



**UNIVERSITAT JAUME I DE CASTELLÓ**

**FACULTAT DE CIÈNCIES JURÍDIQUES I  
ECONÒMIQUES**

**DEPARTAMENT DE FINANCES I COMPTABILITAT**

**COBERTURA DINÀMICA CON CONTRATOS  
DE FUTURO SOBRE ÍNDICES BURSÁTILES.**

Tesis Doctoral presentada por Vicente Aragón Manzana

Director:  
M<sup>a</sup> Ángeles Fernández Izquierdo.

Castellón, enero 2000

A mis padres, Sonin y Vicente , y a Begoña.

## AGRADECIMIENTOS.

Quisiera hacer constar mi agradecimiento a todas aquellas personas e instituciones que me han ayudado en la elaboración de mi Tesis Doctoral.

En su conjunto a aquellos Departamentos en los que he realizado una estancia de investigación, a los que debo agradecer todos los medios que han puesto a mi disposición: Departamento de Gestión de Empresas de la Universidad Pública de Navarra; Departamento de Economía Financiera y Matemática de la Universidad de Valencia y al Departamento de Economía de la Empresa de la Universidad Carlos III de Madrid.

A mis compañeros del Departamento de Finanzas y Contabilidad de la Universidad Jaume I de Castellón, de forma especial a M<sup>a</sup> Jesús Muñoz, Luisa Nieto, Juan Carlos Matallín y Antonio Díaz.

También quisiera agradecer los comentarios, sugerencias y ayuda prestada por: Vicente Meneu, Rafael Santamaría, Pilar Corredor, Cristina del Rio y Amado Peiró. Finalmente, y más importante, quiero expresar mi más sincera gratitud a la directora de la Tesis M<sup>a</sup> Ángeles Fernández, ya que sin su ayuda y dedicación no hubiese sido posible la realización de ésta.

# Índice.

<b>Capítulo I: Introducción</b>	<b>11</b>
I.- Cobertura con contratos de futuros sobre índices bursátiles: Discusión general	14
II.- Objetivos del trabajo	17
III.- Estructura de la tesis	22
<b>Capítulo II: Teorías sobre cobertura con contratos de futuro</b>	<b>27</b>
I.- Introducción	27
II.- Minimización del riesgo	30
II.1.- Riesgo medido por el estadístico Varianza: RCMV	31
II.2.- Coeficiente de Gini- Extendido	34
II.3.- Momentos Parciales más bajos (Lower Partial Moments).	38
III.- Maximizar función objetivo	41
III.1.- RCMV y Ratio de Cobertura Óptimo	42
III.2.- Aspectos que provocan que RCMV y el Ratio de Cobertura Óptimo coincidan	43
IV.- Métodos estimación RCMV	51
IV.1.- MCO: Variables en Rendimientos vs Diferencias	52
IV.2.- Metodología Box-Jenquins: Modelos ARIMA	53
IV.3.- Relaciones de Cointegración: TCE	54
IV.4.- Modelos Corrección de Error GARCH Bivariantes	58

**Capítulo III: Dinamismo del ratio de cobertura con contratos de futuro sobre índices bursátiles: Aplicación al IBEX-35** **65**

I.- Introducción	65
II.- Ratio de cobertura de mínima varianza	71
III.- Datos y estudio preliminar series objeto de estudio	73
III.1.- Raíces unitarias y cointegración	74
III.2.- Estudio de la estacionalidad diaria y mensual. Estadísticos descriptivos series rendimiento	76
IV.- Modelización momentos condicionales	82
IV.1.- Momentos Condicionales Primero Orden	83
IV.2.- Momentos Condicionales Segundo Orden	84
IV.2.1.- Coef. Correlación Constante	84
IV.2.2.- Modelo BEKK	86
V.- Estimación modelos propuestos	88
V.1.- Estimación parámetros	88
V.2.- Test de Diagnosis modelos condicionales	90
V.3.- Serie temporal de RCMV	93
VI.- Conclusiones	94

## **Capítulo IV. Vencimiento del contrato de futuros y RCMV: Evidencia empírica para diferentes horizontes temporales de inversión** 99

I.- Introducción	99
II.- Revisión bibliográfica: Factores que influyen sobre el RCMV	103
II.1.- Efecto Duración	103
II.2.- Efecto Vencimiento	105
III.- Base de datos	107
III.1.- Raíces unitarias y cointegración	108
III.2.- Estudio estacionalidad mensual y efecto enero. Estadísticos descriptivos series rendimiento	109
IV.- Metodología y resultados	112
IV.1.- Duración de la cobertura diaria: Modelo TCE-GARCH Bivariante	112
IV.2.- Duración de la cobertura semanal: Modelo TCE	118
V.- Conclusiones	122
<b>ANEXO I: Modelo de descomposición</b>	<b>125</b>

## **Capítulo V. Efectividad de la cobertura: Diferentes medidas** 129

I.- Introducción	129
II.- Medidas de efectividad: Un análisis teórico	131
II.1.- Minimización del Riesgo	132
II.2.- Maximización Índice de Sharpe	134

II.3.- Medida propuesta por Lindhal	137
II.4.- Maximización función de utilidad	140
III.- Efectividad cobertura duración diaria	144
III.1.- Aproximación ex-post	145
III.2.- Aproximación ex-ante	149
IV.- Efectividad cobertura duración semanal	153
IV.1.- Aproximación ex-post	153
IV.2.- Aproximación ex-ante	156
V.- Conclusiones	160
Consideraciones finales	165
Bibliografía	173



## Capítulo I.

### Introducción.

Durante la última década hemos sido testigos de un espectacular incremento en la volatilidad de los mercados financieros, especialmente en los bursátiles, de forma que los propietarios o gestores de carteras de acciones están sometidos, entre otros, a un alto riesgo de variación de precios. Los rendimientos de las acciones son volátiles ya que cualquier información económica, financiera, política, etc, es considerada por los diferentes agentes que actúan en los mercados financieros y se traduce en variaciones en los precios. Algunas de estas noticias son específicas a una empresa y solo tendrán efecto sobre la cotización de ésta. Sin embargo, existen otro tipo de noticias o eventos, que afectan al conjunto del mercado y, por tanto, al precio de todas las empresas.

La volatilidad que proviene de aspectos que solo afectan a una determinada empresa (riesgo específico o no sistemático) es posible eliminarla diversificando la composición de la cartera. Por otra parte, la volatilidad de los rendimientos que viene causada por acontecimientos que afectan al conjunto de empresas (riesgo de mercado o sistemático), no se elimina a través de la diversificación.

Tradicionalmente, el riesgo de mercado ha sido gestionado manteniendo en la cartera activos poco sensibles a los movimientos bursátiles (beta baja), o bien, vendiendo parte de la cartera para invertir los recursos en activos libres de riesgo.

De lo anterior, se deriva que para realizar una gestión adecuada del riesgo de una cartera de acciones, deben considerarse ambos tipos de riesgo: específico y de mercado. Si bien la diversificación es una forma adecuada de eliminar el primero de ellos, la forma que tradicionalmente se ha seguido para gestionar el riesgo de mercado es costosa e inconsistente con una estrategia de inversión determinada (Morris, 1989). Estas limitaciones son algunos de los motivos que han influido en las diferentes instituciones y profesionales para buscar nuevas formas o instrumentos que permitan una gestión más eficiente de éste.

Desde su aparición, los contratos de futuro sobre índices bursátiles, han sido una herramienta muy utilizada para gestionar el riesgo de mercado, ya que posibilitan llevar cabo esta función con independencia de la composición de la cartera y sin necesidad de realizar ninguna modificación de ésta.

Los mercados de futuros tienen sus orígenes en Japón a mediados del siglo XVII y, como experiencia más reciente y conocida, en el Chicago Board of Trade en 1859. Hasta principio de la década de los setenta, los contratos giraban en torno a la negociación exclusiva de commodities (granos, semillas, alimentos, metales y petróleo). Pero como consecuencia de una serie de acontecimientos que se producen en la situación económica mundial en general y en los mercados financieros en especial, surge la necesidad de iniciar la negociación de contratos de futuros financieros. Entre los acontecimientos más destacables figuran el abandono, en 1971, del sistema de cambios fijos acordado en Bretton Woods, lo que supone la libre flotación de

las monedas y genera una elevada volatilidad de las mismas, así como de los tipos de interés de las respectivas economías. De especial trascendencia cabe calificar las crisis energéticas de 1973 y 1979, al igual que la política monetaria restrictiva aplicada por Estados Unidos a partir de 1980, que conllevan una situación de alzas generalizadas del dólar y fuertes convulsiones en los mercados financieros internacionales.

El primer contrato de futuros sobre índices bursátiles comienza a negociarse el 24 de Febrero de 1982 por “Kansas City Board of Trade” (KCBT) sobre el índice “Value Composite Index” (VLI). La creación de nuevos mercados es espectacular a partir de esta fecha<sup>1</sup>.

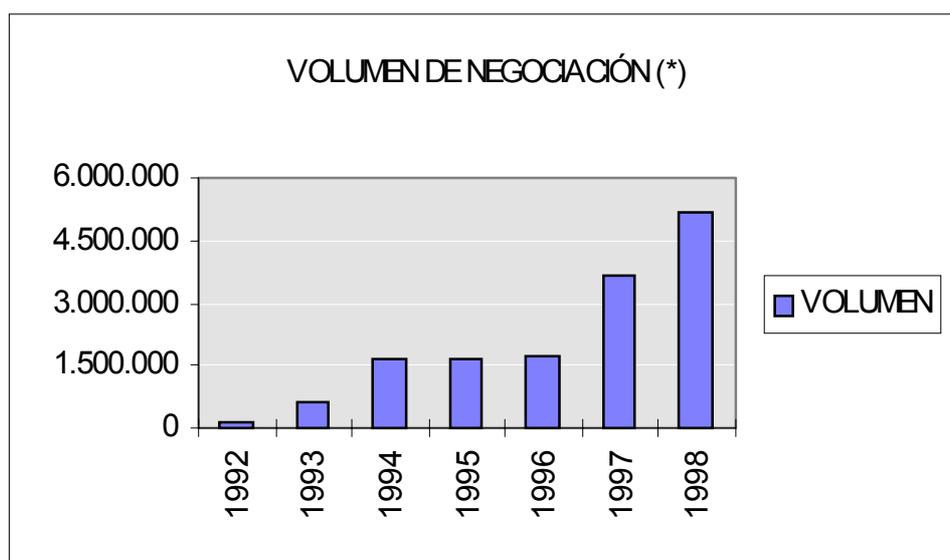
España no ha sido una excepción en cuanto a la volatilidad registrada en nuestros mercados, tanto en tasas de interés como en divisas y en cotizaciones bursátiles. Sin embargo, debemos esperar hasta 1992<sup>2</sup> para poder negociar contratos de opciones y futuros sobre el IBEX-35. La definición y características tanto de este contrato de futuros como de su subyacente puede encontrarse en las páginas web que mantienen MEFF-RV ([www.meffrv.es](http://www.meffrv.es)) y Sociedad de Bolsas ([www.sbolsas.es](http://www.sbolsas.es)), respectivamente en internet.

A pesar de su reciente implantación en nuestro país, este contrato ha alcanzado una alta popularidad. Buena muestra de ello lo recogen las cifras históricas del volumen de negociación, resumidas en el gráfico 1, éstas son un buen indicador del nivel de actividad del mercado y muestran como desde su implantación su crecimiento ha sido espectacular.

---

<sup>1</sup> Sutcliffe (1996) recoge, la fecha de inicio de negociación de los diferentes contratos sobre índices bursátiles hasta el año 1996.

<sup>2</sup> Dos son las causas que han retrasado la aparición de mercados de futuros en España, tal y como señalan, por ejemplo, entre otros, Ketterer y Larraga (1990): por una parte impedimentos de tipo legal por prohibiciones de las operaciones a plazo (Ley Larraz 1940); por otra el escaso desarrollo de nuestros mercados financieros.



Fuente: MEFF RV y elaboración propia.

\* Los datos de los años 1992-1998 han sido ajustados al nuevo nominal de los contratos EURO IBEX-35.

## **I.- Cobertura con contratos de futuro sobre índices bursátiles: Discusión General.**

Alcanzar la posición de riesgo adecuada para la riqueza de un inversor no consiste tanto en la elección de un tipo de acciones específicas con unas características de riesgo, sino en conseguir un equilibrio adecuado entre activos arriesgados y sin riesgo. Operar con futuros sobre índices es una forma de conseguir el equilibrio y la dimensión adecuada del riesgo. Dada una posición larga al contado formada por una cartera de acciones, la venta de un contrato de futuros sobre índices es funcionalmente equivalente a vender las acciones de la cartera de inversión e invertir lo obtenido en instrumentos de renta fija (activos sin riesgo). En sentido contrario, comprar un contrato de futuros es funcionalmente equivalente a financiar parte de la adquisición de la cartera a préstamo, es decir, vender deuda e invertir lo obtenido en la cartera de acciones.

Desde su aparición, los contratos de futuro sobre índices bursátiles se han convertido en una herramienta muy utilizada ya que han abierto nuevas formas de gestionar el riesgo de mercado a través de la cobertura. A diferencia de los métodos tradicionales de gestión del riesgo, la cobertura es un forma relativamente más barata, y consistente con una estrategia de inversión específica.

Existe acuerdo en la mayor parte de la literatura financiera académica en considerar como la principal función económica de los contratos de futuros, la realización de coberturas, permitiendo la transferencia de riesgo de aquellos inversores que desean disminuirlo a aquellos dispuestos a asumirlo. En segundo lugar también se destaca la capacidad de éstos en proporcionar información (*price discovery*). De esta forma, la negociación en estos contratos no se realiza con la finalidad de gestionar el riesgo, sino derivado del hecho de que los inversores discrepan del precio que en un momento determinado alcanza el activo subyacente del contrato de futuros. Esto se debe, evidentemente, a que el conjunto de información de los agentes no es homogéneo. En este caso surge lo que ha venido en llamarse negociación especulativa (*speculative trading*) (Stoll y Whaley, 1993). Este tipo de actuación provocará, en última instancia, que el precio del activo se corresponda, si cabe, en mayor medida, a su verdadero valor, debido a que la interpretación y búsqueda de la información es más dispersa entre un mayor número de inversores. Como los precios de futuro están relacionados con el del activo subyacente a través de relaciones de arbitraje, aquellos factores que afecten al precio del futuro tendrán su reflejo en el precio spot, y al contrario. Esto incrementará la eficiencia de los mercados. De todo lo anterior, se derivará una asignación más eficiente de los recursos entre las diferentes oportunidades de inversión. Para finalizar con las funciones económicas que se le han asignado a los contratos de futuro, cabría señalar que los costes de transacción a los que se debe hacer frente para alcanzar un determinado objetivo (rendimiento-riesgo) son apreciablemente menores cuando se dispone de la posibilidad de invertir en contratos

de futuros, comparados con los que se soportarían si estos objetivos se intentasen alcanzar negociando únicamente con el activo subyacente.

Adicionalmente, a los mercados de derivados en general y al de futuros en particular, se les atribuyen efectos negativos. Ha existido una fuerte controversia sobre si este tipo de activos estabilizan, o por el contrario desestabilizan los mercados subyacentes. Básicamente, existen dos líneas de pensamiento con las que se intenta explicar ambos hechos. En primer lugar, habría que destacar aquellos trabajos que argumentan que la creación de los mercados de derivados supone una mejora en la transmisión de información, lo que en última instancia provocará un aumento de la estabilidad (disminución de la volatilidad) de los mercados subyacentes (Cox, 1976). Por otra parte, se encuentran aquellos trabajos donde se defiende la idea que la aparición de este tipo de mercados incrementará la volatilidad del subyacente por causas relacionadas con aspectos de microestructura. Concretamente, señalan que los mercados de derivados restarán fondos a los mercados subyacentes provocando una disminución de la liquidez, y derivado de ello un incremento en la volatilidad (Skinner, 1989). Los defensores de la idea que los mercados de derivados tienen efectos desestabilizadores se acrecentaron con la crisis de 1987, quienes consideraban que la realización de técnicas de negociación programada (*program trading*) eran las causantes del incremento de la volatilidad y de la propia crisis<sup>3</sup>. El estudio del efecto de la introducción de los mercados de derivados en la estabilidad del subyacente, para el mercado español de renta variable es realizado por Corredor y Santamaría (1998),

---

<sup>3</sup> Miller (1994, capítulo 3), hace especial hincapié, entre otros aspectos, en destacar las causas que pueden ayudarnos a entender el porqué de la relación que tradicionalmente se le ha dado a las técnicas de negociación programada y volatilidad. A este respecto, señala que no existe evidencia clara que muestre que los movimientos en el mercado subyacente hayan sido diferentes como consecuencia de la negociación en mercados derivados. En todo caso, si esto hubiera ocurrido, la preocupación sobre un aumento de la volatilidad debería ser tratada más bien como una reacción transitoria atribuible únicamente al cambio en la forma de negociación.

Pardo (1998), Blanco (1996) y Ayuso et.al. (1996). Todos ellos coinciden en destacar que no existe una evidencia empírica clara que permita afirmar que la volatilidad en el mercado de acciones ha incrementado como consecuencia de la creación del mercado de derivados de R.V. Más bien al contrario, tal y como señalan Corredor y Santamaría (1998), quienes obtienen evidencia de que la volatilidad condicional disminuyó.

## II.- Objetivos del trabajo.

En este trabajo nos centraremos en estudiar la posibilidad que ofrecen los contratos de futuro, concretamente, sobre índices bursátiles, para llevar a cabo políticas de cobertura. Para cubrir el riesgo de mercado de una cartera de renta variable de un inversor, éste debe tener la posibilidad de tomar una posición en un activo, llamémosle de cobertura, de forma que las pérdidas que pueda sufrir en su cartera sean compensadas, total o parcialmente, por las que obtiene en el activo de cobertura.

La definición del término de cobertura se desarrolla a mitad de la década de 1930 y éste ha cambiado la visión de los mercados de futuro, ya que inicialmente se consideraba que éstos existían por motivos de especulación. Durante esta década la noción de cobertura se extiende en varias dimensiones<sup>4</sup>: *Carrying-charge hedging*, *Operational hedging*, *selective hedging*, *Anticipatory hedging*. Existen multitud de definiciones del concepto de cobertura. Una posible sería: la toma de posiciones de diferente signo a las mantenidas a contado con el objetivo de reducir o gestionar el riesgo. En términos genéricos, es el conjunto de operaciones que aísla al inversor de los riesgos asociados con las variaciones de precio de las posiciones que mantiene al contado.

---

<sup>4</sup> Véase, Malliaris (1997, Volumen I) para una definición de dichos conceptos.

Existen básicamente tres visiones diferentes sobre cual es el objetivo y naturaleza de la cobertura, a saber: minimización del riesgo, maximización del beneficio (Working, 1953) y alcanzar un equilibrio entre riesgo-rendimiento, que se basa en la teoría de selección de carteras (Johnson, 1960; Stein 1961, Ederington, 1979). Dentro de esta última aproximación se puede diferenciar, a su vez, aquella donde el objetivo que se busca es minimizar el riesgo de la posición cubierta, frente a aquella donde el objetivo es maximizar la función de utilidad del inversor.

