones de los modelos propuestos y su influencia en el valor del RCMV, así como de su efectividad, y por último destacamos las conclusiones y la bibliografía utilizada.

2.- DATOS Y METODOLOGÍA.

2.1. Datos.

Los datos base referentes al índice IBEX-35 y al contrato de futuros sobre este subyacente, han sido obtenidos de las páginas web que mantienen Sociedad de Bolsas y MEFF-RV, respectivamente. En concreto, precios diarios de cierre del índice IBEX-35 y de liquidación del contrato de futuros sobre este subyacente, para el periodo temporal comprendido entre 4 de enero de 1993 hasta 30 de diciembre de 1997. Las series de rendimientos diarias han sido calculadas como la diferencia entre el logaritmo neperiano de los precios de cierre entre dos sesiones consecutivas ($R_{i,t} = \log(P_{i,t}/P_{i,t-1}) \forall i=s,f$). La serie de precios de futuro se ha construido utilizando el contrato más cercano a vencimiento.

Sobre los residuos de las ecuaciones 1 y 2, en las que se han incluido variables dummy representativas del día de la semana para considerar la posible existencia de efectos estacionales diarios, se han estimado diferentes tests estadísticos que

¹ Existen diversos trabajos que estiman modelos GARCH para el mercado español de renta variable (Véase, Aragón y Fernández (2001), Blanco (2000), Leon y Mora (1999), Corredor et. al (1997) y Pardo (1998)). Sin embargo, no se ha realizado ningún trabajo, hasta donde llega nuestro conocimiento, en el que se consideren cambios de varianza.

muestran, como aspectos más destacados, la existencia de problemas de autocorrelación para la serie de contado, lo que nos lleva a incluir como variable explicativa el rendimiento retardado un periodo, y problemas de heteroscedasticidad, tanto para la serie de contado como la de futuro.

$$R_{f,t} = \beta_1 DL_t + \beta_2 DM_t + \beta_3 DX_t + \beta_4 DJ_t + \beta_5 DV_t + u_{f,t} \quad (1)$$

$$R_{s,t} = \beta_1 DL_t + \beta_2 DM_t + \beta_3 DX_t + \beta_4 DJ_t + \beta_5 DV_t + \beta_6 R_{s,t-1} + u_{s,t} \quad (2)$$

-INSERTAR CUADRO I-

2.2. Método para la detección de los cambios de la varianza.

La metodología utilizada para determinar los cambios de varianza es la propuesta en el trabajo de Inclan y Tiao (1994), consistente en la suma acumulativa iterada de los cuadrados de las series analizadas. La determinación de los puntos de cambio se realiza a partir de las varianzas de una serie de observaciones de forma retrospectiva, utilizando, por tanto, todo el conjunto de información de dicha serie. En concreto, se considera que inicialmente la varianza de la serie analizada permanece constante, la llegada de información al mercado puede provocar un cambio en dicha varianza y que ésta se mantenga a este nuevo nivel por un determinado tiempo. Este proceso puede repetirse hasta conformar una serie temporal con un número indeterminado de cambios. En concreto, sea $\{\varepsilon_t\}$ la serie temporal objeto de estudio. Dicha serie debe estar incorrelacionada con media cero y varianza σ_t^2 .

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \zeta_0 & 1 < t < k_1 \\ &= \zeta_1 & k_1 < t < k_2 \\ &\dots\dots\dots \\ &= \zeta_{N_\zeta} & k_{N_\zeta} < t < k_T \end{aligned}$$

Donde: $1 < k_1 < k_2 < \dots < k_{N_T} < T$, son los diferentes puntos donde se producen los cambios de varianza; N_T es el número total de cambios; ζ_j es la varianza dentro de cada uno de los periodos ($j=0,1,\dots, N_T$).

Para detectar el número y momento temporal en el que estos cambios se producen, Inclán y Tiao (1994) utilizan el estadístico D_k basado en la suma acumulada del cuadrado de la serie (Ecuación 3).

$$D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T} \quad k = 1, \dots, T \quad D_0 = D_T = 0 \quad (3)$$

Donde : C_k y C_T son la suma acumulada del cuadrado de la serie analizada, desde el inicio de ésta hasta el momento k y T , respectivamente. Esto es:

$$C_k = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2 \quad k = 1, \dots, T$$

Si no existen cambios de varianza en el periodo analizado el estadístico D_k oscilará alrededor de cero. Por otra parte, si existen cambios, el valor de dicho estadístico alcanzará ciertos límites con alta probabilidad².

² Los valores críticos de la distribución del estadístico D_k bajo la hipótesis nula de varianza homogénea se encuentra en Inclán y Tiao (1994).

El estadístico D_k será adecuado si existe un único cambio de varianza. En caso de que el número de cambios no se conozca y puedan ser varios, lo adecuado será realizar, utilizando un proceso iterativo, la aplicación de dicho estadístico a sucesivas partes de la serie analizada, realizando divisiones después de encontrar posibles puntos de cambio³.

2.3. Estimación ratios de cobertura dinámicos: modelos Garch-bivariantes

Un aspecto fundamental que debe determinarse en cualquier política de cobertura con contratos de futuro, es la posición que debe tomarse en este mercado dada la cartera de inversión. Dicha posición dependerá del objetivo que se busque con la cobertura. Bajo el supuesto de que éste sea la minimización del riesgo, el valor del ratio de cobertura se corresponderá al cociente entre la covarianza de los rendimientos del contrato de futuros y la cartera de inversión que se quiere cubrir, y la varianza del futuro (Ederington, 1979).

Si se demuestra que la función de distribución de los rendimientos de contado y futuro no es constante, lo adecuado será estimar el valor del ratio de cobertura a partir de la matriz de varianzas-covarianzas condicionada al conjunto de información disponible hasta este momento (Myers, 1991), de acuerdo con la ecuación (4):

$$RCMV_t = \frac{Cov(R_{s,t}, R_{f,t}) / \Omega_{t-1}}{Var(R_{f,t}) / \Omega_{t-1}} \quad (4)$$

³ Véase, Inclán y Tiao (1994) pag 916, para una explicación del algoritmo ICSS (Iterated Cumulative Sums of Squares Algorithm).

Donde: $RCMV_t$, es el valor del ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV); $Cov(\cdot, \cdot)/\Omega_{t-1}$ y $Var(\cdot)/\Omega_{t-1}$, son la covarianza y varianza condicionadas al conjunto de información disponible en “t-1”, respectivamente.

Para estimar los momentos de segundo orden condicionados al conjunto de información, son muchos los trabajos que utilizan modelos GARCH Bivariantes. Las diferencias fundamentales entre estos trabajos, se centran en la forma de modelizar los momentos de primer orden (considerar las relaciones de cointegración), en el esquema seguido para especificar la matriz de covarianzas (Modelo Diagonal, Correlación Constante, Modelo BEKK (Kroner y Ng, 1998)) y en la consideración del efecto apalancamiento de la volatilidad (Nelson, 1991).

En este trabajo se propone la estimación de un modelo de corrección de error GARCH Bivariante. La existencia de relaciones de cointegración entre las series de precio de contado y de futuro del índice bursátil IBEX-35, nos ha movido a utilizar esta modelización, ya que nos permite representar los momentos de primer orden condicionales considerando los desequilibrios respecto a la senda del largo plazo. La no inclusión de este término provocará (Lien 1996) infraestimaciones del verdadero valor del RCMV. Por otra parte, la modelización de los momentos de segundo orden utilizando modelos GARCH nos posibilitará estimar RCMV no constantes, condicionados al conjunto de información disponible en cada momento.

La expresión 5 recoge los momentos de primer orden expresados de acuerdo con un modelo Bivariante con corrección de error (Engle y Granger, 1987)⁴.

$$\begin{aligned} R_{s,t} &= A_0 + A_1 R_{s,t-1} + A_2 R_{f,t-1} + A_3 (TCE_{t-1}) + e_{s,t} \\ R_{f,t} &= B_0 + B_1 R_{f,t-1} + B_2 R_{s,t-1} + B_3 (TCE_{t-1}) + e_{f,t} \end{aligned} \tag{5}$$

⁴ La elección del modelo estimado se ha realizado, en primer lugar, considerando la significatividad individual de las variables, y en segundo lugar, de acuerdo a los resultados obtenidos con diversos criterios de selección de modelos (Akaike, Akaike Corregido, Schawtrz, Hanann y Quinn). Por otra parte, el TCE es introducido en dos pasos con objeto de reducir el número de parámetros a estimar, no obstante, los resultados que se obtienen al estimarlo directamente no varían de forma significativa.

$$\begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \approx N(0, H_t) \quad (6)$$

Donde: $R_{s,t}$, $R_{f,t}$ son la diferencia en el logaritmo de los precios al contado y futuro entre los días $t-1$ y t ; TCE son los residuos desfasados un periodo obtenidos al estimar la relación de largo plazo entre el logaritmo de los precios de contado y futuro.

Se supone que los residuos $(e_{s,t}, e_{f,t})$ (ecuación 6) siguen una distribución normal bivalente con media 0 y varianza H_t , donde Ω_{t-1} es el conjunto de información en $t-1$.

Para representar los momentos condicionales de segundo orden, se ha utilizado el modelo BEKK (Engel y Kroner, 1995). Este modelo permite obtener una matriz de covarianzas definida positiva sin necesidad de imponer ninguna restricción de negatividad sobre los parámetros, y adicionalmente, no impone ninguna restricción sobre el coeficiente de correlación entre ambas variables.

Concretamente, se ha considerado el caso particular Bivalente para $p=1$ y $q=1$, y la respuesta asimétrica de la volatilidad ante noticias de diferente signo, incorporando una matriz adicional $(u_{i,t} = \text{Min}(0, e_{i,t}) \forall i=s,f)$ (Gagnon y Lypny, 1995; Kroner y Ng, 1998). El modelo completo se recoge en la expresión (7)

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} VC_{11} & VC_{12} \\ VC_{12} & VC_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VA_{11} & VA_{12} \\ VA_{21} & VA_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} e_{ss,t-1}^2 & e_{ss,t-1}e_{ff,t-1} \\ e_{ss,t-1}e_{ff,t-1} & e_{ff,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VA_{11} & VA_{12} \\ VA_{21} & VA_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VB_{11} & VB_{12} \\ VB_{21} & VB_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{sf,t-1} & h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VB_{11} & VB_{12} \\ VB_{21} & VB_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VD_{11} & VD_{12} \\ VD_{21} & VD_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} u_{ss,t-1}^2 & u_{ss,t-1}u_{ff,t-1} \\ u_{ss,t-1}u_{ff,t-1} & u_{ff,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VD_{11} & VD_{12} \\ VD_{21} & VD_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Donde: VC, VA_i y VB_i, son matrices nxn de parámetros a estimar. Si VC es definida positiva, también lo será H_t; VD_i, son los parámetros que recogen el efecto asimétrico de la volatilidad frente a noticias de diferente signo.

Para incorporar los cambios de varianza incondicional detectados, la matriz VC se ha definido de la siguiente forma (ecuación 8):

$$VC = \begin{bmatrix} VC_{11} + \sum_{i=2}^n F_i D_{s,i} & VC_{12} \\ VC_{12} & VC_{22} + \sum_{i=2}^n G_i D_{f,i} \end{bmatrix} \tag{8}$$

donde D_{s,i} y D_{f,i} son variables Dummy que recogen los diferentes cambios de varianza en el mercado de contado y futuros, respectivamente. Los parámetros que acompañan a dichas variables (F_i y G_i) recogen las diferencias respecto de VC₁₁ y VC₂₂ (valores estimado para el primer régimen de varianza obtenido).