Tal y como señalan Anderson y Danthine (1980,1981), la demanda de contratos de futuro por parte de un inversor, que trata de maximizar su función de utilidad dentro de un contexto media-varianza, tiene dos componentes: a) uno especulativo, que depende, entre otros, de las características de la función de utilidad del inversor; b) uno puramente de cobertura, que se corresponde con el cociente entre la covarianza entre los precios de contado y futuros y la varianza de futuros. Esta expresión coincide con el valor del ratio de cobertura que minimiza el riesgo (medido por la varianza) de la posición cubierta.

En la mayor parte de la literatura sobre cobertura se ha ignorado el componente especulativo, centrándose, por tanto, en el componente puro de cobertura. Duffie (1989), señala que la causa principal por la que se ha producido este hecho se debe a que el componente especulativo depende de las características de la función de utilidad, recogidas en el parámetro de aversión al riesgo, y por tanto, variará dependiendo del tipo de inversor considerado, aspecto que no se produce en la aproximación donde el objetivo es minimizar el riesgo. Por otra parte, Beninga et.al. (1983,1984), Heaney y Poitras (1991) y Lence (1995), demuestran teóricamente que bajo el cumplimiento de ciertas condiciones<sup>5</sup> el ratio de cobertura que minimiza el riesgo de la posición cubierta (ratio de cobertura de mínima varianza), coincide

---

<sup>5</sup> Éstas son recogidas de forma detallada en el apartado II.2 del siguiente capítulo.

con el ratio de cobertura óptimo (el que maximiza la función de utilidad del inversor) con independencia del valor que tome el parámetro de aversión al riesgo. Bajo estas consideraciones el componente especulativo no se considerará, el rendimiento esperado de la cartera cubierta será independiente de la decisión de cobertura que se adopte y la decisión de la posición a tomar en futuros se realizará bajo el supuesto que el objetivo de la cobertura es minimizar el riesgo de la posición cubierta.

Estos aspectos son los que nos han motivado a centrarnos en el estudio del ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV) para el mercado español de renta variable, suponiendo un modelo de dos periodos, donde el inversor utiliza contratos de futuros sobre el índice bursátil IBEX-35. Trataremos de estudiar, tal y como recoge el título de la Tesis, si el valor del RCMV es constante temporalmente o por el contrario, existe evidencia que muestra que lo adecuado es llevar a cabo políticas de cobertura de carácter dinámico, donde el valor del RCMV se ajuste a la llegada de información, o existe un comportamiento diferencial del valor del RCMV al acercarnos a la fecha de vencimiento. Por ello las preguntas que se pretenden responder con la realización de este trabajo son:

a) ¿El valor del RCMV es constante temporalmente o por el contrario debe variar frente a la llegada y/o creación de información ya sea en el mercado de contado o de futuro?.

La contestación a esta pregunta pasa por contrastar si se cumple una de las hipótesis que tradicionalmente se han mantenido para estimar el valor del RCMV. Ésta no es otra que la constancia temporal de la función de distribución conjunta de los precios de contado y futuro. Si se rechaza esta hipótesis los momentos condicionales diferirán de los incondicionales y dejará de tener sentido, estimar la expresión del RCMV a partir de momentos de segundo orden constantes en el tiempo. Lo adecuado será utilizar momentos condicionados al

conjunto de información disponible por el inversor. De esta forma el valor del RCMV variará al tiempo que lo haga este conjunto de información.

b) ¿Existe un comportamiento diferencial del RCMV hacia la fecha de vencimiento? ¿Se produce un efecto vencimiento del RCMV?.

Es de esperar que la convergencia de los precios de contado y futuro en la fecha de vencimiento, provoque una disminución del riesgo de base. Esta hipótesis se basa en la idea que la volatilidad del contrato de futuro en esta fecha disminuye<sup>6</sup>. Bajo el supuesto de que los precios de contado y futuro están en equilibrio Herbst et. al (1993) y Merrick (1988) demuestran que el RCMV depende del tiempo que falta hasta vencimiento de forma que al acercarnos a esta fecha su valor aumentará hasta la unidad ese mismo día. Aunque el efecto convergencia asegura que el valor de la base disminuya y teóricamente sea nulo en la fecha de vencimiento, no es tan clara cual será la evolución del riesgo de base en estas mismas fechas.

Las anteriores preguntas se intentarán responder considerando diferentes duraciones de la cobertura. El RCMV no es independiente de la longitud de la cobertura, y su valor aumenta al incrementar la duración de ésta. Este tema ha sido analizado por diferentes autores. Tal y como demuestra Geppert (1995), este efecto se debe a que ambas series están cointegradas de forma que para periodos de cobertura cortos, tanto los precios de contado como de futuro pueden diferir del equilibrio a largo plazo, lo que influirá en el valor del RCMV. No obstante, para horizontes temporales elevados lo que determinará, en mayor medida, el valor del ratio de cobertura es la existencia de relaciones de cointegración, de forma que el valor del RCMV tiende hacia el vector de cointegración entre la serie de

---

<sup>6</sup> No existe una evidencia clara sobre este aspecto. Mientras Samuelson (1965) dice que aumenta, Castellino y Francis (1982) llegan a la conclusión contraria.

contado y futuro.

En concreto, trabajar con duraciones de la cobertura semanal, y por tanto con series de frecuencia semanal, puede provocar la desaparición de ruidos que se recogen para series de mayor frecuencia (diarias). Las características de series de diferente frecuencia puede que no coincidan, por lo que se estudiará los efectos que sobre las anteriores cuestiones tiene considerar horizontes de inversión diarios y semanales. En nuestro trabajo, se analizarán los resultados que se obtienen para ambas duraciones y se intentará explicar las posibles diferencias que se obtengan.

Finalmente, creemos que un aspecto importante al realizar cualquier política de cobertura, es determinar las ventajas de poder negociar con futuros, de forma que sea posible comparar los resultados que se obtienen con la cartera cubierta respecto a la cartera de contado. Esto será posible siempre que se disponga de alguna medida que nos permita determinar el grado de efectividad asociado a dicha operación. Existen diferentes medidas de efectividad. Básicamente, todas ellas se basan en comparar el riesgo y/o el rendimiento que se obtiene con la posición cubierta respecto a la spot. No obstante, un aspecto importante en la realización de políticas de cobertura dinámicas, son los costes de transacción en los que se incurre al ajustar la posición en futuros frente a cualquier innovación. Desde este punto de vista, una determinada política de cobertura dinámica puede ser efectiva en la reducción del riesgo de la posición cubierta, aunque su realización no sea económicamente viable debido a los costes de transacción a los que se debe hacer frente. Por todo ello, la última pregunta que nos planteamos, es:

c) ¿Cual es el nivel de efectividad que se alcanza con diferentes modelos de cobertura a seguir? ¿Influyen los costes de transacción al realizar políticas de cobertura dinámicas respecto a los estáticos?. ¿Pueden los costes de transacción convertir una determinada política

de cobertura efectiva desde el punto de vista de reducción del riesgo en económicamente no viable?.

### **III.- Estructura de la tesis.**

El contenido de la presente Tesis se ha estructurado de la siguiente forma:

En el capítulo II, se realiza una revisión y síntesis de aquellos trabajos, tanto teóricos como empíricos, donde se determina la expresión del ratio de cobertura. Nos detendremos en analizar las teorías financieras sobre las que se sustentan las diferentes aproximaciones a la cobertura. Este capítulo tiene dos partes claramente diferenciadas. En la primera se presentan las diferentes teorías sobre cobertura, éstas difieren, básicamente, respecto a cual es el objetivo que se busca al realizar una cobertura. Nos centramos en la teoría de selección de carteras y concretamente en aquella aproximación que se basa en la minimización del riesgo de la posición cubierta; esto es, en la determinación del ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV). En la segunda parte del capítulo, se recogen, guardando una evolución temporal, las diferentes metodologías propuestas y utilizadas para estimar el RCMV.

En el capítulo III se responde a la primera de las preguntas que nos planteábamos con anterioridad. En este capítulo se solucionan los problemas que plantea la metodología tradicional (Myers, 1991). Éstos consisten en: a) la no consideración dentro del modelo de regresión, de la existencia de relaciones de cointegración entre las series, lo que provocará infraestimaciones del RCMV (Lien, 1996); b) considerar que la función de distribución de los rendimientos de contado y futuro es constante, obviando la existencia de problemas de heterocedasticidad que presentan la mayoría de series de carácter financiero. Si se encuentra evidencia a favor de la no constancia de

las funciones de distribución conjunta, deja de tener sentido estimar RCMV constantes en el tiempo, ya que los momentos condicionales de segundo orden no son constantes. Lo adecuado, en este caso, será considerar momentos condicionales que varíen frente a la llegada de información al mercado, y por lo tanto la realización de políticas de cobertura dinámicas. Para solucionar estos problemas se utilizan modelos de corrección de error GARCH Bivariante donde los residuos presentan un comportamiento heterocedástico.

Con posterioridad, en el capítulo IV se intentará responder a una doble pregunta. En primer lugar, si existe un comportamiento diferencial del RCMV en la fecha de vencimiento; y en segundo lugar las diferencias que se presentan, tanto en este aspecto como sobre el dinamismo del RCMV al considerar duraciones de la cobertura semanales.

En este caso, la metodología utilizada será diferente dependiendo de la frecuencia de la serie que se considere. Así para series diarias (duración de la cobertura diaria), la obtención de la serie temporal de RCMV, se ha realizado utilizando la misma metodología que en capítulo anterior. Sobre esta serie se estudia, utilizando la técnica de regresión, si existe un comportamiento diferencial alrededor de la fecha de vencimiento del contrato de futuros. Adicionalmente, y con la finalidad de obtener una explicación al comportamiento de esta última serie, se analiza el comportamiento en estas mismas fechas de la base (definida como la diferencia en "t" entre el precio de futuro menos el de contado) y de la variabilidad de ésta (modelizada por su varianza condicional). En este caso se han utilizado modelos de volatilidad condicional univariante de la familia de los GARCH, donde se han incluido variables Dummy que recogen los días hasta vencimiento, tanto en la ecuación de la media como de la varianza condicional.

Por lo que respecta a las coberturas con duraciones semanales no

existe evidencia de problemas de heterocedasticidad, por lo que no es adecuado utilizar modelos GARCH. En este sentido, y para estudiar el efecto vencimiento, la metodología utilizada es la propuesta por Lindahl (1992). Ésta no es otra, que la técnica de regresión diferenciando las semanas que restan hasta vencimiento, para poder comparar las diferencias que existen al considerar semanas a distinta distancia temporal del vencimiento. Destacar que en nuestro trabajo, y a diferencia de la metodología anteriormente expuesta, se incluye, en el modelo de regresión, un término de corrección de error con el objetivo de recoger los desequilibrios de la senda de largo plazo.

El Capítulo V se responde a la tercera de las preguntas planteadas. El capítulo está dividido en una primera parte, de marcado carácter teórico, donde se recogen las medidas de efectividad que mayor predicamento han tenido en la literatura financiera sobre cobertura con contratos de futuro. En la segunda parte, de carácter empírico, se estudia y compara la efectividad alcanzada con cada uno de los modelos de cobertura considerados, diferenciando la cobertura para duraciones diarias y semanales. Un aspecto que considerábamos importante al iniciar la Tesis, es tratar de ajustarnos, lo máximo posible, a la realidad que encuentra un inversor cuando se plantea tomar posiciones en el mercado de futuros con objeto de cubrir su posición de contado. Desde este punto de vista, creemos que lo adecuado es realizar un análisis ex-ante frente a uno ex-post. Aunque el estudio de la efectividad se ha realizado considerando ambas perspectivas, pensamos que la verdadera medida de efectividad no se obtiene bajo la óptica de un análisis ex-post. Ésta es adecuada para explicar los resultados que el inversor hubiese obtenido en caso de seguir una determinada política de cobertura. No obstante, lo que realmente le interesa, no es una explicación del pasado, sino más bien, cual debe ser la posición a tomar en derivados que le reporte en un periodo posterior un mayor nivel de satisfacción, considerando los objetivos que busca.

Se proponen dos medidas de efectividad. La primera de éstas (Ederington, 1979) , se basa en comparar la reducción del riesgo (medido por la varianza) de la posición cubierta respecto a la de contado. Un modelo de cobertura será más efectivo cuanto mayor sea la reducción de la varianza que se consiga. No obstante, y para coberturas de carácter dinámico, un aspecto que debe considerarse al medir la efectividad y compararla frente a políticas estáticas, son los costes de transacción a los que se debe hacer frente debido al ajuste continuado del número de contratos de futuro en la cartera. Puede ocurrir que los costes de transacción no compensen la reducción de la varianza que se alcanza. Se plantea, de esta forma, el estudio de la viabilidad económica de la cobertura. Desde este punto de vista, se realiza una estrategia de negociación donde se compara el nivel de utilidad del inversor, obtenido con políticas de cobertura dinámicas frente a estáticas, donde solo se ajustará el número de contratos de futuro si la reducción del riesgo que se obtiene compensa los costes de transacción en los que se incurre.

Finalmente, se recogen las consideraciones finales del trabajo, donde se presentan las conclusiones conjuntas del trabajo, así como las futuras líneas de investigación que pueden ser abordadas.



## Capítulo II.

# Teorías sobre cobertura con contratos de futuro.

### I.- Introducción.

Una de las principales razones esgrimidas en la literatura financiera para la existencia de contratos de futuros es la posibilidad que estos ofrecen para realizar coberturas. Las diferentes aproximaciones a la cobertura difieren básicamente respecto a los objetivos que se buscan con ella. Aunque, tradicionalmente, se ha considerado como función principal de la anterior la disminución o gestión del riesgo, no es menos cierto que existen estrategias de coberturas cuyo objetivo es tratar de maximizar el beneficio a través de la realización de coberturas selectivas o especulación en la base (Working, 1953). Existen tres modelos de cobertura que proporcionan reglas de decisión diferentes respecto a la posición a tomar en el mercado de futuros dada la de contado; esto es el valor del ratio de cobertura. A continuación se recogen estos tres modelos, haciendo especial hincapié en sus principales características.

a) **Tradicional o "Naive"**. El objetivo de la cobertura es la disminución del riesgo. Se propone tomar una posición en el mercado de futuros de la misma magnitud pero de signo contrario a la mantenida en el activo arriesgado que se intenta cubrir (1:1). No considera la existencia del riesgo de base derivada del hecho que los cambios de precio en los mercados de contado y futuro no son de la misma magnitud, por lo que esta aproximación no elimina el riesgo en su totalidad. No obstante, la toma de una posición de estas características disminuirá el riesgo de la cartera cubierta respecto a la de contado, ya que el arbitraje (Schwartz y Laastsch, 1991) y la convergencia de la base en la fecha de vencimiento (Figlewski, 1985) posibilitan un acotamiento en la magnitud del riesgo de base.

b) **Maximización del beneficio**. Esta aproximación a la cobertura nace a partir del trabajo de Working. Se considera que el objetivo de la cobertura no es únicamente la disminución del riesgo, sino que también lo es la mejora del beneficio que puede obtenerse realizando coberturas de carácter selectivo. Por coberturas de carácter selectivo se entienden aquellas que son realizadas cuando se espera que la evolución de los precios relativos de contado y futuro, en definitiva la evolución de la base, sea favorable al inversor. Working analiza la relación existente entre el tamaño de la base para un determinado periodo y su subsiguiente cambio, y encuentra que bases positivas (definida como diferencia entre futuro y contado) elevadas tienden a venir seguidas por cambios de carácter negativo<sup>7</sup> y al contrario. Si la base es lo suficientemente grande como para esperar cambios de ésta de carácter negativo, deberá realizarse la cobertura tomando una posición corta en futuros de igual magnitud a la mantenida al contado.

En definitiva el aspecto que determinará que un inversor decida realizar, lo que se ha venido en llamar una cobertura selectiva, será el

---

<sup>7</sup> El estudio de coberturas selectivas lo realiza para el mercado de trigo en U.S.A.

tamaño de la base y las expectativas que se tengan referentes a su evolución futura. No obstante, la consideración de que la base es lo suficientemente elevada<sup>8</sup> para esperar una evolución favorable y, por lo tanto, tomar posiciones en el mercado de futuros, dependerá, en última instancia, de las preferencias del inversor recogidas en su función de utilidad, y de su grado de aversión al riesgo. Bajo nuestro entender, aunque tradicionalmente se la ha considerado como una aproximación a la cobertura, no es más que una manera de especular sobre la evolución de la base y no propiamente una política de cobertura, entendida ésta como una forma de gestionar el riesgo.

c) **Teoría de selección de carteras.** La teoría de selección de carteras recoge de forma explícita los rasgos fundamentales de comportamiento racional del inversor, consistente en buscar la distribución de su riqueza entre las diferentes oportunidades de inversión, y conseguir una composición de su cartera que haga máximo el rendimiento dado un nivel de riesgo, o minimice el riesgo para un nivel de rendimiento dado. Se basa en un análisis Media-Varianza (M-V), donde se asume implícitamente que el rendimiento de los precios es normal o que la función de utilidad de los inversores es cuadrática. Dentro de este modelo de cobertura cabe diferenciar dos grandes aproximaciones que se diferencian según la actitud del inversor frente al riesgo. En la primera, se asume que el grado de aversión al riesgo del agente que decide cubrirse es máximo, y el objetivo que se persigue es minimizar el riesgo de la posición cubierta; mientras que en la segunda el objetivo perseguido es la maximización de una función objetivo en la que se consideran conjuntamente el riesgo y el rendimiento.

El objetivo que se persigue en este capítulo es analizar la aproximación a la cobertura que se sustentan en el modelo teórico

---

<sup>8</sup> Por otra parte, la existencia de arbitraje provocará que la base se mantenga dentro de unas bandas. Siempre que se sobrepasen éstas la actuación conjunta de arbitrajistas provocará que disminuyan.

del análisis de selección de carteras. Con esta finalidad se ha estructurado el capítulo de la siguiente forma: En la Sección II se analiza la primera de las aproximaciones anteriormente señaladas (objetivo de la cobertura: minimizar el riesgo de la posición cubierta). La Sección III se dedica al análisis de la segunda de las aproximaciones (objetivo: maximizar una función objetivo<sup>9</sup> que relaciona tanto el riesgo como el rendimiento de la posición cubierta). Bajo ciertas condiciones<sup>10</sup>, la expresión del ratio que minimiza la varianza del rendimiento de la posición cubierta, conocido como ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV), coincidirá con la expresión que se obtiene al maximizar la función de utilidad del inversor con independencia de la expresión que se considere de ésta. Debido a este aspecto, y a la gran cantidad de trabajos en los que se utiliza la aproximación de mínima varianza, en la Sección IV se analizan los diferentes métodos de estimación propuestos para determinar el RCMV. La sección IV presenta las conclusiones.