La estimación se realiza por el método de máxima verosimilitud utilizándose el algoritmo de optimización BHHH (Berndt et.al.,1974).

3.- RESULTADOS.

3.1. Cambios de varianza.

Para detectar los cambios de varianza incondicional se ha seguido la metodología propuesta por Inclan y Tiao (1994). En el cuadro II se muestran el número de cambios de varianza obtenidos, el momento temporal en que se producen, su duración y la desviación estándar para cada submuestra.

-INSERTAR CUADRO II-

Cabe destacar, la similitud de los cambios obtenidos para ambos mercados. Incluso en algunos periodos, existe una coincidencia total. Tal es el caso del último cambio observado el 30/10/97, coincidente con la crisis asiática que repercutió de forma significativa a nivel mundial en los diferentes mercados financieros.

En los gráficos I y II se recogen los rendimientos de ambos mercados junto con una representación gráfica de los cambios obtenidos. Éstos últimos se representan como líneas horizontales resultado de multiplicar +/- tres veces la desviación estándar obtenida para cada periodo.

-INSERTAR GRÁFICO I –

- INSERTAR GRÁFICO II-

3.2. Estimación modelo GARCH bivariantes con y sin cambios de varianza.

Los modelos de corrección de error GARCH bivariantes (con y sin cambios) nos permitirán obtener estimaciones de la matriz de covarianzas condicionadas al conjunto de información disponible para cada periodo. En el cuadro III se recogen las estimaciones obtenidas de los parámetros del modelo BEKK. En las dos primeras columnas se muestran los resultados sin considerar los cambios de varianza

detectados en el apartado anterior, mientras que en las dos últimas éstos son considerados.

-INSERTAR CUADRO III-

Las diferencias del modelo BEKK que incorpora los cambios de varianza, respecto al que no lo hace son importantes. En primer lugar, por la significatividad de la mayor parte de los parámetros que recogen los cambios. En segundo lugar, por que los parámetros que recogen la respuesta asimétrica de la volatilidad dejan de ser significativos, pasando a serlo, los parámetros de las innovaciones propias retardadas al cuadrado. Además, se produce un aumento en el valor de la función de verosimilitud.

Los anteriores resultados muestran, a nuestro entender, tal y como señalan Wilson et.al. (1996), que la consideración de los cambios de la varianza incondicional, afectará de forma directa al valor estimado del RCMV. Ello se puede apreciar en la representación gráfica de las series temporales de RCMV obtenidas con los modelos que no incorporan los cambios de varianza (gráfico III) y el que lo incorpora (gráfico IV)

-INSERTAR GRÁFICO III-

-INSERTAR GRÁFICO IV-

El valor promedio, máximo y mínimo de las series de RCMV obtenidas con ambos modelos se recogen en el cuadro IV. La visualización de dichas series muestran diferencias importantes. Mientras que la serie obtenida con el modelo BEKK sin cambios de varianza, fluctúa alrededor de un valor medio, la serie obtenida considerando los cambios, parece mostrar diferentes niveles que se corresponden con los cambios de varianza detectados. Con objeto de comparar que los diversos niveles de la serie temporal del RCMV se corresponden con los cambios de varianza detectados, en el gráfico 4 se muestran dos series (fut7: cambios futuro; y cont8:

cambios contado) que recogen el momento temporal en el que se producen dichos cambios.

-INSERTAR CUADRO IV-

Desde el punto del vista del coberturista, las diferencias en los valores estimados del RCMV serán importantes, si ello se traduce en diferentes grados de efectividad de la cobertura. Para medir el grado de efectividad obtenido con diversas aproximaciones, se propone medir el riesgo de la posición cubierta de acuerdo con la expresión (9):

$$\text{Var}(R_{s,t} - b_{t-1}R_{s,t}) \quad (9)$$

Donde: b_{t-1} es el RCMV utilizado entre “t-1” y “t”. Cuanto más bajo sea el valor de esta expresión más efectiva será la cobertura.

Los resultados de seguir esta estrategia, modelizando la matriz de varianzas covarianzas de acuerdo con el modelo BEKK, con y sin incorporar los cambios de varianza, se recogen en el cuadro V. En este cuadro, también se muestran los resultados de la efectividad alcanzada al no realizar cobertura ($b_{t-1} = 0$), considerar una aproximación ingenua ($b_{t-1} = 1$), así como de los modelos estáticos donde la matriz de varianzas covarianzas es constante. En este último caso se ha diferenciado aquella aproximación a la cobertura que incluye la existencia de relaciones de cointegración (H_{MCE}), y aquella que no lo hace (H_{MCO}).

La mayor efectividad se consigue con la modelización BEKK con cambios de varianza. En la segunda parte del cuadro V, se recoge el tanto por ciento de mejora en la efectividad de la cobertura de dicho modelo respecto al resto de aproximaciones a la cobertura.

-INSERTAR CUADRO V-

Sin embargo, la anterior forma de medir la efectividad de la cobertura no considera los costes de transacción en los que se incurre al realizar una política de cobertura dinámica derivado del continuado ajuste de la posición de futuros que ésta conlleva. Se realizará en este caso lo que se conoce como un estudio de la viabilidad económica de la cobertura.