## II.- Minimización del Riesgo

En esta sección se considerará que el objetivo del inversor al realizar la cobertura, es minimizar el riesgo de la cartera cubierta, utilizando varias expresiones para medirlo. En primer lugar se utilizará la varianza del rendimiento. También se propondrá la utilización del coeficiente medio de Gini-Extendido. Ésta es una medida de dispersión que presenta la ventaja que no debe realizarse ningún

---

<sup>9</sup> Levy y Markowitz (1979) determinan las condiciones para que los resultados que se obtengan al maximizar una función que dependa positivamente del rendimiento y negativamente de un parámetro que mida la aversión al riesgo del inversor y de la varianza (tomada como medida de riesgo), sean parecidos a los que se obtendrían al maximizar la verdadera función de utilidad del inversor. Este hecho, determina que en muchos trabajos sobre cobertura se hable de funciones objetivo, en las que se considera el binomio Rentabilidad-Riesgo, y no de función de utilidad (Véase, Heifner (1972), Peck (1975), Anderson y Danthine (198,1981), Howard y D'Antonio (1984, 1987), Chang y Shanker (1986)).

<sup>10</sup> Éstas serán analizadas con detenimiento en el subapartado III.2. de este capítulo.

supuesto sobre la función de distribución de los rendimientos, como ocurre en el caso anterior, y adicionalmente proporciona soluciones que son eficientes bajo la óptica de dominio estocástico. Por último, también se propone otra medida de dispersión donde solo se consideran las desviaciones del rendimiento de carácter negativo, con objeto de recoger solo la variabilidad o riesgo de las pérdidas frente al de las ganancias<sup>11</sup> y poder determinar la posición en futuros que minimice el riesgo de pérdidas en vez del riesgo total.

## II.1.- Riesgo Medido por el Estadístico Varianza: Ratio de cobertura de Mínima Varianza (RCMV)

Jonhson (1960) y Stein (1961) son los primeros autores en utilizar la teoría de selección de carteras para estimar ratios de cobertura de mínima varianza y su aplicación empírica al caso de mercaderías. Ederington (1979), basándose en los trabajos anteriores, utiliza esta misma aproximación para mercados financieros. El objetivo que se persigue bajo este criterio es minimizar el riesgo, medido por la varianza del rendimiento, de la posición cubierta. Se supone un inversor con una total aversión al riesgo, de forma que no se interesa de los efectos de la cobertura sobre el rendimiento de su cartera.

Jonhson define la cobertura, dada una posición en el mercado de contado ( $x_i$ ) como: *“La posición que se tomará en el mercado que se utiliza como cobertura ( $x_j$ ), de forma que el riesgo de precio de mantener las dos posiciones entre  $T$  y  $T+1$  sea el mínimo posible. El riesgo de precio puede ser considerado como la varianza de la distribución de probabilidad para el cambio de precios entre  $T$  y  $T+1$  de quién posee el bien al contado en  $T$  y donde el precio entre  $T$  y  $T+1$  se considera una variable aleatoria<sup>12</sup>”*.

---

<sup>11</sup> En términos anglosajones a la primera se la llama “downside risk” y la segunda “upside risk”

<sup>12</sup> La letra cursiva es una traducción del artículo de Jonhson (1960).

De acuerdo con esta aproximación, tal y como se recoge en la ecuación (II.1) el objetivo perseguido es el de minimizar (Min) la varianza (Var) del rendimiento de la cartera cubierta durante el periodo  $t$  ( $R_{p,t}$ ), donde  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  son los rendimientos de contado y futuro durante el periodo  $t$ , respectivamente, y  $h_{t-1}$  el ratio de cobertura.

$$\begin{aligned} \text{Min } \text{Var}(R_{p,t}) &= \text{Var}(R_{s,t} + h_{t-1}R_{f,t}) = \\ &= \text{Var}(R_{s,t}) + h_{t-1}^2 \text{Var}(R_{f,t}) + 2h_{t-1} \text{Cov}(R_{s,t}, R_{f,t}) \end{aligned} \quad (\text{II.1})$$

El valor del ratio que minimiza la varianza de la cartera cubierta, se obtendrá de las condiciones de primer orden y resolviendo para  $h_{t-1}$  (ecuación II.2). Tal y como señala Ederington (1979) esta expresión se corresponde con la pendiente de la recta de regresión por MCO entre los cambios de precios (o rendimientos) al contado respecto a los de futuro, tal y como se recoge en la ecuación (II.3)<sup>13</sup>.

$$\frac{\partial \text{Var}(R_{p,t})}{\partial h_{t-1}} = 2h_{t-1} \text{Var}(R_{f,t}) + 2 \text{Cov}(R_{s,t}, R_{f,t}) = 0 \quad (\text{II.2})$$

$$h_{t-1} = - \frac{\text{Cov}(R_{s,t}, R_{f,t})}{\text{Var}(R_{f,t})}$$

$$R_{s,t} = \alpha + \beta R_{f,t} + \varepsilon_t \quad (\text{II.3})$$

<sup>13</sup> La misma expresión del RCMV se hubiese obtenido si se hubiese fijado como objetivo minimizar la varianza del valor final de la riqueza ( $W_t$ ) del inversor:

$$\text{Min}_{h_{t-1}} \text{Var}(W_t)$$

siendo :

$$W_t = W_{t-1} (1 + R_{s,t} - h_{t-1} R_{f,t})$$

La expresión del RCMV ha sido utilizada en multitud de trabajos<sup>14</sup>. Sin embargo, al utilizar esta aproximación se están asumiendo una serie de hipótesis muy restrictivas. La primera, es que el objetivo del inversor se centra exclusivamente en disminuir el riesgo de su cartera, no prestando ninguna atención sobre los efectos en la rentabilidad<sup>15</sup>. En segundo lugar, que los residuos del modelo de regresión estimados no presentan problemas de autocorrelación ni de heterocedasticidad. Finalmente, y derivado del hecho de que este criterio se basa en las premisas de la teoría de selección de carteras se asume que el rendimiento de los mercados se distribuye como una normal o que la función de utilidad de los inversores es cuadrática.

Con objeto de relajar esta última restricción han surgido trabajos (que se recogen a continuación) que proponen utilizar como medida del riesgo de la cartera cubierta el Coeficiente Medio de Gini Extendido (MGE). Realizan un análisis Media-Coef. de Gini que presenta la ventaja sobre el análisis tradicional (M-V) que es consistente con las reglas de dominio estocástico con independencia de los supuesto sobre la distribución de los rendimientos o la función de utilidad del inversor.

Otra vía utilizada en trabajos donde se considera que el objetivo de la cobertura es la disminución del riesgo, ha sido estimar ratios de cobertura que minimicen, únicamente, el riesgo de pérdidas (downside risk) del inversor, y no el riesgo o variabilidad tanto de las pérdidas como de las ganancias, como mide el estadístico de la varianza. Este tipo de cobertura se realiza utilizando momentos parciales más bajos (Lower Partial Moments, de aquí en adelante LPM).

---

<sup>14</sup> Junkus y Lee, 1985; Chen et.al, 1987; Figlewski, 1984; Hill y Schneeweis, 1982 y1986, entre otros.

<sup>15</sup> En el siguiente subapartado se recoge la aproximación a la cobertura en la que se tienen en cuenta los efectos de ésta sobre ambos conceptos.

A continuación se exponen estas formas de implementar la cobertura considerando medidas alternativas a la varianza como forma de medir el riesgo de la posición cubierta. En primer lugar se recoge la aproximación Coeficiente Media de Gini Extendido, para con posterioridad utilizar el concepto de LPM.

## II.2.- Coeficiente de Gini-Extendido.

Cheung et.al (1990) proponen la aproximación de dominio estocástico a la cobertura con instrumentos derivados. Estos autores utilizan la diferencia media de Gini ( $\Gamma$ )<sup>16</sup> como una medida del riesgo. La ventaja de esta medida de dispersión respecto a la varianza, es que no se tiene que realizar ningún supuesto restrictivo sobre la función de distribución del inversor. Estos autores utilizan, lo que llaman, un análisis Media-Gini (MG), que tiene la ventaja de ser consistente con las reglas de dominio estocástico.

Hodgson y Okunev (1992) y Kolb y Okunev (1992), amplían el análisis inicial de Cheung et.al., utilizando el coeficiente Media Gini Extendido (MGE) como medida de dispersión, lo que les permitirá ampliar el estudio considerando agentes con diferentes grados de aversión al riesgo.

Yitzhaki (1983) define el coeficiente MGE de acuerdo con la ecuación (II.4), donde:  $G(R)$  es la función de distribución del proyecto de inversión  $R$  y  $V$  es el parámetro que mide la aversión al riesgo.

$$\Gamma(V) = \int_a^b (1 - G(R)) dR - \int_a^V (1 - G(R)) dR \quad (\text{II.4.})$$

---

<sup>16</sup> La diferencia media de Gini ( $\Gamma$ ) es un estadístico que se utiliza como medida de la dispersión de una variable aleatoria y fue introducido por Yitzhaki (1982, 1983) en el campo de los estudios financieros

El coeficiente MGE representa una familia de coeficientes de dispersión, donde las diferencias entre éstos se producen de acuerdo a diferentes valores del parámetro  $V$ . Cuanto mayor es el valor de  $V$  más averso al riesgo es un inversor y mayor es la prima de riesgo exigida. Los inversores neutrales al riesgo se caracterizan por valores de  $V=1$ , los aversos al riesgo por  $1 < V < \infty$ , mientras que los inversores arriesgados se caracterizan por valores de  $V$  comprendidos entre  $0 \leq V < 1$ . Señalar que la aproximación MG es un caso particular de la MGE para  $V=2$ .

Yitzhaki (1983) demuestra que para que un proyecto de inversión sea estocásticamente superior (o domine estocásticamente) a otro, de acuerdo con las reglas de primer y segundo orden, es necesario que se cumplan las desigualdades (II.5) y (II.6), donde:  $\mu_i$  y  $\Gamma_{i(v)}$  son la media y la diferencia media de Gini extendida de los dos proyectos de inversión que se comparan.

$$\mu_1 \geq \mu_2 \quad (\text{II.5.})$$

$$\mu_1 - \Gamma_{1(v)} \geq \mu_2 - \Gamma_{2(v)} \quad (\text{II.6.})$$

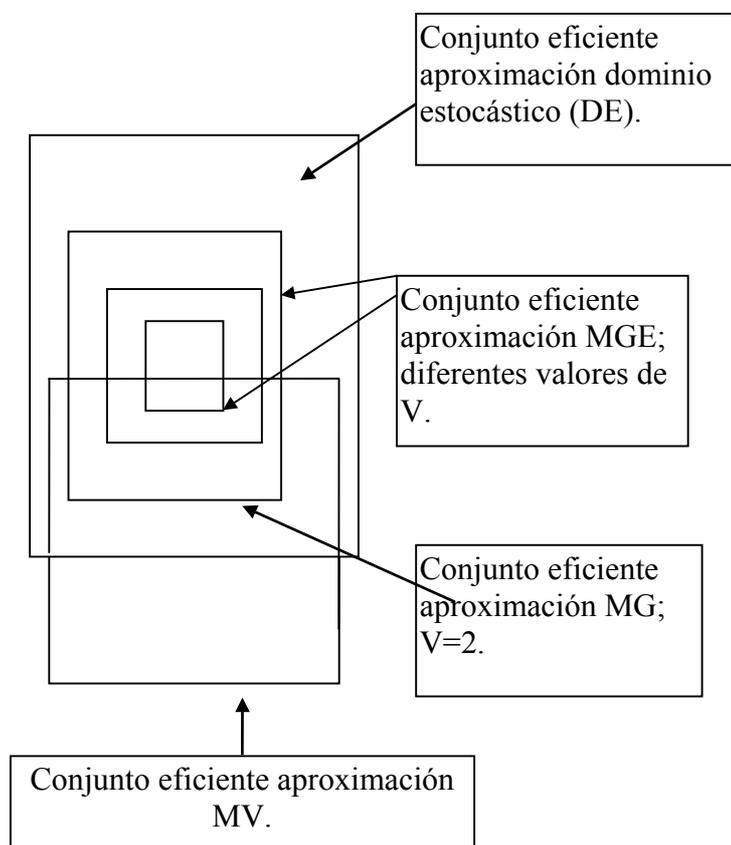
Al combinar las anteriores expresiones Yitzhaki, define el siguiente criterio de eficiencia: Un proyecto de inversión es eficiente de acuerdo a la aproximación MGE sobre otro si se cumplen las anteriores desigualdades. Si éstas se cumplen, se podrá asegurar que el primer proyecto domina estocásticamente, de acuerdo a las reglas de segundo orden, al primer proyecto.

Destacar que al utilizar la media y la diferencia media de Gini como los estadísticos que describen la función de distribución de los proyectos de inversión estudiados, no habrá necesidad de realizar ningún supuesto sobre la función de distribución de los

rendimientos, como ocurre en el análisis Media-Varianza. Por otra parte, este tipo de análisis proporciona condiciones necesarias para que se produzca un dominio estocástico, con independencia de la función de distribución de probabilidad del rendimiento de los proyectos analizados.

Tal y como se puede apreciar en la figura N°1 ( Fuente: Hodgson y Okunev. 1992), algunos proyectos que son eficientes desde el punto de vista de la aproximación M-V, no lo son desde la aproximación de dominio estocástico.

**Figura N°1: Relación entre los conjuntos eficientes de las aproximaciones MV, MG, MGE y DE.**



El cálculo del coeficiente extendido de Gini se realiza, tal y como queda recogido en la expresión<sup>17</sup> (II.7), a partir de la covarianza (Cov) entre el rendimiento de la cartera cubierta ( $R_p$ ) y el complemento de la función de distribución (CFD) elevado al valor del parámetro que mide la aversión al riesgo del inversor ( $V$ ) menos uno ( $(1-F(R_p))^{V-1}$ ):

$$\Gamma(V) = -VCov(R_p, (1-F(R_p))^{V-1}) \quad (II.7)$$

Si se sustituye el valor del rendimiento de la cartera cubierta y se diferencia respecto al ratio de cobertura  $h_{t-1}$ , se obtendrá la expresión (II.8):

$$\frac{\partial \Gamma(V)}{\partial h_{t-1}} = -V \text{cov}(R_f, (1-F(R_p))^{V-1}) - \frac{V h_{t-1} \partial \text{cov}(R_f, (1-F(R_p))^{V-1})}{\partial h_{t-1}} \quad (II.8.)$$

finalmente igualando a cero y despejando el valor del ratio, se obtiene:

$$h_{t-1} = \frac{-Cov\left(R_f, \left(1-F(R_p)\right)^{V-1}\right)}{\frac{\partial Cov\left(\left(R_f, \left(1-F(R_p)\right)^{V-1}\right)\right)}{\partial h_{t-1}}} \quad (II.9)$$

El problema de esta última expresión, es que el denominador es difícil de calcular, por lo que para estimar el ratio de cobertura ( $h_{t-1}$ ) se utiliza un proceso de iteración. Siguiendo los trabajos de Hodgson y Okunev (1992) y Kolb y Okunev (1992, 1993), este proceso comenzará dándole un valor al ratio de cobertura ( $X_t$ ). Con este valor

<sup>17</sup> Véase Shalit y Yitzhaki (1984).

se podrá estimar el rendimiento de la posición cubierta. Adicionalmente, ordenando los rendimientos de la cartera observados de menor a mayor, se podrá estimar el complemento de la función de distribución de éste (CFD)<sup>18</sup> elevado a V-1, de acuerdo a la expresión (II.10):

$$\left(1 - F(R_p)\right)^{V-1} = \frac{\left(N - \text{Orden}(R_p)\right)^{V-1}}{N} \quad (\text{II.10.})$$

Donde: N es el número de observaciones con el que trabajamos y Orden ( $R_p$ ) representa el orden de los rendimientos de la cartera cubierta ordenados de menor a mayor.

Una vez calculados los valores de  $R_p$  y del CFD, se puede estimar el Coeficiente Extendido de Gini ( $\Gamma(V)$ ), de acuerdo con la expresión (II.7). Este proceso se repetirá, para diferentes valores del  $X_t$ , hasta minimizar el valor de  $\Gamma(V)$ .

### II.3.- Momentos parciales más bajos (Lower Partial Moments (LPM)).

Tradicionalmente, en la mayor parte de la literatura financiera se mide el riesgo utilizando la varianza o la desviación típica, de forma que se consideran tanto las desviaciones de carácter negativo como las positivas de una variable aleatoria. No obstante, parece lógico pensar, que tanto los inversores individuales como los institucionales que acuden al mercado con la finalidad de realizar una cobertura, están más interesados en la posibilidad de reducir o cubrir sus posibles pérdidas, y la variabilidad de éstas, que en las de sus

---

<sup>18</sup> Para una crítica al método de estimación de la función de distribución, ver Lien y Luo (1993 b).

posibles ganancias. Desde este punto de vista, lo que el inversor buscará será una disminución del riesgo, medido éste por la posibilidad de reducción de pérdidas o resultados negativos, más que de la varianza del rendimiento en donde se recogen ambos lados de la distribución. Esta aproximación cobra sentido bajo la evidencia que presentan los rendimientos de activos financieros, referente a la existencia de problemas de asimetría y de ausencia de un comportamiento según una distribución normal.

Bawa (1975, 1978), propone, para medir el “downside risk”, lo que se conoce como *momentos parciales mas bajos*<sup>19</sup>, ya que solo la parte a la izquierda de un valor objetivo de la distribución de una variable es utilizada para su cálculo. Consiste en ajustar la función de distribución por debajo de un umbral u objetivo determinado.

Sea  $R_{pi}$  el rendimiento de la cartera cubierta. El momento parcial “enésimo” de una variable aleatoria  $R_{pi}$  vendrá representado en la ecuación (II.11), donde para su cálculo no se considerarán los valores que exceden a “c” y solo se tendrán en cuenta los que se sitúan por debajo de ese valor (c):

$$l(c, n, R_{pi}) = \int_{-\infty}^c (R_p - c)^n dF(R_{pi}) \quad (II.11.)$$

Donde:  $F(R_p)$  representa la función de distribución de  $R_p$  y “c” el rendimiento objetivo.

Las principales propiedades de esta medida son:

---

<sup>19</sup> Esta expresión es la traducción del término Lower Partial Moments (LPM).

1. Para unos valores dados de "c" y "n" los LPM están completamente determinados por la función de distribución, lo que significa que si  $R_{p1}$  y  $R_{p2}$  tienen la misma distribución, se cumplirá:

$$l(c, n, R_{p1}) = l(c, n, R_{p2}) \quad (\text{II.12.})$$

2. LPM incrementa al incrementar c. Dados  $c_1 > c_2$ ,

$$l(c_1, n, R_p) > l(c_2, n, R_p) \quad (\text{II.13.})$$

3. Si la distribución de  $R_{pi}$  es simétrica en "c", y para  $n=2$ , el LPM se corresponderá con el estadístico de semivarianza, valor propuesto por Markowitz como medida de riesgo alternativa a la varianza:

$$l(c, n, R_{pi}) = \frac{\text{var}(R_{pi})}{2} \quad (\text{II.14.})$$

Analizadas las propiedades de este tipo de momentos, el siguiente paso será determinar el ratio de cobertura que minimiza el LPM de orden enésimo (la expresión de este momento se recoge en II.15.) y no la varianza del rendimiento de la cartera cubierta:

$$l(c, n, R_p) = E[(\text{Min}(0, R_p - c))^n] \quad (\text{II.15.})$$

Donde:  $E^*$ , representa el operador esperanza. La derivada de la ecuación anterior no proporciona una solución analítica del ratio de cobertura, por lo que su estimación deberá realizarse utilizando algún método o aproximación numérica.

A continuación, y siguiendo el trabajo de Eftekhari (1998), se especifica un método numérico para la estimación del ratio de cobertura que minimiza la anterior expresión, para el caso particular de momentos de segundo orden ( $n=2$ ). En primer lugar, se determinará el rendimiento de la cartera cubierta ( $R_{c,t} = R_{s,t} - h * R_{f,t}$ ) para un valor inicial pequeño del ratio de cobertura (por ejemplo,  $h=-1.5$ ) para cada periodo de la muestra utilizada. Donde el subíndice "t" representa el valor de cada variable en cada periodo.

Obtenido el rendimiento de la cartera para cada periodo estudiado, el valor del LPM de orden 2 se calcula de acuerdo a la expresión (II.16).

$$l(R_c, 2, c) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\min(0, R_{c,t} - c)]^2 \quad (\text{II.16.})$$

Finalmente, se estimará nuevamente la expresión anterior sumando una cantidad adicional (p.ej., 0.001) al valor del ratio de cobertura utilizado inicialmente. Este proceso se repetirá hasta alcanzar un valor del ratio de cobertura lo suficientemente elevado (p.ej.,  $h=1.5$ ). El valor del ratio de cobertura buscado será el que proporcione un valor más pequeño de la anterior expresión.

### III.- Maximizar función objetivo.

En este apartado se analiza la aproximación a la cobertura basada en la teoría de selección de carteras, donde el objetivo que se persigue es maximizar la función de utilidad, o en su caso, una función objetivo en la que se considera conjuntamente el efecto de la cobertura sobre el rendimiento y riesgo de la cartera cubierta.

En primer lugar nos detenemos en diferenciar entre dos conceptos (RCMV y ratio de cobertura óptimo), que a menudo son utilizados indistintamente con el mismo significado. En segundo lugar, se determinan las condiciones que deben cumplirse para que la expresión del RCMV coincida con la que maximiza la función de utilidad esperada de un agente.

### III.1.- RCMV y Ratio de Cobertura Óptimo.

Llegados a este punto, creemos importante diferenciar el significado de dos conceptos que se utilizan con asiduidad en trabajos que estudian la cobertura con contratos de futuro y pueden dar lugar a confusión: **Ratio de Cobertura Óptimo y Ratio de Cobertura de Mínima varianza (RCMV)**. Ratio de cobertura óptimo podría definirse como el número de contratos de futuro que deberá mantener un inversor para maximizar una determinada función objetivo, mientras que RCMV es el número de contratos de futuros que minimiza el riesgo (medido por la varianza) del rendimiento de la posición cubierta. Tradicionalmente, en la mayoría de trabajos se hace corresponder esta función objetivo a una determinada especificación de la función de utilidad esperada. Por otra parte, Howard y D'Antonio (1984) consideran como función objetivo el cociente entre el exceso de rendimiento de la cartera cubierta respecto a un activo libre de riesgo y la desviación estándar del rendimiento de esta misma cartera (índice de Sharpe).

El hecho sobre el que se trata de llamar la atención, es que aunque a priori existen diferencias entre ambos conceptos, si se acepta que el mercado de futuros es eficiente, la expresión que determina el RCMV y la de ratio de cobertura que maximiza la función de utilidad esperada del inversor, coincidirán. Este aspecto es analizado con mayor detenimiento en el siguiente subapartado. Esto es importante por cuanto permite determinar una expresión del ratio de cobertura que será independiente de las preferencias individuales inversor.

### III.2.- Aspectos que provocan que RCMV y el Ratio de Cobertura Óptimo coincidan.

En este apartado se considerará, que el objetivo que se trata de alcanzar con la cobertura es maximizar la utilidad esperada del valor final de la riqueza del agente ( $W_t$ ). Bajo esta consideración, los trabajos de Beninga et.al. (1983,1984), Heaney y Poitras (1991) y Lence (1995), especifican los supuestos bajo los que el ratio de cobertura óptimo es independiente de la forma de la función de utilidad del agente averso al riesgo. Estas condiciones son las que determinan que el RCMV se corresponda con el ratio óptimo (el que maximiza una específica función de utilidad esperada), y las que se han utilizado para justificar la utilización de la aproximación de mínima-varianza para determinar el ratio de cobertura.

Beninga et.al. (1983,1984), demuestran analíticamente, cuales son las condiciones suficientes que deben cumplirse para que el RCMV sea también un ratio de cobertura óptimo e independiente de la función de utilidad de un agente. Las resume como:

- 1) Insesgadez del precio del contrato de futuros, o lo que es lo mismo, que el precio del contrato de futuros siga un martingala.
- 2) Correlación nula entre el precio de futuros ( $F_t$ ) y el termino de perturbación de error ( $e_t$ ) del modelo de regresión<sup>20</sup>:

---

<sup>20</sup> Por su parte, Lence (1995), muestra teóricamente, que la correlación nula es necesaria pero no suficiente, mientras que la independencia es suficiente pero no necesaria para obtener ratios de cobertura independientes de la función de utilidad del agente inversor. Para obtener ratios de cobertura independientes de las preferencias del inversor, deberá cumplirse que: exista una relación lineal entre los precios de contado y futuro como la recogida en la anterior expresión, y que el precio de futuros ( $F_T$ ) sea condicionalmente independiente de  $e_t$  ( Una variable ( $y$ ) es condicionalmente independiente de otra ( $x$ ) sii  $cov(y, f(x))=0$  para toda función  $f(\cdot)$  )

$$\tilde{P}_t = \alpha + \beta \tilde{F}_t + \tilde{\epsilon}_t \quad (\text{II.17})$$

Heaney y Poitras (1991), asumiendo normalidad en la distribución conjunta de los precios contado y futuro, determinan el ratio de cobertura óptimo considerando dos supuestos. En primer lugar, bajo el supuesto que no existe posibilidad de prestar ni pedir prestado a un tipo libre de riesgo. En segundo lugar relajando esta posibilidad lo que nos acerca a un escenario más realista. Comparan las expresiones analíticas obtenidas con la propuesta por Ederington ( $\text{Cov}(R_{s,t}, R_{f,t})/\text{var}(R_{f,t})$ ). Las conclusiones del trabajo son, si se considera el primer supuesto, que el ratio de cobertura óptimo estará constituido por dos componentes, uno que se corresponderá con la expresión del RCMV propuesta por Ederington<sup>21</sup>, más un termino adicional que dependerá de características estadísticas de las series (rendimiento y varianza del rendimiento del contrato de futuros) y de la función de utilidad que se considere del inversor (propensión al riesgo).

Por otra parte, si se relaja el supuesto de no poder pedir y/o prestar a un tipo libre de riesgo, el ratio de cobertura óptimo solo depende de parámetros de la función de distribución conjunta<sup>22</sup>. Los autores destacan, tal y como recogen Beninga et.al. (1982,1983), e independientemente del supuesto considerado, que si el precio del contrato de futuros sigue una martingala, el ratio de cobertura óptimo se corresponderá con el RCMV.

A continuación se recogen las expresiones que se obtienen bajo ambos supuestos.

---

<sup>21</sup> Anderson y Danthine (1981) lo llaman componente de cobertura pura y al otro término especulativo puro.

<sup>22</sup> Al mismo resultado llega Myers (1991).

**Posición de contado fija (no es posible prestar ni pedir prestado).**

Supongamos un mundo de dos periodos en el que una parte de la riqueza inicial ( $W_{t-1}$ ) de un inversor se encuentra invertida en un activo con riesgo, y que existe un mercado de futuros sobre ese mismo activo que el inversor utiliza para cubrirse. Consideremos que no existen costes de transacción y la toma de posiciones en el mercado de futuros no supone ningún desembolso adicional. El problema al que se enfrenta el inversor es maximizar en "t" el valor de su cartera:

$$W_t = W_{t-1} (1 + R_{s,t} - h_{t-1} R_{f,t}) \quad (\text{II.18.})$$

Donde:  $W_t$ ,  $W_{t-1}$  son el valor de la cartera en "t" y "t-1", respectivamente;  $h_{t-1}$  representa el cociente entre el valor invertido en futuros sobre el total de riqueza inicial;  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  son, respectivamente, el rendimiento obtenido al contado y futuro.

Dada esta restricción, el problema de optimización al que se enfrenta el inversor puede ser generalizado a cualquier función de utilidad definida:

$$\underset{h_{t-1}, R_{f,t}, R_{s,t}}{\text{Max}} \int \int U[W_{t-1} (1 + R_{s,t} - h_{t-1} R_{f,t})] dP_{sf}(t) = E[U(W_t) | \Omega_{t-1}] \quad (\text{II.19.})$$

Donde,  $\Omega_{t-1}$  es el conjunto de información disponible en t-1.

La condición de primer orden vendrá dada por:

$$h_{t-1}: E_{t-1}[U'(W_t)R_{f,t}] = 0 \quad (\text{II.20.})$$

Donde:  $E_{t-1}$  representa el operador esperanza condicionado al conjunto de información disponible en "t-1" ( $\Omega_{t-1}$ ).

Considerando que  $U'(W_t)$ , el rendimiento esperado del contrato de futuros ( $R_{f,t}$ ) son variables aleatorias, y la definición de covarianza<sup>23</sup>, la ecuación (II.20) podrá expresarse como:

$$\text{Cov}_{t-1}(U'(W_t), R_{f,t}) + E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{f,t}) = 0 \quad (\text{II.21.})$$

Bajo la hipótesis de que la función de distribución conjunta de  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  es normal condicionada al conjunto de información disponible en "t-1" ( $\Omega_{t-1}$ ), es posible aplicar el Lema de Rubinstein<sup>24</sup> (1976). La aplicación de este Lema, junto con la consideración de las restricciones presupuestarias, permite llegar hasta (II.22):

$$E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{f,t}) + E_{t-1}[U''(W_t)]\text{cov}_{t-1}(W_t; R_{f,t}) = 0 \quad (\text{II.22.})$$

Sustituyendo  $W_t$  por su expresión recogida en (II.18), se obtiene:

$$-E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{f,t}) = \quad (\text{II.23})$$

$$W_t E[U''(W_t)] [\text{Cov}_{t-1}(R_{s,t}, R_{f,t}) - h_{t-1} \text{Var}(R_{f,t})]$$

<sup>23</sup> Dadas dos variables aleatorias "x" e "y", se cumplirá que:

$$\text{Cov}(x,y) = E(xy) - E(y)E(x).$$

<sup>24</sup> Si dos variables aleatorias "x" e "y" se distribuyen como una normal, y sea  $g(\cdot)$  una función diferenciable, se tendrá que:

$$\text{Cov}(g(x),y) = E(g'(x))\text{cov}(x,y)$$

Despejando  $h_{t-1}$ , llegamos a la expresión (II.24):

$$h_{t-1} = \frac{\text{Cov}_{t-1}(R_{s,t}, R_{f,t})}{\text{Var}_{t-1}(R_{f,t})} - \frac{E_{t-1}(R_{f,t})}{\text{Var}_{t-1}(R_{f,t})} \frac{1}{W_t \lambda} \quad (\text{II.24.})$$

Donde:  $\lambda = -\frac{U''(W_t)}{U'(W_t)}$  es el coeficiente de aversión al riesgo de Pratt-

Arrow.

Se aprecia que el ratio de cobertura óptimo, depende de las preferencias del inversor modeladas a través de su función de utilidad. Sin embargo, bajo el supuesto que el rendimiento esperado condicionado al conjunto de información del contrato de futuros es cero ( $E_t(R_t)=0$ ), o lo que es lo mismo, el precio del futuro sigue una martingala ( $E_{t-1}(F_t)=F_{t-1}$ ), las expresiones del ratio de cobertura óptimo y del RCMV coincidirán, pudiéndose expresar de acuerdo a (II.25):

$$h_{t-1}^* = \frac{\text{Cov}_{t-1}(R_{f,t}, R_{s,t})}{\text{Var}_{t-1}(R_{f,t})} \quad (\text{II.25})$$

### **Posibilidad de prestar y/o pedir prestado**

Supongamos un mundo de dos periodos en el que una parte de la riqueza inicial ( $W_{t-1}$ ) de un inversor se encuentra invertida en un activo con riesgo, y que existe un mercado de futuros sobre ese mismo activo que el inversor utiliza para cubrirse. Consideremos que no existen costes de transacción y la toma de posiciones en el mercado de futuros no supone ningún desembolso adicional. En este caso, existe la posibilidad de prestar y/o pedir prestado a una tasa

libre de riesgo, lo que provoca que la posición de contado sea un aspecto más que debe determinarse en el proceso de maximización. El problema al que se enfrenta el inversor es maximizar en "t" el valor de su cartera:

$$W_t = W_{t-1} \left( 1 + x_{t-1} R_{s,t} + (1 - x_{t-1}) r_t - H_{t-1} R_{f,t} \right) \quad (\text{II.26.})$$

Donde:  $W_t$ ,  $W_{t-1}$  son el valor de la cartera en "t" y "t-1", respectivamente;  $x_{t-1}$  es la parte de la riqueza invertida en el activo con riesgo;  $H_{t-1}$  representa el cociente entre el valor invertido en futuros sobre el total de riqueza inicial;  $r_t$  es el tipo de interés libre de riesgo;  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  son, respectivamente, el rendimiento obtenido al contado y futuro.

Dada esta restricción, el problema de optimización al que se enfrenta el inversor puede ser generalizado a cualquier función de utilidad definida en (II.27):

$$\underset{x_{t-1}, H_{t-1}}{\text{Max}} \int \int U \left[ W_{t-1} \left( 1 + x_{t-1} R_{s,t} + (1 - x_{t-1}) r_t - H_{t-1} R_{f,t} \right) \right] dP_{sf}(t) = E \left[ U(W_t) | \Omega_{t-1} \right] \quad (\text{II.27.})$$

Donde,  $\Omega_{t-1}$  es el conjunto de información disponible en t-1.

Las condiciones de primer orden vendrán dadas por (II.28) y (II.29):

$$H_{t-1}: E_{t-1} \left[ U'(W_t) R_{f,t} \right] = 0 \quad (\text{II.28.})$$

$$x_{t-1}: E_{t-1}[U'(W_t)(R_{s,t} - r_t)] = 0 \quad (\text{II.29.})$$

Considerando que  $U'(W_t)$ , el rendimiento esperado del contrato de futuros ( $R_{f,t}$ ) y el exceso de rendimiento de contado sobre el tipo de interés sin riesgo ( $E(R_{s,t}-r_t)$ ) son variables aleatorias, y la definición de covarianza, se podrán expresar las condiciones de primer orden como (II.30) y (II.31):

$$\text{Cov}_{t-1}(U'(W_t), R_{f,t}) + E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{f,t}) = 0 \quad (\text{II.30.})$$

$$\text{Cov}_{t-1}[U'(W_t); (R_{s,t} - r_t)] + E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{s,t} - r_t) = 0 \quad (\text{II.31.})$$

Bajo la hipótesis de que la función de distribución conjunta de  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  es normal condicionada al conjunto de información disponible en "t-1" ( $\Omega_{t-1}$ ), es posible aplicar el Lema de Rubinstein (1976). La aplicación de este Lema, junto con la consideración de las restricciones presupuestarias, nos lleva a las siguientes expresiones:

$$E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{f,t}) + E_{t-1}[U''(W_t)]\text{cov}_{t-1}(W_t; R_{f,t}) = 0 \quad (\text{II.32.})$$

$$E_{t-1}[U'(W_t)]E_{t-1}(R_{s,t} - r_t) + E_{t-1}[U''(W_t)]\text{cov}_{t-1}(W_t; R_{s,t} - r_t) = 0 \quad (\text{II.33.})$$

Expresando las ecuaciones matricialmente y resolviendo se obtiene:

$$\begin{aligned}
& [x_{t-1}, H_{t-1}]^T = \\
& = E_{t-1} \left( -\frac{U'(W_t)}{U''(W_t)} \right) \begin{pmatrix} \text{Var}_{t-1} R_{f,t} & -\text{Cov}_{t-1}(R_{f,t}; R_{s,t}) \\ -\text{Cov}_{t-1}(R_{f,t}; R_{s,t}) & \text{Var}_{t-1} R_{s,t} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} E_{t-1}(R_{s,t} - r_t), E_{t-1}(R_{f,t}) \end{bmatrix}^T \\
& \qquad \qquad \qquad \text{(II.34)}
\end{aligned}$$

Si el ratio de cobertura óptimo ( $h_{t-1}^*$ ) se define como el cociente entre  $H_{t-1}$  y  $x_{t-1}$ , se obtiene la expresión:

$$h_{t-1}^* = \frac{\text{Var}_{t-1}(R_{s,t}) \left( \beta(F,S) E_{t-1}(R_{s,t} - r_t) - E_{t-1}(R_{f,t}) \right)}{\text{Var}_{t-1}(R_{f,t}) \left( E_{t-1}(R_{s,t} - r_t) - \beta(S,F) E_{t-1}(R_{f,t}) \right)} \quad \text{(II.35.)}$$

Donde:

$$\begin{aligned}
\beta(F,S) &= \text{Cov}_{t-1}(R_{s,t}, R_{f,t}) / \text{Var}_{t-1}(R_{f,t}) \\
& \qquad \qquad \qquad \text{y} \\
\beta(S,F) &= \text{Cov}_{t-1}(R_{s,t}, R_{f,t}) / \text{Var}_{t-1}(R_{s,t})
\end{aligned}$$

Se aprecia que el ratio de cobertura óptimo, bajo el supuesto que se puede prestar y pedir prestado a un tipo de interés libre de riesgo, es independiente de como sea haya modelado la función de utilidad y de  $W_t$ . Adicionalmente, si suponemos que el rendimiento esperado condicionado al conjunto de información del contrato de futuros es cero ( $E_t(R_f) = 0$ ), o lo que es lo mismo, el precio del futuro sigue una martingala ( $E_t(F_{t+1}) = F_t$ ), las expresiones del ratio de cobertura óptimo y del RCMV coincidirán. El ratio de cobertura óptimo vendrá representado por la expresión:

$$h_{t-1}^* = \frac{\text{Cov}_{t-1}(R_{f,t}, R_{s,t})}{\text{Var}_{t-1}(R_{f,t})} \quad \text{(II.36.)}$$

A modo de conclusión, queremos reseñar que independientemente de los dos supuestos anteriormente considerados, bajo la hipótesis que el mercado de futuros es eficiente, el RCMV es también el que maximiza la función de utilidad esperada del inversor con independencia de la expresión que se utilice para modelizar las preferencias de éste. Este aspecto, junto al hecho de que la aproximación de mínima varianza haya sido, sin lugar a dudas, la más utilizada en estudios de carácter empírico sobre cobertura, nos ha motivado a recoger en el siguiente apartado, tratando de guardar un orden cronológico, los métodos de estimación más utilizados para estimar el RCMV.