Para considerar este aspecto, y siguiendo el trabajo de Kroner y Sultan (1993), hemos definido la función de utilidad esperada del agente como: $EU(R_p) = E(R_p) - \lambda \text{var}(R_p)$, donde λ es el parámetro que mide la aversión al riesgo⁵. Con objeto de que la comparación de la efectividad se centre en la reducción del riesgo conseguida con cada modelo de cobertura se supone que el rendimiento de la cartera ($E(R_p)$) es igual a cero, de tal forma que el inversor solo alterará su cartera si el incremento en utilidad esperada es lo suficientemente elevada para compensarle por los costes de transacción en los que incurre.

Si ajusta su cartera el nivel de utilidad que obtendrá será: $-y - 4\text{var}(R_p)$; donde “y” representa la reducción en su rendimiento debido a los costes de transacción⁶ a los que se enfrenta. El proceso que se sigue para decidir en cada momento si se lleva a cabo un ajuste del ratio de cobertura, será comparar su función de utilidad suponiendo que ajusta su posición en futuros frente a la que obtendría si no la ajustase y decidiendo llevar a cabo la estrategia que le reporte un mayor nivel de utilidad. En definitiva, el agente decidirá ajustar su cartera si:

$$-y - \lambda(h_{s,t} - 2 * b_t * h_{sf,t} + h_{f,t} b_t^2) > -\lambda(h_{s,t} - 2 * \tilde{b}_t * h_{sf,t} + h_{f,t} \tilde{b}_t^2) \quad (10)$$

⁵ Siguiendo los trabajos de Kroner y Sultan (1993), Park y Switzer (1995a), Gagnon y Lipny (1995), Navarro y Torró (1998) y Koutmos y Pericli (1998) se ha supuesto un valor de $\lambda=4$.

⁶ En este trabajo se utilizan diferentes valores como aproximación a las tarifas relativas a comisiones de negociación y liquidación de los contratos de futuros realmente aplicadas, para determinar los costes de transacción en los que incurre el inversor que desea realizar una cobertura. Dichas tarifas se recogen en las circulares de MEFF-RV.

Donde: b_{t-1} es el ratio de cobertura óptimo; \tilde{b}_t es el ratio de cobertura aplicado en el último periodo donde la mejora de utilidad que reportaba el ajuste del ratio de cobertura compensaba los costes de transacción.

Los resultados de aplicar este estudio se recogen en el cuadro VI, donde los valores entre paréntesis indican el número de ajustes realizados. Se evidencia que el modelo de cobertura dinámico que incluye los cambios de varianza (H_{BEKK^*}) proporciona una mayor efectividad.

-INSERTAR CUADRO VI-

4.- CONCLUSIONES

En este trabajo se estudia, para el mercado español de renta variable, la influencia que los cambios de varianza tienen sobre el valor y la efectividad de políticas de cobertura dinámicas con contratos de futuro. Para detectar los cambios de varianza, se utiliza la metodología propuesta por Inclan y Tiao (1994), mientras que para determinar el valor del RCMV se utilizan modelos de Corrección de Error GARCH Bivariantes.

Como resultados más significativos, destacan: La coincidencia de los cambios de varianza obtenidos entre las series de rendimientos de contado y futuro. Por lo que respecta a la cobertura, se obtienen diferencias en la serie temporal del RCMV obtenidas con el modelo GARCH Bivariantes sin cambios y con cambios de varianza, así como un aumento de la efectividad de la cobertura al considerar las variables dummies que recogen dichos cambios.

Estos resultados, creemos que son un claro indicio de que cualquier tipo de análisis, donde se pretende modelizar la varianza condicional de una serie financiera, debe considerar los posibles cambios de varianza incondicional que ésta presente.

BIBLIOGRAFIA:

ARAGO, V y A. FERNANDEZ (2001): "Vencimiento del contrato de futuros y ratio de cobertura de mínima varianza: Evidencia empírica para diferentes horizontes temporales de inversión". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, nº108, 505-527.

BERNDT E. K., B. H. HALL, R. E. HALL y J. A. HAUSMAN (1974): "Estimation and inference in Non- Linear structural models". *Annals of Economic and Social Measurement*, 3. 653-665.

BLANCO B. (2000): "Efectos sobre la volatilidad del mercado bursátil de la introducción de los contratos de futuros y opciones sobre el índice IBEX-35", *Investigaciones Económicas*, vol. 24(1), 139-175.

CORREDOR P., P. LECHON y R. SANTAMARIA (1997): "El vencimiento de los derivados y el IBEX-35". *Revista de Economía Aplicada*. Vol.V. Nº14. 81-97.

EDERINGTON L. (1979): "The hedging performance of the new futures markets". *The Journal of Finance*. Vol XXXIV, Nº1. 157-170.

ENGLE, R.B. y C. W. GRANGER (1987): "Cointegration and error correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

ENGLE R. F. y K. F. KRONER (1995): " Multivariate simultaneous generalized ARCH". *Econometric Theory*. 11, 122-150.

ENGLE R. F. y T. BOLLERSLEV (1986): "Modelling persistence of conditional variances", *Econometric Reviews*, 1, 1-50.

GAGNON L. y G. LYPNY (1995): "Hedging short-term interest risk under time-varying distributions". *The Journal of Futures Markets*. 7. 767-783.

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*, 48,1779-1801.

INCLAN C. Y G. TIAO (1994): "Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance". *Journal of the American Statistical Association*, 424, 913-923.

KRONER, K, y V. Ng (1998): " Modelling asymmetric comovements of asset returns". *The Review of Financial Studies*, 4, 817-844.

LAMOREUX C. Y W. LASTRAPES (1990): "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model". *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 225-234.

LEON A. y J. MORA (1999): "Modelling conditional heteroskedasticity: Application to the "IBEX-35" stock-return index". *Spanish Economic Review*, 1, 215-238.

LIEN D. (1996): "The effect of cointegration relationship on futures hedging: A note". *The Journal of Futures Markets*. Vol.16, N°7. 773-780.