#### IV.- Métodos Estimación RCMV.

El método que tradicionalmente se ha utilizado para estimar el RCMV, debido básicamente a su simplicidad de cálculo, es el propuesto por Ederington (1979), a través de estimar la pendiente de una recta de regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El RCMV se corresponde con la pendiente de la recta de regresión entre la diferencia de precios al contado respecto a la del futuro que se utiliza como cobertura ( $\text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t}) / \text{var}(R_{f,t})$ ). No obstante, este método de cálculo del RCMV no ha estado exento de controversia.

El objetivo que se persigue en este capítulo, es realizar un análisis de marcado carácter teórico, tratando de seguir una evolución temporal, de las controversias y diferentes métodos que se han propuesto para llevar a cabo la estimación del RCMV. En primer lugar se recogerá la controversia existente hacia mediados de los años ochenta referente a que tipo de variables utilizar (niveles, diferencias o rendimientos). A finales de la década de los ochenta surgen trabajos en los que se propone utilizar la metodología desarrollada por Box-Jenkins (1976) para solucionar los problemas de autocorrelación que se obtienen con MCO. A principios de los noventa, se considera la existencia de relaciones de cointegración entre las series de contado y futuro con

objeto de recoger los desequilibrios de la senda de largo plazo e integrar las relaciones de equilibrio a largo plazo y la dinámica de corto plazo. Con esta finalidad se incorpora en el modelo de regresión el Término de corrección de error (TCE). Finalmente, cerraremos este apartado analizando los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH y GARCH). Estos modelos posibilitan considerar momentos de segundo orden condicionales no constantes y superar las limitaciones que supone considerar funciones de distribución constantes en el tiempo.

#### IV.1.- Mínimos Cuadrados Ordinarios: Variables en Rendimientos Versus Diferencias.

A raíz del trabajo de Brown (1985), surge a nivel teórico una fuerte controversia<sup>25</sup> respecto que tipo de variables utilizar para estimar el valor del RCMV por MCO. En ningún momento se pone en tela de juicio el método de estimación, sino las implicaciones y diferencias que pueden existir en la utilización de las variables expresadas en niveles, diferencias o rendimientos.

Witt et.al. (1987) analizan las diferencias que la utilización de variables en niveles, diferencias y rendimientos tienen sobre el RCMV, no obteniendo evidencia que demuestre una mejora en la efectividad de la cobertura significativa en ningún caso. Destacan que la utilización de una u otra dependerá del tipo de cobertura que se realice. Muy relacionado con este tipo de análisis está el trabajo de Myers y Thompson (1989). Están de acuerdo con Witt et. al. (1987) en que dependiendo de los objetivos que se buscan con la cobertura se deberá utilizar una regla de cobertura diferente. Sin embargo, discrepan con ellos en que esos objetivos no son el aspecto que

---

<sup>25</sup> Ejemplos de trabajos donde se plantea esta problemática son los de Brown (1985, 1986); Khal (1986); Witt et.al. (1987); Hill y Schneeweis (1981); Bond et.al. (1987); Myers y Thompson (1989).

determina como deben ser estimados los parámetros de la regla seguida. Estos autores argumentan que la estimación por MCO solo es adecuada bajo ciertas hipótesis muy restrictivas sobre el modelo de equilibrio de precios de contado y futuro. Proponen incorporar en el modelo de regresión todo el conjunto de información disponible hasta ese momento. Esto lo hacen incluyendo, adicionalmente a los precios de futuro como variable explicativa de los precios de contado, un vector donde se incorporen un conjunto de variables que puedan ser importantes en la obtención de la estimación del ratio de cobertura<sup>26</sup>.

#### IV.2.- Metodología Box-Jenkins: Modelos ARIMA.

Es común en la mayoría de trabajos<sup>27</sup> que utilizan la regresión por MCO para estimar el RCMV, encontrar problemas de autocorrelación en la serie de residuos estimados. Si se da esta situación, los parámetros estimados serán insesgados y consistentes, pero ineficientes. Adicionalmente, también se obtendrán infraestimaciones de sus errores estándar, lo que afectará a los contrastes que se realicen sobre ellos e invalidará los métodos de inferencia.

Para solucionar este aspecto Herbst et.al. (1989) y Herbst et.al. (1992) sugieren utilizar la metodología propuesta por Box-Jenkins (1976), consistente en tres etapas. En la primera se busca la correcta especificación de la serie temporal de datos que se estudia. En la

---

26 El modelo de estimación que proponen se recoge en al siguiente ecuación:

$$S_t = \delta f_t + \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:  $\delta$  es el parámetro que determinará el RCMV;  $\varepsilon$  es la perturbación y  $X_{t-1}$  representa un vector donde deben incluirse las variables que recojan el conjunto de información relevante para la estimación del RCMV por parte del inversor. Adicionalmente, si existe evidencia que ambas series presentan una raíz unitaria, la anterior ecuación deberá ser expresada en primeras diferencias.

<sup>27</sup> Hill y Schneeweis (1981), Brown (1985), Herbst et.al. (1989), Herbst et.al. (1992), Torro (1995), entre otros.

segunda, se estima el modelo propuesto, para en la tercera analizar si el modelo utilizado se ajusta adecuadamente a los datos, de forma que si no lo hace, repetir el proceso desde la primera etapa hasta encontrar un modelo adecuado. Siguiendo esta metodología, se intenta determinar el modelo autorregresivo integrado de medias móviles (ARIMA(p,d,q)) que más se ajusta a la serie temporal de datos disponible.

El modelo matemático utilizado en los anteriores trabajos es:

$$(1 - L)Y_t = \Gamma(L) * X_t + \Phi(L) * e_t \quad (\text{II.37.})$$

Donde: L es el operador de retardos;  $\Gamma(L)$  una función de transferencia;  $\Phi(L)$  estructura del término de error ( $e_t$ ).

Las estimaciones obtenidas de esta forma, permiten obtener parámetros más eficientes. Sin embargo, la pendiente de la recta de regresión ya no se corresponderá con el cociente entre las covarianzas de ambos rendimientos y la varianza.

#### IV. 3.- Relaciones de Cointegración: Término de Corrección de Error.

Son muchos los trabajos en los que se evidencia la existencia de relaciones de cointegración entre las series de precios del mercado de contado y futuro, tanto para mercados financieros como para mercaderías<sup>28</sup>, lo que se traducirá en la existencia de una tendencia estocástica común. La existencia de relaciones de cointegración es

---

<sup>28</sup> Véase: Lai y Lai (1991); Fonterbery y Zapata (1993), Crowder y Hamed (1993) para mercaderías, y Wahab y Lashagari (1993), Ghosh (1993); Ghosh y Gilmore (1997), Pizzi, Economopoulos y O'Neill (1998) para activos financieros.

una característica que ha sido incluida en la especificación del modelo econométrico utilizado para estimar el RCMV.

Ghosh (1993) propone la utilización de la teoría de la cointegración introducida por Granger (1981) y desarrollada por Engle y Granger (1987) ya que de esta forma se podrán integrar las relaciones de equilibrio a largo plazo y la dinámica de corto plazo. Según el autor la no consideración de estas relaciones dará lugar a infraestimaciones del RCMV debido a una mala especificación del modelo de regresión utilizado.

Bajo el supuesto que los precios del mercado de contado y futuro están cointegrados y que el vector de cointegración toma el valor (1,-1), la desviación respecto al equilibrio a largo plazo recogida en el término de corrección de error, se corresponderá con el valor de la base ( $B_t = S_t - F_t$ ). Normalmente, en trabajos de carácter empírico se acepta la existencia de relaciones de cointegración entre contado y futuro para contratos de futuro cercanos a vencimiento<sup>29</sup>. De esta forma, los desequilibrios a largo plazo pueden considerarse como una medida del valor de la base para un determinado periodo. Trabajos como los de Viswanath (1993), Lence, Hayenga y Patterson (1996), Park y Switzer (1995 a,b) y Lien y Luo (1994) incluyen la base como variable explicativa en el modelo econométrico de regresión y obtienen resultados superiores respecto de los modelos donde ésta no es incluida.

Lien (1996) expone de forma analítica los resultados obtenidos de forma empírica por Ghosh (infraestimación del RCMV al no considerar las relaciones de cointegración). Concluye que cuanto mayor es la respuesta de las series frente a los desequilibrios de largo plazo, menor será la efectividad alcanzada con el modelo en el que

---

<sup>29</sup> Evidencia en contra de este resultado se encuentra, por ejemplo en: Baillie y Myers (1991) y Schroder y Goodwin (1991).

no se consideran las relaciones de cointegración respecto al que lo hace. A continuación se recoge el modelo propuesto por este autor bajo la hipótesis de que las perturbaciones de los mercados son homocedásticas<sup>30</sup>. La evolución dinámica de los rendimientos de ambos mercados se representa a través del siguiente modelo de corrección de error<sup>31</sup>:

$$\begin{aligned} R_{s,t} &= \alpha\theta_{t-1} + \varepsilon_{s,t} \\ R_{f,t} &= \beta\theta_{t-1} + e_{f,t} \\ \theta_{t-1} &= \ln S_{t-1} - (\lambda_1 - \lambda_2 \ln F_{t-1}) \end{aligned} \quad (\text{II.38.})$$

Donde:  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  son los rendimientos del activo de contado y futuro, respectivamente, calculados como la diferencia de primer orden de los logaritmos neperianos de dos precios consecutivos;  $\theta_{t-1}$  son las desviaciones respecto a la senda de equilibrio a largo plazo y  $S_t$  y  $F_t$  son los precios de contado y futuro.

La expresión del ratio de cobertura de mínima varianza, viene representado por el cociente entre la covarianza condicional de los rendimientos contado-futuro respecto a la varianza condicional del rendimiento del futuro.

$$h_{t-1} = \frac{\text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t} / \Omega_{t-1})}{\text{var}(R_{f,t} / \Omega_{t-1})} \quad (\text{II.39.})$$

Se va a considerar dos tipos de agentes con diferentes conjuntos de

---

<sup>30</sup> En el siguiente apartado esta hipótesis se relaja y se considera la existencia de problemas de heterocedasticidad.

<sup>31</sup> El análisis podría haberse realizado incluyendo un vector de variables explicativas para cada mercado sin que esto afectase a las conclusiones finales. No obstante, y con objeto de facilitar la exposición no se considerará este aspecto.

información. Uno que considerará la dinámica del sistema de acuerdo a las expresiones anteriores (incorpora los desequilibrios de largo plazo) y otro que no tendrá en cuenta este aspecto (llamado inversor "miope"). En concreto, sean:

$\Omega_t$  y  $\Omega_t^*$  los conjuntos de información del agente informado y miope en "t", respectivamente.

Para el caso del agente miope las expresiones que se obtienen para la  $\text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t})$  y  $\text{var}(R_{f,t})$  condicionados a su conjunto de información ( $\Omega_{t-1}^*$ ) se recogen en la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t} / \Omega_{t-1}^*) &= \\ &= \text{cov}(\alpha\theta_{t-1} + e_{s,t}, \beta\theta_{t-1} + e_{f,t} / \Omega_{t-1}^*) = \text{cov}(\alpha\theta_{t-1}, \beta\theta_{t-1} / \Omega_{t-1}^*) + \\ &+ \text{cov}(\alpha\theta_{t-1}, e_{f,t} / \Omega_{t-1}^*) + \text{cov}(e_{s,t}, \beta\theta_{t-1} / \Omega_{t-1}^*) + \text{cov}(e_{s,t}, e_{f,t} / \Omega_{t-1}^*) = \\ &= \alpha\beta\text{var}(\theta_{t-1}) + h_{sf} = \alpha\beta\sigma_\theta^2 + h_{sf} \end{aligned} \quad (\text{II.40.})$$

Donde:  $h_{sf}$  recoge la covarianza del rendimiento (no esperado) entre contado y futuro;  $h_i$  es la varianza de la variable "i"  $\forall i = s, f$ ;  $\sigma_\theta^2$  es la varianza del TCE.

$$\text{var}(R_{f,t} / \Omega_{t-1}^*) = \text{var}(\beta\theta_{t-1} + e_{f,t}) = \beta^2\sigma_\theta^2 + h_f \quad (\text{II.41.})$$

Sustituyendo en la expresión del RCMV se obtendrá:

$$h_{t-1}^* = \frac{\text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t} / \Omega_{t-1}^*)}{\text{var}(R_{f,t} / \Omega_{t-1}^*)} = \frac{\alpha\beta\sigma_\theta^2 + h_{sf}}{\beta^2\sigma_\theta^2 + h_f} \quad (\text{II.42.})$$

Por otra parte, la expresión del RCMV del agente que considera un modelo correctamente especificado y por tanto incorpora dentro su conjunto de información  $\theta_{t-1}$ , será:

$$h_{t-1} = \frac{h_{s,f}}{h_f} \quad (\text{II.43.})$$

La expresión (II.44) recoge el valor de la diferencia entre el ratio de cobertura del agente miope y el informado.

$$h_{t-1}^* - h_{t-1} = \frac{\sigma_\theta^2 (\alpha\beta h_f - \beta^2 h_{sf})}{(\beta^2 \sigma_\theta^2 + h_f) h_f} \quad (\text{II.44.})$$

Si realmente las series están cointegradas, la reacción de ambos mercados frente a desequilibrios a largo plazo serán de sentido contrario, aspecto que provocará que bien  $\alpha$  o  $\beta$  (parámetros asociados al TCE), tomen valores negativos. Este aspecto, determina que la anterior expresión tome siempre valor negativo, poniéndose de manifiesto que no considerar las relaciones de cointegración entre ambas series de precio, conducirá a la realización de coberturas no óptimas, ya que la posición que se tomará en el mercado de futuros será inferior a la derivada del modelo de regresión correctamente especificado.

#### IV.4.- Modelos con corrección de error GARCH Bivariantes.

El objetivo que se perseguía en todos los métodos propuestos con anterioridad, era especificar correctamente el modelo de regresión con el que poder obtener estimaciones eficientes de los parámetros.

Sin embargo, otra forma alternativa para determinar el RCMV es a partir de la estimación de los momentos de segundo orden de la función de distribución conjunta de los precios de contado y futuro, por no cumplirse la hipótesis de homocedasticidad.

Anteriormente se consideraba que la función de distribución de ambas series de precio era constante y por lo tanto también el RCMV. No obstante, diversos trabajos empíricos realizados con series temporales de carácter financiero, coinciden en señalar la existencia de problemas de heterocedasticidad, lo que provocará que la función de distribución condicional difiera de la incondicional y deje de tener sentido estimar RCMV constantes. Con objeto de estimar momentos de segundo orden no constantes que varíen ante la llegada de información al mercado, se han utilizado modelos de Heterocedasticidad Condicional Autoregresiva Generalizados (GARCH). Estos modelos permiten ajustar la dinámica de la matriz de covarianzas, y adicionalmente, permiten recoger dos evidencias que se producen en los precios de activos financieros: leptocurtosis de la función de distribución no condicionada y agrupamiento de la volatilidad derivado de una dependencia de las varianzas condicionales.

Se plantea de esta forma coberturas dinámicas, en las que la matriz de covarianzas se ajusta a la llegada de nueva información y, por lo tanto, la posición a tomar en el mercado de futuros. La expresión del RCMV coincidirá con la tradicional, a excepción que ahora se utilizan momentos de segundo orden condicionales. Es, básicamente, a partir de la década de los noventa cuando los modelos de volatilidad condicional<sup>32</sup> son utilizados para especificar un RCMV condicionado al conjunto de información disponible por el inversor.

---

<sup>32</sup> Un resumen detallado de diferentes modelos de volatilidad condicional se encuentra en, por ejemplo: Bollerslev, Chou et.al. (1992) o Bera et.al. (1993).

Una expresión general de los momentos condicionales de primer y segundo orden podría ser la recogida en la expresión:

$$\begin{aligned} R_t &= x_t'z + e_t \\ e_t / \Omega_{t-1} &\approx N(0, H_t) \end{aligned} \quad (\text{II.45.})$$

Donde:  $R_t = (R_{s,t}, R_{f,t})'$  representa un vector (2x1) formado por los rendimientos de contado y futuro;  $x_t'$  representa la matriz (2 x k) de variables exógenas en el que se puede incluir, además de otras, el término de corrección de error y por tanto considerar la existencia de relaciones de cointegración;  $z$  la matriz de parámetros (k x 2) y  $\Omega_{t-1}$  conjunto de información disponible en "t-1". En este caso se ha supuesto que las perturbaciones se distribuyen como una Normal aunque podría establecerse cualquier otro tipo de distribución (por ejemplo t-Student).

$$vech(H_t) = vech(\Sigma) + \sum_{i=1}^q A_i vech(e_{t-i} e_{t-i}') + \sum_{i=1}^p B_i vech(H_{t-i}) \quad (\text{II.46.})$$

Esta es la llamada representación vectorial de un modelo GARCH multivariante. Uno de los principales problemas<sup>33</sup> que presenta esta especificación, es el número de parámetros a estimar. Para el caso general, el número de estos será igual al producto  $(n(n+1)/2) * (1 + (n(n+1)/2) * (p+q))$ . Aún considerando el caso de dos variables ( $n=2$ ) y GARCH( $p=1, q=1$ ), el número sigue siendo muy elevado, concretamente igual a 21. A continuación, se recoge la expresión de la matriz de covarianzas para este último caso.

---

<sup>33</sup> Otro tendría que ver con las condiciones que deben cumplir los parámetros de la matriz para que está sea definida positiva.

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} \\ \sigma_{12} \\ \sigma_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 \\ e_{1,t-1}e_{2,t-1} \\ e_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

(II.47.)

Con el fin de solventar estos problemas han surgido especificaciones en las que se reduce el número de parámetros a estimar. En concreto, las más utilizadas para el caso que nos ocupa han sido: Diagonal (Bollerslev, Engle y Wooldridge, 1988), correlación constante entre los rendimientos contado-futuro (Bollerslev, 1990) y BEKK (Baba, Engle, Kraft y Kroner, 1990). Adicionalmente, en la modelización de las varianzas condicionales puede considerarse el llamado efecto "apalancamiento" (Black, 1976 y Christie, 1982), con objeto de recoger y modelizar la asimétrica respuesta de la volatilidad frente a innovaciones en la rentabilidad positivas (buenas noticias) o negativas (malas noticias). Existen diversos modelos que mejoran las limitaciones del modelo original (GARCH) e incorporan este efecto asimétrico al modelizar las varianzas condicionales. Una completa relación de éstos, se encuentra en los trabajos de Engle y Ng (1993) y Hentschel (1995).

Un ejercicio interesante puede ser extender el modelo de Lien (1996), recogido en la sección anterior, y ampliarlo considerando que las perturbaciones de los mercados de contado y futuro presentan perturbaciones heterocedásticas (Lafuente (1998)). Este aspecto nos permitirá analizar como afecta la variación de la volatilidad a la diferencia de RCMV (ecuación ) estimados con el modelo de regresión correcta e incorrectamente especificado.

Este aspecto puede ser analizado sustituyendo en la expresión obtenida de la diferencia de ratios de cobertura los momentos

incondicionales de segundo orden por momentos condicionales<sup>34</sup>. Con posterioridad se han calculado las siguientes diferencias:

$$\frac{\partial(h^* - h)}{\partial e_{f,t-1}^2} = \frac{\alpha\beta\delta_f\sigma_\theta^2(\beta^2\sigma_\theta^2 + h_{f,t})h_{f,t} - \sigma_\theta^2(\alpha\beta h_{f,t} - \beta^2 h_{sf})(\delta_f\beta^2\sigma_\theta^2 + 2\delta_f h_{f,t})}{(\beta^2\sigma_\theta^2 h_{f,t} + h_{f,t}^2)^2} > 0$$

(II.48.)

$$\frac{\partial(h^* - h)}{\partial h_{f,t-1}} = \frac{\alpha\beta\zeta_f\sigma_\theta^2(\beta^2\sigma_\theta^2 + h_{f,t})h_{f,t} - \sigma_\theta^2(\alpha\beta h_{f,t} - \beta^2 h_{sf})(\delta_f\beta^2\sigma_\theta^2 + 2\zeta_f h_{f,t})}{(\beta^2\sigma_\theta^2 h_{f,t} + h_{f,t}^2)^2} > 0$$

(II.49.)

El desarrollo de ambas expresiones permite observar que son mayores que cero, lo que viene a recoger que cuanto mayor sea la volatilidad del mercado de futuros, menor será el error cometido al no considerar el termino de corrección de error respecto al que lo incorpora.

---

<sup>34</sup> En concreto, si se supone que  $e_t \approx N(0, H_t)$  condicionada al conjunto de información de ambos tipos de agentes en t-1 (recordar:  $\Omega$ ,  $\Omega^*$ , para el agente informado y “miope”, respectivamente), y una modelización para los momentos de segundo orden:

$$h_{s,t} = \nu c_s + \zeta_s h_{s,t-1} + \delta_s e_{s,t-1}^2$$

$$h_{f,t} = \nu c_f + \zeta_f h_{f,t-1} + \delta_f e_{f,t-1}^2$$

$$h_{sf,t} = h_{sf} \quad \text{para todo "t"}$$

Suponer covarianzas constantes simplifica la expresión del numerador de las ecuaciones (II.48) y (II.49). Las conclusiones se mantienen si éstas se modelizan no constantes.

## V.- Conclusiones.

En este capítulo nos hemos centrado en la teoría de selección de carteras como forma de determinar la posición a tomar en el mercado de futuros. Dentro de esta aproximación hemos considerado que el coberturista puede buscar, básicamente, dos objetivos: En primer lugar minimizar el riesgo de la posición cubierta, utilizando diferentes expresiones para medirlo; y por otra parte, la maximización de una función objetivo que depende tanto del riesgo como del rendimiento de la posición cubierta.

Especial atención se ha prestado en recoger y analizar los métodos que tradicionalmente se han utilizado para estimar el RCMV, debido a que es sin lugar a duda la aproximación a la cobertura utilizada con mayor asiduidad en trabajos empíricos para diferentes mercados de futuro, así como las condiciones que deben cumplirse para que éste último maximice la función de utilidad del inversor; dicho de otra manera, que coincida con el ratio de cobertura óptimo.

Creemos interesante diferenciar un concepto que a nuestro entender es básico y al que no se le ha prestado excesiva atención. El RCMV se define como:  $\text{cov}(R_{s,t}, R_{f,t}) / \text{var}(R_{f,t})$  (Johnson, 1960 y Stein 1961). Este cociente se corresponde con la pendiente de la recta de regresión entre los precios de contado y de futuro en caso de que se utilicen MCO (Ederington, 1979). Muchas de las críticas que se ha realizado a la estimación del RCMV por MCO se basan en señalar que los residuos obtenidos de esta forma, no tienen buenas propiedades estadísticas (autocorrelación, heterocedasticidad, no estacionariedad, etc.), lo que generará estimaciones ineficientes del parámetro de la pendiente de la recta de regresión (Johnston, 1989). Para mejorar la eficiencia de las estimaciones se han propuesto diferentes métodos; sin embargo, la utilización de éstos conduce a que la pendiente de la recta de regresión ya no se corresponda con la formula del RCMV como ocurre en el caso de MCO (Sutcliffe, 1997). Por todo ello,

proponemos la utilización de modelos GARCH Bivariantes en los que se considera la existencia de relaciones de cointegración. Este tipo de modelos además de incluir a los anteriores, bajo ciertas restricciones, como casos particulares, no pierde de vista que el objetivo es determinar el cociente entre la covarianza y varianza. Adicionalmente, permite modelizar la matriz de covarianzas condicionada al conjunto de información disponible, lo que permite obtener estimaciones no constantes del RCMV que varían ante la llegada de nueva información al mercado.

Una forma de decidir entre MCO y los métodos que superan los problemas estadísticos que presenta el primero, puede ser comparar la efectividad que se obtiene con cada uno de ellos. Evidentemente para poder realizar esto, es necesario disponer de una medida de efectividad, aspecto que será tratado en el capítulo V.





## Capítulo III.

# Dinamismo del ratio de cobertura con contratos de futuro sobre índices bursátiles: Aplicación al IBEX-35.

### I.- Introducción.

El espectacular desarrollo que ha experimentado el mercado de futuros sobre índices bursátiles, junto con la liberalización en la utilización de activos derivados por parte de las instituciones de inversión colectiva (O.M. 10-6-97), ha potenciado la realización de operaciones de cobertura de carteras de renta variable, posibilitando la gestión del componente sistemático del riesgo de las carteras sin necesidad de alterar su composición, ofreciendo, adicionalmente, un fuerte potencial de apalancamiento.

Tal y como ya sido señalado en el capítulo anterior, la determinación del ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV), es un tema que sigue presente en la literatura financiera, sin que exista un acuerdo

sobre el método de estimación del mismo. Partiendo del trabajo de Ederington (1979), generalmente éste se estima a partir de la pendiente de la recta de regresión entre las diferencias de primer orden de precios al contado sobre las de futuro (de aquí en adelante  $H_{MCO}$ ).

Si se constata la existencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva en las series de rendimientos de contado y de futuro, las funciones de distribución condicional diferirán de las incondicionales, y no tendrá sentido estimar el RCMV considerando que los momentos de segundo orden son constantes en el tiempo (Myers, 1991). Lo adecuado en este caso, será realizar coberturas de carácter dinámico en las que el coberturista deberá ajustar su RCMV a la llegada de nueva información. Por otra parte, si los precios de contado y futuro están cointegrados y no se incorpora el mecanismo de corrección de error (MCE), se obtendrán problemas de mala especificación e infraestimaciones del verdadero valor del ratio de cobertura óptimo (Lien, 1996).

La evidencia empírica obtenida, para el mercado de contado y futuros sobre el índice bursátil IBEX35, confirma la existencia de relaciones de cointegración (Lafuente (1995), Blanco (1998)<sup>35</sup>, Climent y Pardo (1996), Muñoz, et.al (1997)) y problemas de heterocedasticidad (Ayuso et. al (1996), Leon y Mora (1996), Blanco (1996), Corredor et. al (1997), Lafuente (1998) y Pardo (1998)). La coexistencia de estos aspectos, nos ha motivado a estimar el ratio de cobertura a partir de modelos GARCH Bivariantes incorporando las relaciones de cointegración. Esta modelización, nos permitirá, además de considerar los ajustes de ambas series respecto a los desequilibrios de largo plazo, momentos de segundo orden no constantes en los que para su estimación se incorporará el conjunto de información que el inversor dispone hasta ese momento,

---

<sup>35</sup> Blanco, utiliza el índice corregido por el “cost of carry”.

pudiendo ajustar el ratio de cobertura a las noticias que fluyen al mercado.

Es, básicamente, a partir de la década de los noventa cuando los modelos de volatilidad condicional<sup>36</sup> son utilizados para evaluar la efectividad de coberturas dinámicas con contratos de futuro y compararla con la obtenida con otras aproximaciones en las que se consideran distribuciones constantes en el tiempo. En términos generales los resultados confirman una mayor efectividad de los modelos condicionados. Este resultado es común para diferentes mercados como: Deuda Pública (Cecchetti et. al ,1988; Koutmos y Pericli, 1998; Torró y Navarro 1998); mercaderías (Myers ,1991 y Baillie y Myers, 1991); canadian Banker´s acceptances (BAX) (Gagnon y Lypny, 1995), índices de acciones (Park y Switzer, 1995a,1995b; Lafuente, 1998; Lypny y Powel, 1999); divisas (Kroner y Sultan,1991, 1993; Tong, 1996). En el cuadro 1 se recogen estos trabajos y se destaca la modelización utilizada en los momentos de primer y segundo condicionales.

El objetivo que perseguimos en este capítulo es estudiar el dinamismo del RCMV para el contrato de futuros sobre el índice IBEX-35. Para llevar a cabo este estudio, se ha utilizado, en primer lugar, una estructura de la matriz de varianzas covarianzas donde se ha supuesto que el coeficiente de correlación entre los rendimientos de contado y futuro es constante (Bollerslev, 1990). Adicionalmente, las varianzas condicionales de contado y futuro se han modelizado considerando la existencia de efectos asimétricos frente a la llegada de noticias la mercado, utilizando para ello los modelos E-GARCH (Nelson, 1989) y GJR (Glosten et.al., 1993). En segundo lugar, se ha utilizado la parametrización seguida por Baba et.al. (1990), incorporando la existencia de efectos asimétricos (Gagnon y Lypny (1995). Este modelo relaja el supuesto que la correlación sea

---

<sup>36</sup> Un resumen detallado de diferentes modelos de volatilidad condicional puede encontrarse en los trabajos de Bollerslev et.al. (1992) o Bera et.al. (1993).

constante, además de asegurar que la matriz de covarianzas sea definida positiva.

El capítulo presenta la siguiente estructura. En la Sección II se expone el modelo teórico con el que se determina la expresión del ratio de cobertura que posibilita la realización de una política de cobertura dinámica. En la tercera se realiza un estudio de las características de las series de contado y futuro, analizando la existencia de relaciones de cointegración, así como de efectos estacionales diarios y mensuales. La Sección IV se recoge la especificación de los momentos de primer y segundo orden condicionales a partir de los que se estimarán los RCMV. La quinta recoge las estimaciones de los modelos propuestos, y las principales características de la serie temporal de RCMV. Finalmente, se presentan las conclusiones.

**Cuadro 1: Principales trabajos estimación RCMV modelos condicionales.**

<b>Trabajo</b>	<b>Mercado contado/ futuro.</b>	<b>Frecuencia series</b>	<b>Momentos 1. Orden</b>	<b>Momentos 2° orden</b>
Cecchetti et.al. (1988)	Bonos del Tesoro (Treasury Bond)/ mismo subyacente	mensual	No MCE	ARCH(3) para contado y futuro, covarianza estimada suponiendo coef. Correlación constante.
Myers (1991)	Trigo / mismo subyacente	semanal	No MCE	GARCH(1,1) Bivariante diagonal( Bollerslev et.al (1988))
Kroner y Sultan (1991)	Divisas / mismo subyacente	semanal	No MCE	GARCH(1,1) Bivariante con correlación constante (Bollerslev (1990))
Kroner y Sultan. (1993)	Divisas / mismo subyacente	semanal	Si MCE	GARCH(1,1) Bivariante con correlación constante
Park y	Indices acciones / mismo	semanal	Si MCE	GARCH(1,1) Bivariante con correlación constante

Switzer(1995a, b)	sub.			
-------------------	------	--	--	--

**Cuadro 1: Principales trabajos estimación RCMV modelos condicionales (continuación).**

Gagnon y Lypny (1995)	BAX( Candian banker's acceptances) / mismo sub.	semanal	Si MCE	GARCH (1,1) BEKK, incorporando efectos asimétricos.
Tong (1996)	Indice acciones / contrato forward sobre el yen japones.	diario	Si MCE	GARCH(1,1). (BEKK)
Torro et.al (1998)	Mibor 90 / mismo sub.	semanal	Si MCE	GARCH(1,1) Bivariante con tres modelizaciones: BEKK; DIAGONAL y CORR. CONS.
Koutmos y Pericli (1998)	T-Bill / mismo subyacente	semanal	Si MCE	GARCH (1,1) BEKK, incorporando efectos asimétricos.
Lafuente(1998)	Ibex-35/ mismo sub.	horario	Si MCE	VECH (efectos estacionales)
Lypny y Powalla (1999)	Dax/ mismo sub.	semanal	Si MCE	BEKK (no asimétricos)

## II.- Ratio de cobertura de mínima varianza.

Para alcanzar el objetivo que se persiguen en este capítulo -estudiar el dinamismo del RCMV-, se considerará una aproximación a la cobertura suponiendo un modelo de dos periodos<sup>37</sup>, donde el único instrumento disponible para realizar la cobertura son contratos de futuro; así mismo se construirá una cartera formada exclusivamente por la posición al contado (larga) más la mantenida en el mercado de futuros (corta). Se supone que el objetivo del inversor es maximizar el valor esperado de su función de utilidad ( $U(R_t)$ ), que aproximamos, siguiendo a Levy y Markowitz (1979), a una función que depende positivamente del rendimiento esperado ( $E_t(R_t)$ ) y negativamente de un parámetro que recoge la aversión al riesgo del inversor ( $\lambda$ ) y del riesgo (medido por la varianza del rendimiento), tal y como se recoge en la ecuación (III.1).

$$\begin{aligned}
 U(R_t) &= E_t(R_t) - \lambda \sigma_{R_t}^2 = \\
 &= E_t(R_{s,t}) - h_{t-1} E_t(R_{f,t}) - \lambda (\sigma_{s,t}^2 + h_{t-1}^2 \sigma_{f,t}^2 + 2h_{t-1} \sigma_{sf,t})
 \end{aligned}
 \tag{III.1}$$

donde:  $E_t(i)$ ,  $\sigma_{i,t}^2$  y  $\sigma_{ij,t}$  momentos de primer y segundo orden (esperanza, varianza y covarianza, respectivamente, para  $i=s,f$ )

---

<sup>37</sup> La estimación de ratios de cobertura en modelos multiperiodo ha sido estudiada en los trabajos de: Howard y D'Antonio (1991), considerando la existencia de problemas de correlación entre los cambios de precios de contado y futuro; Lien y Luo (1993a) incluyen la existencia de relaciones de cointegración; Lien y Luo (1994) quienes consideran la existencia de problemas de heteroscedasticidad. La expresión del ratio de cobertura, en este último caso, presenta el problema que depende de las relaciones entre los cambios de precios y los posteriores ratios de cobertura durante el periodo temporal comprendido entre el momento de determinación del ratio de cobertura y el final del periodo de inversión considerado. De acuerdo con esto, la estimación del ratio de cobertura se realiza de forma recursiva desde el final del periodo de inversión hacia el momento en el que se lleva a cabo la cobertura. Debido a estos problemas, y con objeto de facilitar la exposición del trabajo, hemos optado por considerar un análisis en el que se consideran únicamente dos periodos.

condicionados al conjunto de información disponible hasta "t-1" ( $\Omega_{t-1}$ ).

El rendimiento de la cartera cubierta vendrá recogido por la ecuación (III.2), donde:  $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$  son el rendimiento entre el periodo "t-1" y "t" al contado y futuro, respectivamente, y  $h_{t-1}$  la posición mantenida en futuros entre este periodo temporal.

$$R_t = R_{s,t} + h_{t-1}R_{f,t} \quad (\text{III.2.})$$

La expresión del ratio de cobertura ( $h_{t-1}^*$ ) que maximiza la función de utilidad recogida en 1 se obtendrá a partir de las condiciones de primer orden.

$$h_{t-1}^* = \frac{E(R_{f,t}) - \sigma_{sf,t}}{2\lambda\sigma_f^2 - \sigma_f^2} \quad (\text{III.3.})$$

Esta expresión, depende de la función de utilidad del inversor, más concretamente de la propensión al riesgo ( $\lambda$ ). Tal y como señalan Anderson y Danthine (1980 y 1981), la primera parte de esta expresión recogerá, lo que ellos llaman, el componente especulativo puro; mientras que la segunda recoge el componente de cobertura pura (que coincide con el RCMV).

Si se asume que el rendimiento esperado condicionado al conjunto de información del contrato de futuros es cero ( $E_t(R_f)=0$ ), esto es, que el precio del futuro sigue una martingala ( $E_t(F_{t+1})=F_t$ )<sup>38</sup>, o que el parámetro que mide la aversión al riesgo tiende a infinito ( $\lambda \Rightarrow \infty$ ), el componente especulativo se anula, y se obtiene que el RCMV

---

<sup>38</sup> Estas son las condiciones que exponen, Heaney y Poitras. (1991); Beninga et.al. (1983, 1984), Anderson y Danthine (1980,1981), ya recogidas en el apartado III.2. del segundo capítulo.

coincide con el ratio de cobertura óptimo.

$$h_{t-1}^* = -\frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_{f,t}^2} \quad (\text{III.4.})$$

Esta expresión coincide con la  $H_{MCO}$  excepto que los momentos incondicionales son reemplazados por momentos condicionales, lo que provoca que para obtener el RCMV se tengan que estimar momentos de segundo orden condicionales al conjunto de información disponible ( $\Omega_{t-1}$ ). Estos momentos cambiarán cuando lo haga el conjunto de información, y derivado de ello también lo hará el valor del ratio de cobertura.

### III.- Datos y estudio preliminar series objeto de estudio.

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 internet. 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. A pesar de que el contrato de futuros sobre el IBEX-35 comienza a negociarse el 14 de enero de 1992 hemos creído conveniente comenzar nuestro estudio a partir del año 1993 para evitar posibles distorsiones que pudieran haberse producido durante los primeros meses de vida del mercado. Las series de rendimientos diarias han sido calculadas como la diferencia entre el logaritmo neperiano de los precios de cierre entre dos sesiones consecutivas ( $R_{i,t} = \log(P_{i,t}/P_{i,t-1})$ ). La serie de precios de futuro larga se ha construido utilizando el contrato más cercano a vencimiento.