NELSON (1991): " Conditional Heteroskedasticity in asset returns: A new Approach". *Econometrica*. 59, 347-370.

MYERS R. (1991): "Estimating time varying optimal hedge ratios on futures markets". *The Journal of Futures Markets*. Vol.11, N°1.39-53.

PARDO, A. (1998): "Efectos de los mercados derivados sobre el IBEX-35 en el activo subyacente" *Revista Española de Financiación y Contabilidad*". 94, 99-128.

POTERBA L. y L. SUMMERS (1986): "The persistence of volatility and stock market fluctuations". *American Economic Review*, 76, 1142-1151.

WILSON B., R. AGGRAWAL y C. INCLAN (1996): "Detecting volatility changes across the oil sector". *The Journal of Futures Markets*, 3, 313-330.

GRÁFICO I: RESIDUOS CONTADO +/- TRES VECES LA DESVIACIÓN ESTANDAR DE CADA SUBPERIODO

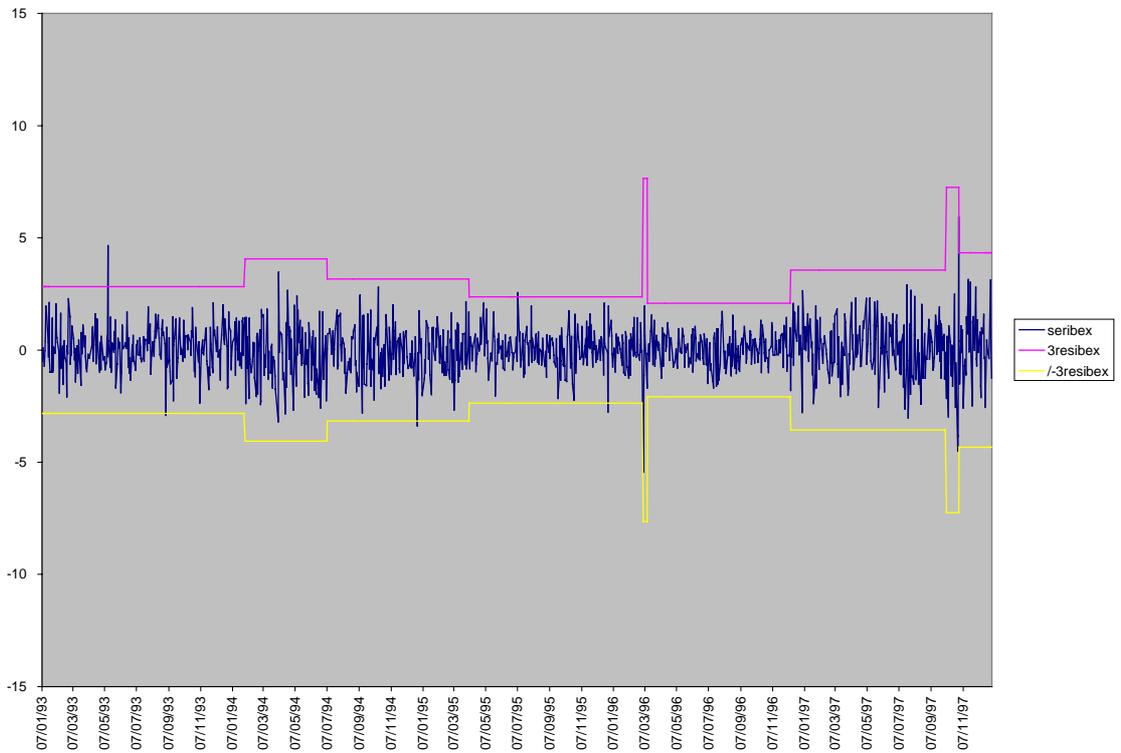


GRÁFICO II: RESIDUOS FUTURO +/- TRES VECES LA DESVIACIÓN ESTANDAR DE CADA SUBPERIODO

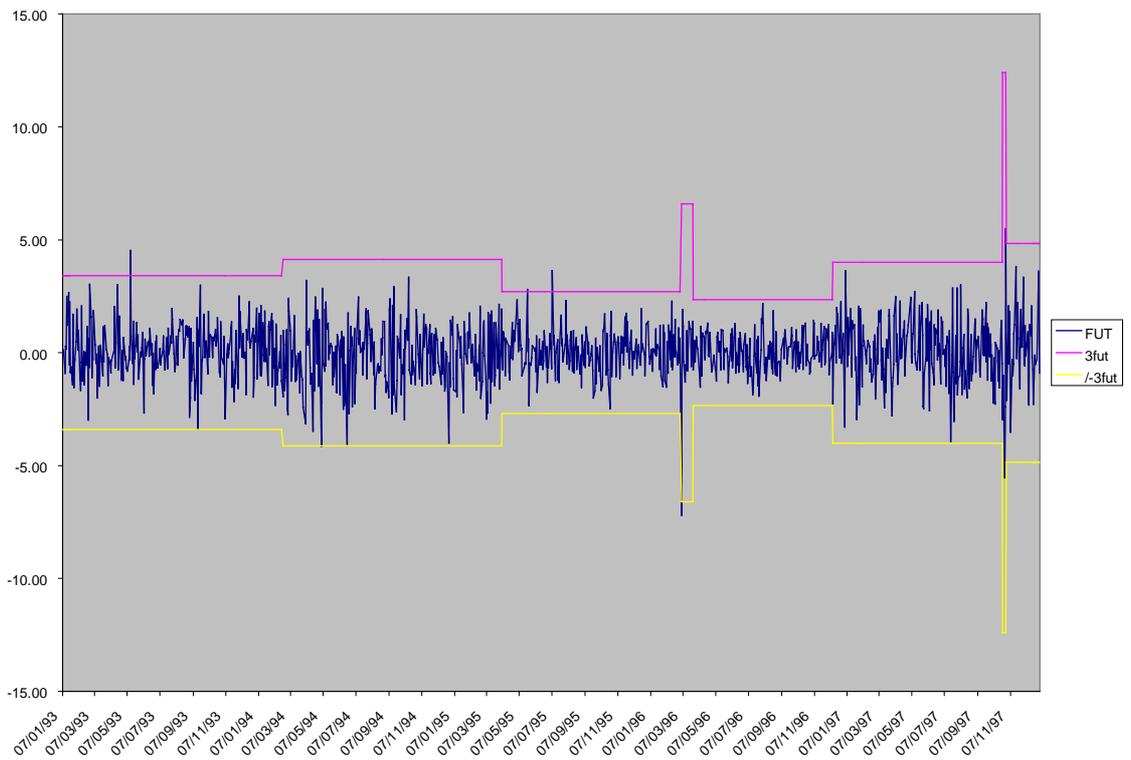


GRÁFICO III: RCMV ESTIMADOS CON MODELOS BEKK SIN CAMBIOS DE VARIANZA.

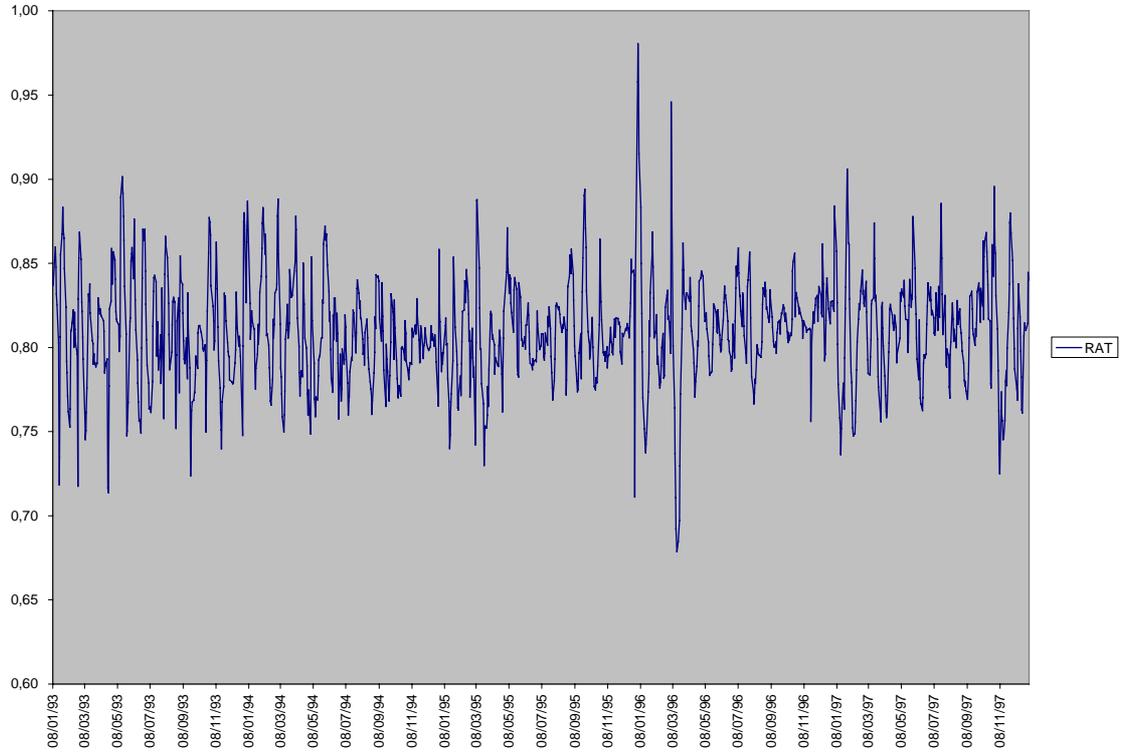
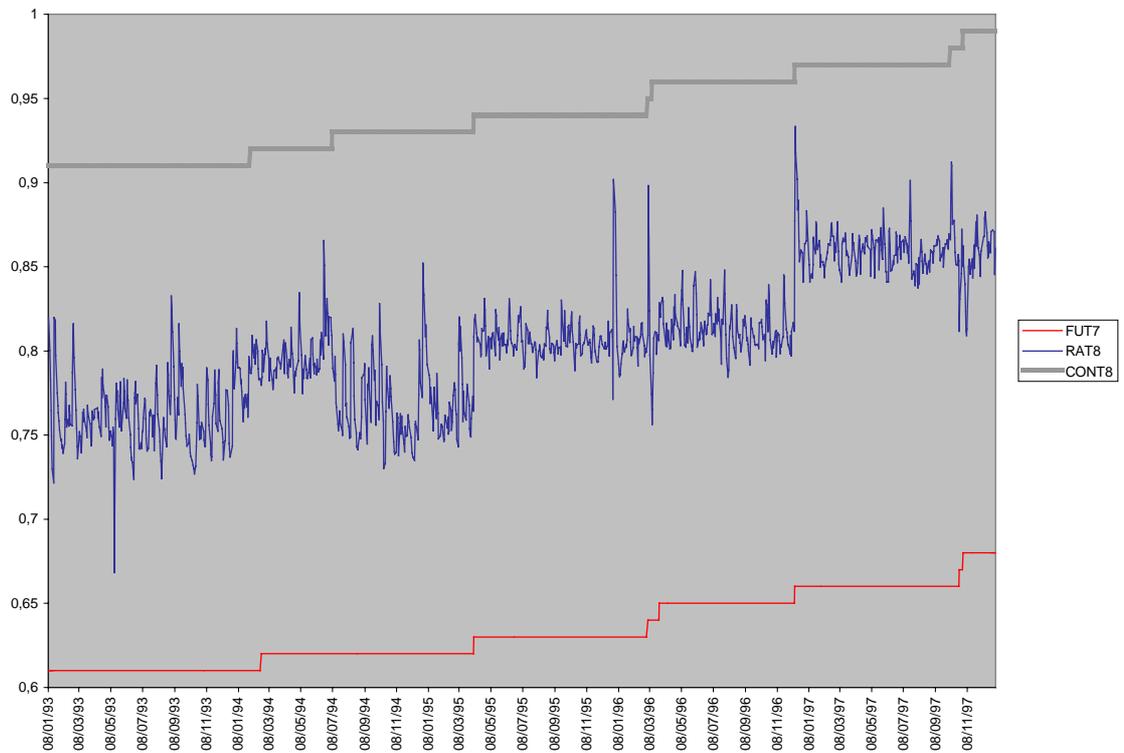