Destacar que existe una diferencia temporal entre los precios de cierre del índice y los de liquidación del futuro<sup>39</sup>. Este aspecto es importante si se pretende estudiar la causalidad de un mercado sobre otro, tanto en rendimientos como en volatilidades. En nuestro trabajo, tal y como ya hemos destacado en la sección anterior, el objetivo no es éste, sino estimar el RCMV, considerando un inversor que mantiene una posición al contado que replica el comportamiento del índice IBEX-35 y utiliza para cubrirse contratos de futuro sobre este subyacente considerando horizontes temporales de inversión diarios. Desde este punto de vista, el precio relevante es el de liquidación diario o a vencimiento realmente utilizado por la cámara de compensación para determinar la liquidación de pérdidas y ganancias.

### III.1.-Raíces unitarias y cointegración.

Para contrastar la presencia de raíces unitarias en las dos series de precios (logaritmos neperianos de contado y futuro), se han utilizado los test de Dickey y Fuller Aumentado (DFA) y Kwiatkowski et.al (1992) (en adelante, KW). En el primero de los test (DFA), la hipótesis nula es la de no estacionariedad de la serie. Esta hipótesis es aceptada a no ser que exista una evidencia muy desfavorable en su contra (Kwiatkowski et.al 1992). Con objeto de superar esta limitación, hemos creído conveniente utilizar el segundo test (KW), donde la hipótesis nula es la de estacionariedad de la serie. Los resultados de ambos test, recogidos en el cuadro 2, nos llevan a aceptar que ambas series no son estacionarias y presentan una raíz unitaria; o lo que es lo mismo ambas son integrables de orden uno (I(1)).

De acuerdo a la teoría de cointegración desarrollada por Engle y Granger (1987), si dos series no son estacionarias pero una combinación de éstas si lo es, se dice que están cointegradas,

---

<sup>39</sup> El precio de liquidación diario del contrato de futuros se determina como la media aritmética entre el mejor precio de compra y de venta al cierre del mercado cada día. Por otra parte este mismo precio pero en la fecha de vencimiento se determina como la media aritmética de los precios del índice IBEX-35 entre las 16:15 y 16:45 horas, tomando un valor por minuto.

entonces se podrá construir un modelo de corrección de error en el que se incluirán las relaciones de equilibrio a largo plazo a través del término de corrección de error (TCE) y la dinámica del corto plazo. Engle y Granger (1987), proponen una metodología en dos etapas para contrastar la existencia de relaciones de cointegración, que presenta una serie de inconvenientes<sup>40</sup>. Debido a estas limitaciones, y con objeto de superarlas, se ha utilizado el método propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius. (1990, 1992)<sup>41</sup>. Los resultados obtenidos se recogen en la columna J-J del cuadro 2.

El valor del estadístico  $\lambda_{\max}$  nos lleva a rechazar la hipótesis nula que el número de vectores de cointegración es cero frente a la alternativa de que es uno, y aceptar la hipótesis nula que es uno frente a la alternativa que son dos. Por su parte, y considerando el valor del estadístico de la traza ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) se rechaza la hipótesis nula que el número de vectores es menor o igual a cero frente a la alternativa mayor que cero, y se acepta que es menor o igual que uno frente a la alternativa que sea mayor que uno. Estos resultados confirman la existencia de una tendencia estocástica común entre el contado y el futuro, por lo que se ha incluido el término de corrección de error para modelizar los momentos de primer orden, de forma que se recojan las desviaciones del sistema respecto del equilibrio a largo plazo y la velocidad de ajuste frente a éstas.

---

<sup>40</sup> Esta aproximación solo permite estimar un vector de cointegración, además el investigador debe determinar la endogeneidad de las variables, y, adicionalmente, impone restricciones de factor común sobre los residuos del modelo, aspecto que provoca que no se considere información valiosa (Véase Kremers et.al., 1992, Masih y Masih, 1998, entre otros).

<sup>41</sup> Gonzalo (1994), llega a la conclusión, tras comparar diferentes métodos de cointegración, que Johansen y Juselius es superior a los restantes.

**Cuadro 2: Raíces unitarias y Cointegración**

	TEST RAÍCES UNIT.			J-J (Cointegración)			
	DFA	KW <sup>c</sup>		MAX		TRACE	
				H <sup>o</sup> : RANGO=P		H <sup>o</sup> :RANGO=P	
				P=0	P<=1	P=0	P<=1
S <sub>t</sub>	-1.045	13.69 <sup>a</sup>	3.22 <sup>b</sup>	102.9**	8.195	111.1**	8.142
F <sub>t</sub>	-1.117	13.71 <sup>a</sup>	3.24 <sup>b</sup>	15.7	9.2	20.0	9.2
V.C.	-3.42	0.46	0.14				

S<sub>t</sub> y F<sub>t</sub> son el logaritmo neperiano de los precios al contado y futuro. DFA es el test de raíces unitarias de Dickey y Fuller Aumentado estimado con tres retardos, realizados sobre un modelo de regresión que incluye constante y tendencia. KW es el test de raíces unitarias de Kwiatkowski et. al.. J-J resultados obtenidos con el test de cointegración de Johansen y Juselius, realizado considerando un VAR (4) .

a. Hipótesis nula: estacionariedad en niveles.

b. Hipótesis nula: estacionariedad considerando la existencia de una tendencia lineal determinística.

c. Los valores recogidos en el cuadro están obtenidos considerando un valor del parámetro de retardos (l) igual a seis. El test se ha planteado para valores de "l" desde cero hasta quince, observándose una disminución paulatina de los estadísticos, bajo ambas hipótesis, al aumentar "l". El resultado del test no varía con independencia del número de retardos considerados: rechazo de la estacionariedad de ambas series.

V.C. recoge los valores críticos a un nivel de significación del 5%.

\*\* Rechazo al nivel de significación del 1%.

### III.2.- Estudio de la estacionalidad diaria y mensual. Estadísticos descriptivos series rendimiento.

Con objeto de profundizar en el estudio y existencia de efectos estacionales que puedan distorsionar las conclusiones finales de nuestro trabajo, hemos procedido a contrastar la presencia de estacionalidad diaria y del efecto lunes, así como de estacionalidad mensual y del efecto enero, dado que estos efectos se han evidenciado para diferentes mercados financieros<sup>42</sup>.

#### Estacionalidad diaria y efecto lunes

<sup>42</sup> Ver por ejemplo: Dyl (1977); Givoly y Ovadia (1983); Cornell (1985); Junkus (1986); Santesmases (1986); Dyl y Marbely (1986a,b); Bont y Thaler (1987); Phillips-Patrick y Scheeweis (1988); Barone (1990); Solnik y Bousquet (1990); Lakonishok y Marbely (1990); Solnik (1990); Johnston et.al. (1991); Ann et.al. (1992); Alexakis y Xanthakis (1995).

Para llevar a cabo este estudio, se han estimado por MCO<sup>43</sup> las ecuaciones (III.5) y (III.6), donde la variable dependiente es el rendimiento de la serie de contado o de futuro ( $R_{s,t}$  y  $R_{f,t}$ ) y como variables independientes se utilizan las variables ficticias DL, DM, DX, DJ, DV<sup>44</sup>, para el contrato de futuros, mientras que en la ecuación del rendimiento de contado se ha incluido, adicionalmente, la variable dependiente desfasada un periodo ( $R_{s,t-1}$ ) para eliminar los problemas de autocorrelación<sup>45</sup>.

Para analizar la existencia de estacionalidad diaria se ha contrastado de forma conjunta la hipótesis  $\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5$ , mientras que la existencia del efecto lunes se ha contrastado imponiendo que la rentabilidad media de los lunes ( $\beta_1$ ) sea igual a la media de las rentabilidades de los demás días de la semana, esto es:  $\beta_1=(\beta_2+\beta_3+\beta_4+\beta_5)/4$ . Debe tenerse en cuenta que al realizar una estimación consistente de la matriz de covarianzas de los estimadores, los anteriores estadísticos se distribuirán asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una  $\chi^2$  (con 4 y 1 grados de libertad, respectivamente) y no como una F. Los resultados de estos contrastes, recogidos en el cuadro 3, no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria y del efecto lunes, en ambos mercados, coincidiendo con los resultados obtenidos por Peiró (1994a,b) y Peña (1995) para el índice general diario de la Bolsa de Madrid y con los de Corredor et.al (1997) y Pardo (1998) sobre el

---

<sup>43</sup> Tal y como se desprende del estudio realizado sobre las series de rendimiento de contado y futuro, la serie de contado presenta problemas de autocorrelación, no así la de futuros. Ambas series presentan problemas de heterocedasticidad, esto provocará que los errores estándar convencionales no sean apropiados en la estimación de las ecuaciones (III.5) y (III.6). Siguiendo a White (1980), se ha procedido a estimar por MCO con el empleo de la matriz de varianzas-covarianzas robusta a heterocedasticidad.

<sup>44</sup> Estas variables toman el valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente, y cero en el resto de los casos.

<sup>45</sup> Tradicionalmente, son varias las explicaciones que se han dado en la literatura financiera (ver por ejemplo: Akgiray, 1989) a la existencia de dependencia de los rendimientos bursátiles de rendimientos inmediatamente anteriores: la velocidad de procesamiento de la información de los participantes en el mercado, existencia del efecto "día de la semana", escasa negociación de algunos activos incluidos en el índice, negociación asíncrona (Peña, 1992), la propia microestructura del mercado.

índice IBEX-35.

$$R_{f,t} = \beta_1 DL_t + \beta_2 DM_t + \beta_3 DX_t + \beta_4 DJ_t + \beta_5 DV_t + u_{f,t} \quad (\text{III.5.})$$

$$R_{s,t} = \beta_1 DL_t + \beta_2 DM_t + \beta_3 DX_t + \beta_4 DJ_t + \beta_5 DV_t + \beta_6 R_{s,t-1} + u_{s,t} \quad (\text{III.6.})$$

### Estacionalidad mensual y efecto enero

En este caso se ha estimado por MCO, las ecuaciones (III.7) y (III.8), siguiendo el mismo procedimiento utilizado para el caso de la estacionalidad diaria, a excepción, que ahora, se han generado variables dummy representativas del mes del año (En concreto: DEN, DFB, DMZ, DAB, DMY, DJY, DJL, DAG, DSP, DOC, DNV, DDC)<sup>46</sup>.

$$\begin{aligned} R_{f,t} = & \beta_1 DEN_t + \beta_2 DFB_t + \beta_3 DMZ_t + \beta_4 DAB_t + \beta_5 DMY_t + \\ & + \beta_6 DJY_t + \beta_7 DJL_t + \beta_8 DAG_t + \beta_9 DSP_t + \beta_{10} DOC_t + \\ & + \beta_{11} DNV_t + \beta_{12} DDC_t + u_{f,t} \end{aligned} \quad (\text{III.7.})$$

$$\begin{aligned} R_{s,t} = & \beta_1 DEN_t + \beta_2 DFB_t + \beta_3 DMZ_t + \beta_4 DAB_t + \beta_5 DMY_t + \\ & + \beta_6 DJY_t + \beta_7 DJL_t + \beta_8 DAG_t + \beta_9 DSP_t + \beta_{10} DOC_t + \\ & + \beta_{11} DNV_t + \beta_{12} DDC_t + \beta_{13} R_{s,t-1} + u_{f,t} \end{aligned} \quad (\text{III.8.})$$

Sobre estas ecuaciones, con objeto de analizar la existencia de un comportamiento estacional mensual, se ha contrastado la hipótesis:  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12}$ . Por otra parte, el estudio de un comportamiento diferencial en el mes de enero se ha realizado a

<sup>46</sup> Estas variables toman valor 1 si la observación pertenece al mes de enero, febrero, marzo, abril, mayo, junio, julio, agosto, septiembre, octubre, noviembre y diciembre, respectivamente y cero en el resto de los casos.

partir del siguiente contraste:  $\beta_1=(\beta_2+\beta_3+\dots+\beta_{10}+\beta_{11}+\beta_{12})/11$ . Los resultados de ambos, recogidos en el cuadro 3, no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad mensual<sup>47</sup>.

Con objeto de profundizar en este estudio, se ha contrastado de forma conjunta la existencia de un efecto estacional diario y mensual. Para ello se han estimado las ecuaciones (III.9) y (III.10).

$$R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DFB_t + \gamma_2 DMZ_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 DMY_t + \lambda \gamma_5 DJY_t + \\ + \gamma_6 DJL_t + \gamma_7 DAG_t + \gamma_8 DSP_t + \gamma_9 DOC_t + \gamma_{10} DNV_t + \gamma_{11} DDC_t + \text{(III.9)} \\ \gamma_{12} DM_t + \gamma_{13} DX_t + \gamma_{14} DJ_t + \gamma_{15} DV_t + u_{f,t}$$

$$R_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DFB_t + \gamma_2 DMZ_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 DMY_t + \lambda \gamma_5 DJY_t + \\ + \gamma_6 DJL_t + \gamma_7 DAG_t + \gamma_8 DSP_t + \gamma_9 DOC_t + \gamma_{10} DNV_t + \gamma_{11} DDC_t + \text{(III.10)} \\ + \gamma_{12} DM_t + \gamma_{13} DX_t + \gamma_{14} DJ_t + \gamma_{15} DV_t + \gamma_{16} R_{s,t} + u_{f,t}$$

Donde:  $\gamma_0$  recoge el caso base (lunes y enero);  $\gamma_i$  = diferencias respecto al caso base  $\forall i=1,2,\dots,16$ .

Sobre estas ecuaciones se ha contrastado la significatividad conjunta de los parámetros que acompañan a las diferentes variables dummy. Las conclusiones que se derivan del resultado de este último contraste no varían de los obtenidos al contrastar de forma individual los efectos estacionales diarios y mensuales.

En la segunda parte del cuadro 3 se presentan diversos estadísticos

---

<sup>47</sup> Aunque los resultados parecen indicar la existencia de un efecto enero para el contrato de futuros, no vamos a considerar este aspecto, más si cabe, considerando que este resultado no se muestra en el contado. La principal explicación que se ha dado a la existencia de este efecto se deriva de motivos fiscales (Jones et al., 1983). Otra posible explicación habría que buscarla en el terreno de la psicología del inversor (Debondt y Thaler, 1985; Shefrin y Statman, 1985).

descriptivos de las series de residuos estimados para las ecuaciones (III.9) y (III.10). En concreto, y de acuerdo a los valores de los estadísticos de curtosis y de asimetría y el test de Bera-Jarque(1982), se rechaza que las series se distribuyan como una normal. Para estudiar la existencia de autocorrelación se utiliza el estadístico Ljung-Box para treinta retardos ( $Q(30)$ ), obteniéndose evidencia de la no existencia de este<sup>48</sup> problema. Por otra parte, se detecta la existencia de heterocedasticidad condicional, tal y como muestran los valores estimados de los estadístico Ljung-Box ( $Q^2(30)$ )<sup>49</sup> sobre ambas series al cuadrado y el test basado en multiplicadores de Lagrange de Engle (1982)(LM).

Un aspecto importante que debe ser analizado antes de modelizar los momentos de segundo orden condicionales, es considerar si se produce el efecto "apalancamiento". Para ello, se ha aplicado el test propuesto por Engle y Ng (1993), donde se mide la asimétrica respuesta de la volatilidad frente a la llegada de nueva información al mercado. Los resultados de éste quedan recogidos en el cuadro 4, donde se aprecia que el test del tamaño del sesgo negativo es significativo para ambos mercados, tanto para el test individual como para el conjunto, así como la significatividad del test del tamaño del sesgo positivo en el test individual y el del sesgo del signo para el test conjunto en el mercado de contado. De acuerdo con la evidencia encontrada a favor de la existencia de problemas de heterocedasticidad, así como de una respuesta asimétrica de la volatilidad frente a la llegada de nueva información al mercado, la modelización de los momentos de segundo orden se realizará considerando estos aspectos.

### CUADRO 3: ESTIMACIÓN ECUACIONES (III.5) A (III.10) Y TEST DE DIAGNOSIS.

<sup>48</sup> La inclusión del rendimiento del índice IBEX-35 desfasado un periodo ( $R_{s,t-1}$ ) como variable explicativa en la ecuación (1), ha eliminado los problemas de autocorrelación que presenta la serie de rendimientos de este índice.

<sup>49</sup> McLeod y Li (1983) prueban que el estadístico Ljung-Box de orden P para las autocorrelaciones muestrales del cuadrado de una serie,  $Q^2(P)$ , se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2(P)$  bajo la hipótesis de ruido blanco Gaussiano.

ECUACIÓN FUTURO			ECUACIÓN CONTADO		
<b>I. ESTUDIO ESTACIONALIDAD</b>					
<b>ESTACIONALIDAD DIARIA Y EFECTO LUNES</b>					
$\chi^2_1[\beta_1=(\beta_2+\beta_3+\beta_4+\beta_5)/4]$	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)		
<b>ESTACIONALIDAD MENSUAL Y EFECTO ENERO</b>					
$\chi^2_1[\beta_1=(\beta_2+..+\beta_{12})/11]$	4.06(0.045)		2.67(0.11)		
$\chi^2_{11} [\beta_1=\beta_2=.....=\beta_{12}]$	9.83(0.55)		8.29(0.69)		
<b>ESTACIONALIDAD DIARIA Y MENSUAL</b>					
$\chi^2_{15}(\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=.....=\gamma_{15}=0)$	11.92(0.69)		11.72(0.70)		
<b>II. DIAGNOSIS TEST</b>					
<b>ASIM.</b>	-0.17		-0.034		
<b>CURT.</b>	1.84		1.82		
<b>B-J</b>	180.81(0.00)**		171.09(0.00)**		
<b>Q(30)</b>	38.30(0.14)		35.34(0.23)		
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	97.87(0.00)**		170.63(0.00)**		
<b>LM(2)</b>	46.63(0.00)**		58.66(0.00)**		

En la primera parte del cuadro se estudia la existencia de efectos estacionales diarios y semanales. En las cinco primeras filas aparecen los resultados de los estadísticos  $\chi^2$  para las hipótesis sobre los parámetros representadas entre paréntesis de las ecuaciones 5 a 10. La estimación de dichas ecuaciones se ha realizado por MCO considerando el procedimiento propuesto por White (1980) para estimar la matriz de covarianzas.

En la segunda parte del cuadro se representan diferentes estadísticos aplicados sobre los residuos de las ecuaciones 9 y 10. ASIM. es el estadístico de asimetría; CURT el de exceso de curtosis; Q(30), Q<sup>2</sup>(30) son los test de Ljung-Box sobre las series en niveles y al cuadrado, respectivamente, para 30 retardos que se distribuyen como una  $\chi^2_{30}$  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  $\chi^2_2$  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  $\chi^2_2$ . Todos estos test son aplicados sobre los residuos estimados de las anteriores ecuaciones.

Los valores entre paréntesis son niveles de significación críticos de cada coeficiente (n.s.c.).