GRÁFICO IV: RCMV ESTIMADOS CON MODELOS BEKK CON CAMBIOS DE VARIANZA.



CUADRO I: ESTIMACIÓN ECUACIONES 1,2.

	ECUACIÓN FUTURO(1)	ECUACIÓN CONTADO(2)
ESTACIONALIDAD Y EFECTO LUNES		
$\chi^2_1[\beta_1=(\beta_2+\beta_3+\beta_4+\beta_5)/4]$	0.18(0.67)	2.215(0.14)
$\chi^2_4[\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5]$	2.45(0.65)	3.573(0.47)
DIAGNOSIS TEST		
ASIM.	-0.19	-0.042
CURT.	1.89	1.83
B-J	192.84(0.00)**	173.48(0.00)**
Q(30)	38.48(0.138)	34.56(0.259)
Q²(30)	98.80(0.00)**	180.63(0.00)**
LM(2)	45.63(0.00)**	59.79(0.00)**
ESTUDIO ASIMETRÍAS CONTRASTE ENGLE Y NG (1993)		
TEST INDIVIDUAL		
Sesgo del signo	0.10(0.34)	0.26(0.02)*
Tamaño sesgo negativo	-0.22(0.00)**	-0.51(0.00)**
Tamaño sesgo positivo	-0.09(0.26)	-0.16(0.06)
TEST CONJUNTO		
Sesgo del signo	-0.22(0.20)	-0.28(0.10)
Tamaño sesgo negativo	-0.29(0.00)**	-0.63(0.00)*
Tamaño sesgo positivo	-0.07(0.52)	-0.05(0.70)
WALD	3.38(0.017)*	12.79(0.00)**

Nota: Resultados de la estimación de las ecuaciones 1, 2. En la ecuación de contado (2) aparece el valor desfasado del rendimiento ya que la serie original presentaba problemas de autocorrelación. La estimación se ha realizado por MCO considerando el procedimiento propuesto por White (1980) para estimar la matriz de covarianzas. En las dos primeras filas aparecen los resultados de los estadísticos χ^2 para las hipótesis sobre los parámetros representadas entre paréntesis. ASIM. es el estadístico de asimetría; CURT el de exceso de curtosis; Q(30), Q²(30) son los test de Ljung-Box sobre las series en niveles y al cuadrado, respectivamente, para 30 retardos que se distribuyen como una χ^2_{30} bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación; LM(2) es el test de multiplicadores de Lagrange de Engle (1982) para contrastar la existencia de efectos ARCH que se distribuye como una χ^2_2 bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación; B-J test de normalidad de Bera-Jarque que se distribuye, bajo la hipótesis nula de normalidad como una χ^2_2 . Todos estos test son aplicados sobre los residuos estimados de las anteriores ecuaciones.

En la última parte del cuadro se recogen los resultados obtenidos del test propuesto por Engle y Ng (1993), para contrastar los efectos asimétricos que la llegada de nueva información al mercado tiene sobre la volatilidad de los rendimientos. Los test individuales del sesgo del signo, tamaño sesgo negativo y positivo consisten en contrastar la hipótesis nula $b=0$, mientras que el test conjunto consiste en contrastar la hipótesis $b_1=b_2=b_3=0$, en las siguientes regresiones por MCO:

- (a) test sesgo del signo: $v_t^2 = a + b \cdot D_{t-1} + e_t$
- (b) test sesgo signo negativo: $v_t^2 = a + b \cdot D_{t-1}^- \cdot \epsilon_{t-1} + e_t$
- (c) test sesgo signo positivo: $v_t^2 = a + b \cdot D_{t-1}^+ \cdot \epsilon_{t-1} + e_t$
- (d) test conjunto: $v_t^2 = a + b_1 \cdot D_{t-1}^- + b_2 \cdot D_{t-1}^+ + b_3 \cdot D_{t-1} \cdot \epsilon_{t-1} + e_t$

Donde: $v_t = \epsilon_t / \sigma$, ϵ_t son los residuos obtenidos al estimar las ecuaciones 1 y 2, y σ es la varianza incondicional de estos residuos. D_{t-1} es una variable dummy que toma el valor uno si ϵ_{t-1} es menor a la unidad y cero en el resto de casos. $D_{t-1}^+ = 1 - D_{t-1}$. En la última fila del cuadro (WALD) se recogen los resultados de aplicar el test de Wald para contrastar la hipótesis nula $b_1=b_2=b_3=0$ sobre la regresión (d). Los valores entre paréntesis son los estadísticos t. nsc indica el nivel de significación crítico de cada coeficiente.

*,**. Implica que la hipótesis nula es rechazada al 5% y 1% de significación, respectivamente.

CUADRO II: CAMBIOS DE VARIANZA.

Cambios	Periodo	Duración(días)		Desv. Est.	
		Inicio	Final		
Contado	8	04/01/93	28/01/94	389	0.943
		31/01/94	06/07/94	156	1.355
		07/07/94	04/04/95	271	1.055
		05/04/95	01/03/96	331	0.791
		04/03/96	11/03/96	7	2.551
		12/03/96	10/12/96	273	0.694
		11/12/96	03/10/97	296	1.190
		06/10/97	29/10/97	23	2.418
		30/10/97	31/12/97	62	1.442
Futuro	7	04/01/93	18/02/94	410	1.138
		21/02/94	04/04/95	407	1.378
		05/04/95	01/03/96	331	0.900
		04/03/96	25/03/96	21	2.198
		26/03/96	10/12/96	259	0.782
		11/12/96	22/10/97	315	1.336
		23/10/97	29/10/97	6	4.132
		30/10/97	31/12/97	62	1.613

Nota: El estadístico D_k , se ha aplicado, para la serie de contado y de futuros, sobre el cuadrado de los residuos obtenidos de los siguientes modelos de regresión:

Contado: $R_{s,t} = \alpha + \beta R_{s,t-1} + \varepsilon_t$

Futuro: $R_{f,t} = \alpha + \varepsilon_t$

**CUADRO III : RESULTADOS ESTIMACIONES MODELOS
BEKK.**

	HBEKK	HBEKK CON DUMMIES			
A ₀	0.08(0.00)			0.09(0.00)	
A ₁	-0.19(0.01)			-0.24(0.00)	
A ₂	0.28(0.00)			0.33(0.00)	
A ₃	-0.20(0.00)			-0.15(0.07)	
B ₀	0.10(0.00)			0.10(0.00)	
B ₁	0.04(0.62)			0.10(0.27)	
B ₂	-0.01(0.91)			-0.06(0.50)	
B ₃	0.22(0.01)			0.29(0.00)	
VC ₁₁	0.05(0.22)			-0.06(0.39)	
VC ₁₂	0.04(0.38)			-0.02(0.67)	
VC ₂₂	0.05(0.40)			0.14(0.04)	
		F ₂	0.02(0.30)	G ₂	0.01(0.80)
		F ₃	-0.002(0.89)	G ₃	-0.09(0.00)
		F ₄	0.03(0.11)	G ₄	-0.09(0.06)
		F ₅	0.02(0.53)	G ₅	-0.12(0.00)
		F ₆	0.04(0.20)	G ₆	-0.17(0.00)
		F ₇	0.08(0.00)	G ₇	0.10(0.80)
		F ₈	0.15(0.00)	G ₈	-0.19(0.00)
		F ₉	0.11(0.00)		
VA ₁₁	1.37(0.00)			1.90(0.00)	
VA ₁₂	0.62(0.00)			1.56(0.00)	
VA ₂₁	-0.39(0.00)			-0.85(0.00)	
VA ₂₂	0.44(0.00)			-0.40(0.26)	
VB ₁₁	-0.13(0.24)			-0.29(0.04)	
VB ₁₂	0.20(0.12)			-0.08(0.67)	
VB ₂₁	0.01(0.93)			0.29(0.01)	
VB ₂₂	-0.27(0.03)			0.16(0.30)	
VD ₁₁	-0.26(0.07)			0.11(0.66)	
VD ₁₂	-0.29(0.16)			0.24(0.48)	
VD ₂₁	0.46(0.00)			0.09(0.68)	
VD ₂₂	0.49(0.00)			-0.02(0.94)	
L	-8.95			56.49	

Nota: Los valores entre paréntesis, recogen el nivel de significación críticos. L es el valor del logaritmo de la Función de Verosimilitud.

CUADRO IV CARACTERÍSTICAS RCMV ESTIMADOS CON MODELOS CONDICIONALES.

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS			
	PROM.	MAX.	MIN.
H_{BEKK}	0.8093	0.980	0.679
H_{BEKK^*}	0.8029	0.933	0.6683

El cuadro recoge los valores promedio, máximos y mínimos de los ratios de cobertura estimados con modelos condicionales.

CUADRO V: ESTUDIO EFECTIVIDAD DIFERENTES APROXIMACIONES (4/1/93-30/12/97).

	H_{BEKK^*}	H_{BEKK}	H_{MCE}	H_{MCO}	Ingenua	No-Cob
$Var(R_{s,t} - b_{t-1}R_{f,t})$	2.91	3.00	2.99	2.99	3.88	18.21
Reducción varianza en % del modelo H_{BEKK^*} respecto a:						
H_{BEKK}						2.61%
H_{MCE}						2.39%
H_{MCO}						2.39%
Ingenua						24.81%
No-Cob						83.99%

El cuadro recoge los resultados de estimar la efectividad de la cobertura de las diferentes aproximaciones. La varianza del rendimiento de la cartera se estima sustituyendo los valores estimados de b_{t-1} en la expresión: $Var(R_{s,t} - b_{t-1}R_{f,t})$ y viene expresada en términos anuales. La reducción de la varianza se calcula como: $(\sigma_i^2 - \sigma_{H_{BEKK^*}}^2) / \sigma_i^2$, donde i representa el resto de aproximaciones.

CUADRO VI: ESTUDIO VIABILIDAD ECONÓMICA DIFERENTES APROXIMACIONES (4/1/93-30/12/97).

C. T.	H_{BEKK^*}	H_{BEKK}	H_{MCE}	H_{MCO}	Ingenua	No-Cob
0.3%	-509.36 (112)	-517.41 (357)	-559.41	-600.28	-834.18	-5627.04
0.35%	-509.47 (91)	-517.63 (332)				
0.4%	-509.54 (89)	-517.82 (295)				

El cuadro recoge el nivel de utilidad total alcanzado con cada modelo de cobertura considerando los costes de transacción incurridos en el mercado de futuro cuando cambia su posición en futuros (expresión 10). Entre paréntesis número de ajustes realizados. C.T. costes de transacción.