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

#### **CUADRO 4: ESTUDIO ASIMETRÍAS CONTRASTE ENGLE Y NG (1993)**

<b>TEST INDIVIDUAL</b>		
Sesgo del signo	0.13(0.24)	0.16(0.15)
Tamaño sesgo negativo	-0.22(0.00)**	-0.51(0.00)**
Tamaño sesgo positivo	-0.08(0.30)	-0.16(0.07)*
<b>TEST CONJUNTO</b>		

Sesgo del signo	-0.14(0.40)	-0.53(0.00)**
Tamaño sesgo negativo	-0.27(0.00)**	-0.72(0.00)**
Tamaño sesgo positivo	-0.03(0.76)	-0.14(0.23)
<b>WALD</b>	<b>3.38(0.017)*</b>	<b>12.79(0.00)**</b>

En el cuadro se recogen los resultados obtenidos del test propuesto por Engle y Ng (1993). 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:  $v_t^2 = a + b \cdot D_{t-1}^* \cdot \varepsilon_{t-1} + e_t$

(c) test sesgo signo positivo:  $v_t^2 = a + b \cdot D_{t-1}^+ \cdot \varepsilon_{t-1} + e_t$

(d) test conjunto:  $v_t^2 = a + b_1 \cdot D_{t-1} + b_2 \cdot D_{t-1}^* \cdot \varepsilon_{t-1} + b_3 \cdot D_{t-1}^+ \cdot \varepsilon_{t-1} + e_t$

Donde:  $v_t = \varepsilon_t / \sigma$ ,  $\varepsilon_t$  son los residuos obtenidos al estimar las ecuaciones (III.9) y (III.10), y  $\sigma$  es la varianza incondicional de estos residuos.  $D_{t-1}$  es una variable dummy que toma el valor uno si  $\varepsilon_{t-1}$  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 niveles de significación críticos de cada coeficiente (n.s.c.).

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

#### IV.- Modelización momentos condicionales.

Basándonos en los trabajos de Myers (1991), Kroner y Sultan (1993) y Park y Switzer (1995a, b), entre otros, proponemos 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, tal como ha quedado demostrado en el apartado anterior, nos ha motivado a utilizar esta modelización, 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 que variarán con la llegada de nueva información y, de esta forma, poder recoger la regularidad que se ha venido demostrando en diferentes trabajos empíricos sobre la inestabilidad del RCMV (Grammatikos y Saunders (1983); Figlewski (1984); Malliaris y Urrutia (1991a, 1991b)).

Para modelizar los momentos condicionales de segundo orden, hemos utilizado dos expresiones de la matriz de varianzas-

covarianzas. En la primera de éstas, se supone que el coeficiente de correlación entre los rendimientos de contado y el futuro es constante. En segundo lugar hemos utilizado el modelo BEKK (Baba et al. 1990). Por otra parte, las expresiones utilizadas para modelizar los momentos de primer orden son comunes para las dos expresiones de la matriz de covarianzas utilizadas.

### VI.1.- Momentos condicionales de primer orden.

La expresión (III.7) recoge los momentos de primer orden expresados de acuerdo con un modelo Bivariante con corrección de error (Engle y Granger, 1987), donde:  $R_{s,t}$ ,  $R_{f,t}$  son los cambios 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. Esta expresión nos permitirá analizar las relaciones de causalidad existentes entre los mercados de contado y futuro sobre el IBEX-35.

$$\begin{aligned} R_{s,t} &= a_0 + a_1 R_{s,t-1} + a_2 R_{f,t-1} + a_3 (TCE_{t-1}) + e_{s,t} \\ R_{f,t} &= b_0 + b_1 R_{f,t-1} + b_2 R_{s,t-1} + b_3 (TCE_{t-1}) + e_{f,t} \end{aligned} \quad (\text{III.7.})$$

$$\begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \approx N(0, H_t) \quad (\text{III.8.})$$

Suponemos que los residuos  $(e_{s,t}, e_{f,t})$  siguen una distribución normal bivariante con media cero y varianza  $H_t$ , donde  $\Omega_{t-1}$  es el conjunto de información en t-1.

Bajo el supuesto de Normalidad de las perturbaciones  $e_{s,t}, e_{f,t}$ , el logaritmo de la función de verosimilitud, para una muestra de T observaciones, vendrá representado por la expresión (III.9), donde  $\Theta$  es conjunto de todos los parámetros a estimar tanto de la media

como de la varianza condicional:

$$L(\Theta) = -T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\Theta)| - 0.5 \sum_{t=1}^T e_t(\Theta)' H_t^{-1} e_t(\Theta) \quad (\text{III.9.})$$

La estimación del conjunto de parámetros ( $\Theta$ ), ha sido realizada a través del algoritmo de optimización propuesto por Berndt et.al. (1974).

## IV.2.- Momentos condicionales segundo orden.

### IV.2.1.- Coeficiente de correlación constante

La ecuación (III.10) muestra la estructura de la matriz de varianzas condicional bivalente con correlación constante ( $\rho$ ) (Bollerslev (1990); Kroner y Sultan (1991,1993); Park y Switzer (1995a,b)).

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{bmatrix} \quad (\text{III.10.})$$

Para modelizar la varianzas condicionales hemos utilizado dos modelos de la familia de los GARCH en los que se incorpora el diferente impacto de las innovaciones de carácter negativo y positivo sobre la volatilidad, también se han incluido las innovaciones al cuadrado desfasadas cruzadas con objeto de estudiar la transmisión de volatilidad entre ambos mercados<sup>50</sup>.

En primer lugar (ecuación (III.11)), se especifica el modelo GJR

<sup>50</sup> La teoría de transmisión de volatilidad entre mercados internacionales es introducida en primer lugar por Engle et. al (1990), bajo el nombre de "meteor showers". Desde la aparición de este trabajo, son numerosos los trabajos que estudian este aspecto. Véase, por ejemplo: Koutmos y Tucker. (1995), Tse (1998), Karolyi (1995), Peña (1992).

(Glosten et.al., 1993). Se aprecia como el efecto asimétrico, tanto el directo como el cruzado, es capturado si los parámetros que acompañan a las variables dummy ( $S_{i,t-1}$ ) son mayor que cero, lo que provocará que el efecto sobre la volatilidad sea superior cuando se de una mala noticia (innovación negativa;  $e_{i,t-1} < 0$ ), ya que en este caso se activará la variable dummy, que cuando esta innovación es de carácter positivo.

$$\left. \begin{aligned}
 h_{ss,t} &= VC_s + VB_s e_{s,t-1}^2 + VA_s h_{ss,t-1} + VE0_s S_{s,t-1}^- e_{s,t-1}^2 + \\
 &\quad + VD_s e_{f,t-1}^2 + VE1_s S_{f,t-1}^- e_{f,t-1}^2 \\
 h_{ff,t} &= VC_f + VB_f e_{f,t-1}^2 + VA_f h_{ff,t-1} + VE0_f S_{f,t-1}^- e_{f,t-1}^2 + \\
 &\quad + VD_f e_{s,t-1}^2 + VE1_f S_{s,t-1}^- e_{s,t-1}^2
 \end{aligned} \right\} \text{(III.11.)}$$

Donde:  $S_{i,t-1}^- = 1$  si  $e_{i,t-1} < 0$ , y  $S_{i,t-1}^- = 0$  en otro caso,  $\forall i = s$  o  $f$ .

$VC_i$  son las constantes de la matriz de covarianzas condicional;  $VB_i$  parámetros de los residuos al cuadrado retardados un período;  $VA_i$  son los parámetros de la varianza condicional retardadas un periodo;  $VD_i$  parámetro que nos mide la transmisión de volatilidad entre los mercados;  $VE0_i$  y  $VE1_i$  parámetros que recogen los efectos asimétricos directos y cruzados, respectivamente.

En segundo lugar, y con objeto de contrastar que los resultados cualitativos no varían, también se ha utilizado el modelo EGARCH (Nelson, 1991). Éste, tiene la ventaja respecto al anterior que no deben imponerse restricciones de no negatividad sobre los parámetros de la varianza condicional para asegurar que ésta sea positiva. Sin embargo, tal y como señalan Engle y Ng (1993), el modelo es más sensible a observaciones extremas.

$$\left. \begin{aligned}
 \log h_{ss,t} &= VC_s + VA_s \log h_{ss,t-1} + VB_s G_{ss,t-1} + VD_s G_{ff,t-1} \\
 \log h_{ff,t} &= VC_f + VA_f \log h_{ff,t-1} + VB_f G_{ff,t-1} + VD_f G_{ss,t-1} \\
 \text{Donde: } G_{ii,t} &= \left( \left| \frac{e_{ii,t-1}}{h_{ii,t-1}} \right| - \left( \frac{2}{\pi} \right)^{0.5} - VE_i \frac{e_{ii,t-1}}{h_{ii,t-1}} \right) \quad \forall i = s \text{ o } f
 \end{aligned} \right\} \quad (\text{III.12.})$$

Donde:  $VE_i$  es el parámetro que recoge la respuesta asimétrica de la volatilidad en el modelo; el resto ya ha sido comentados.

En este modelo, la asimétrica respuesta de la varianza condicional frente a innovaciones de carácter positivo ( $\varepsilon_{i,t-1} > 0$ ;  $i=s,t$ ) o negativo ( $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ ;  $i=s,t$ ) vendrá recogido por el parámetro  $VE_i$ . Para  $VD_i > 0$ , si  $VE_i > 0$ , implicará que las innovaciones negativas tendrán mayor influencia que las positivas sobre la varianza condicional. Evidentemente, un valor nulo del parámetro  $VE_i$  indica que la volatilidad es independiente del signo de las innovaciones.

#### IV.2.2.- Modelo BEKK.

Baba et.al. (1990) (BEKK), proponen la siguiente parametrización de la matriz de covarianzas. En este caso, se obtendrá una matriz de covarianzas definida positiva sin necesidad de imponer ninguna restricción de negatividad sobre los parámetros, y adicionalmente, posibilita relajar la hipótesis que se mantenía en la anterior modelización respecto a la constancia del coeficiente de correlación. De forma general este modelo presenta la siguiente estructura:

$$H_t = \Sigma + \sum_{i=1}^q VA_i' e_{t-i} e_{t-i}' VA_i + \sum_{i=1}^p VB_i' H_{t-i} VB_i \quad (\text{III.13.})$$

Donde:  $\Sigma$ ,  $VA_i$  y  $VB_i$ , son matrices  $n \times n$  de parámetros a estimar. Si  $\Sigma$

es definida positiva, también lo será  $H_t$ .

En nuestro trabajo se ha reducido el modelo al caso particular Bivariante para  $p=1$  y  $q=1$ , donde, se ha incluido una matriz adicional ( $u_t = \text{Min}(0, e_{i,t}) \forall i=s,f$ ) (Gagnon y Lypny 1995), para incorporar el comportamiento asimétrico de la volatilidad ante noticias de diferente signo. El modelo completo que se ha utilizado, se recoge en la expresión (III.14.):

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} h_{s,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} VC_{11} & VC_{12} \\ VC_{12} & VC_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VA_{11} & VA_{12} \\ VA_{12} & VA_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} e_{s,t-1}^2 & e_{s,t-1}e_{f,t-1} \\ e_{s,t-1}e_{f,t-1} & e_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VA_{11} & VA_{12} \\ VA_{12} & VA_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VB_{11} & VB_{12} \\ VB_{12} & VB_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{1st-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{sf,t-1} & h_{sf,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VB_{11} & VB_{12} \\ VB_{12} & VB_{22} \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} VD_{11} & VD_{12} \\ VD_{12} & VD_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} u_{s,t-1}^2 & u_{s,t-1}u_{f,t-1} \\ u_{s,t-1}e_{f,t-1} & u_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VD_{11} & VD_{12} \\ VD_{12} & VD_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{III.14.}$$

## V.- Resultados estimación modelos propuestos.

En este apartado se recogen las estimaciones de los parámetros de las ecuaciones para los modelos econométricos propuestos, así como diferentes test aplicados sobre los residuos estimados para contrastar la idoneidad de las modelizaciones de los momentos condicionales que se proponen, una representación gráfica de las series de RCMV obtenidas y el estudio de la estacionariedad de éstas.

### V.1.- Estimación parámetros.

El cuadro 5 recoge las estimaciones de los parámetros de los momentos de primer y segundo orden, para las cinco aproximaciones consideradas: el modelo tradicional ( $H_{MCO}$ ), modelo tradicional incluyendo las relaciones de cointegración ( $H_{MCE}$ ), los dos modelos donde se impone correlación constante ( $H_{GJRG}$  y  $H_{EGAR}$ ), y finalmente el modelo estimado de acuerdo con la modelización BEKK ( $H_{BEKK}$ ). Las estimaciones del modelo tradicional, recogidas en la columna  $H_{MCO}$ , se han realizado imponiendo sobre el modelo condicional,  $H_{GJRG}$ , las siguientes restricciones:  $H_{01}:(A_3=B_3=VB_i=VA_i=VD_i=VE_{0i}=VE_{1i}=0)$ . Con posterioridad se ha estimado el modelo donde se incluye el TCE, imponiendo la restricción  $H_{02}:(VB_i=VA_i=VD_i=VE_{0i}=VE_{1i}=0)$ . El mismo resultado se obtiene si sobre el modelo  $H_{BEKK}$  se imponen que  $(A_3=B_3=VB_{ij}=VA_{ij}=VD_{ij}=0)$ , para el caso  $H_{MCO}$ , y  $(VB_{ij}=VA_{ij}=VD_{ij}=0)$  para el  $H_{MCE}$ .

**Cuadro 5: Estimaciones parámetros diferentes modelos econométricos.**

	<b>H<sub>MCO</sub></b>	<b>H<sub>MCE</sub></b>	<b>H<sub>GJRG</sub></b>	<b>H<sub>E-GAR</sub></b>		<b>H<sub>BEKK</sub></b>
a <sub>0</sub>	0.080(2.70)	0.082(2.73)	0.079(2.66)	0.081(2.91)	a <sub>0</sub>	0.085(2.85)
a <sub>1</sub>	-0.398(-7.33)	-0.334(-5.65)	-0.25(-3.55)	-0.284(-4.52)	a <sub>1</sub>	-0.194(-2.63)
a <sub>2</sub>	0.494(8.97)	0.412(6.44)	0.36(5.26)	0.394(6.38)	a <sub>2</sub>	0.285(3.93)
a <sub>3</sub>		-0.169(-2.24)	-0.09(-1.32)	-0.098(-1.46)	a <sub>3</sub>	-0.205(-2.77)
b <sub>0</sub>	0.091(2.588)	0.089(2.50)	0.09(2.60)	0.093(2.83)	b <sub>0</sub>	0.103(2.93)
b <sub>1</sub>	0.061(0.976)	0.170(2.26)	0.11(1.34)	0.150(2.03)	b <sub>1</sub>	0.043(0.49)
b <sub>2</sub>	-0.077(-1.157)	-0.161(-2.20)	-0.06(-0.75)	-0.104(-1.4)	b <sub>2</sub>	-0.009(0.91)
b <sub>3</sub>		0.226(2.532)	0.32(4.03)	0.317(4.15)	b <sub>3</sub>	0.222(2.51)
VC <sub>s</sub>	1.070(27.82)	1.066(27.98)	0.10(4.60)	0.002(0.57)	VC <sub>11</sub>	0.046(1.22)
VB <sub>s</sub>			0.06(2.43)	0.009(0.30)	VC <sub>22</sub>	0.046(0.83)
VA <sub>s</sub>			0.84(26.51)	0.948(66.16)	VC <sub>12</sub>	0.039(0.87)
VD <sub>s</sub>			-0.02(-1.16)	0.089(3.00)	VA <sub>11</sub>	1.370(12.32)
VE <sub>s</sub>				0.048(0.29)	VA <sub>12</sub>	0.624(4.64)
VE0 <sub>s</sub>			-0.07(-1.81)		VA <sub>21</sub>	-0.390(-4.00)
VE1 <sub>s</sub>			0.08(2.84)		VA <sub>22</sub>	0.439(3.76)
VC <sub>f</sub>	1.474(29.14)	1.467(29.21)	0.13(4.35)	0.021(3.21)	VB <sub>11</sub>	-0.130(-1.18)
VB <sub>f</sub>			0.01(0.39)	0.152(3.93)	VB <sub>12</sub>	0.204(1.54)
VA <sub>f</sub>			0.85(26.52)	0.940(57.85)	VB <sub>21</sub>	0.008(0.081)
VD <sub>f</sub>			0.023(0.78)	-0.050(-1.60)	VB <sub>22</sub>	-0.271(-2.18)
VE <sub>f</sub>				0.2554(2.53)	VD <sub>11</sub>	-0.263(-1.82)
VE0 <sub>f</sub>			0.12(2.75)		VD <sub>12</sub>	-0.292(-1.38)
VE1 <sub>f</sub>			-0.08(-1.43)		VD <sub>21</sub>	0.461(3.98)
ρ			0.95(389.46)	0.95(385.17)	VD <sub>22</sub>	0.487(2.86)
cov	1.182(27.72)	1.187(27.83)				
L	-174.92	-80.69	-23.99	-25.95		-8.95

Los valores entre paréntesis, recogen el estadístico T. L es el valor del logaritmo de la Función de Verosimilitud. cov., en los modelos H<sub>MCO</sub> y H<sub>MCE</sub> representa la covarianza contado-futuro. El resto de valores ya han sido comentados.

De los resultados obtenidos con los modelos condicionales, se aprecia, por lo que respecta a los momento de primer orden, que el rendimiento del mercado de contado viene explicado tanto por sus propios rendimientos desfasados un periodo como del futuro y que el TCE no es significativo, a excepción del modelo H<sub>BEKK</sub>. Por lo que

respecta al rendimiento del contrato de futuros, no le afectan los valores desfasados del contado, no obstante, el TCE si que es estadísticamente significativo.

Respecto al efecto de transmisión de volatilidades entre mercados, se aprecia, para el modelo  $H_{GJRG}$ , que es el parámetro que recoge la respuesta asimétrica del mercado de futuros ( $VE_{1s}$ ) sobre la volatilidad del mercado de contado el único significativo, y que por tanto tiene poder explicativo. En el modelo  $H_{E-GAR}$ , no se puede rechazar la significatividad de los parámetros  $VD_s$  y  $VE_s$ . Los resultados del modelo  $H_{BEKK}$ , indican los mismos resultados que los obtenidos con las modelizaciones anteriores por lo que respecta a los efectos cruzados de la innovaciones. Este resultado, evidencia que son, únicamente, las innovaciones de carácter negativo (malas noticias) en el mercado de futuro las que tienen una influencia sobre la volatilidad de contado. No obstante, y para ésta última modelización, también se incluyen los efectos cruzados de las varianzas condicionales desfasadas, recogidas por los parámetros  $VA_{12}$  y  $VA_{21}$ . Ambos parámetros son significativos, lo que nos indica que las volatilidades, para ambos mercados, vienen explicadas tanto por la volatilidad propia del periodo inmediatamente anterior, como por la del otro mercado.

Debido a las diferencias temporales en los precios diarios de contado y futuro utilizados para cada mercado, estos resultados deben ser interpretados con cautela. Tal y como ya hemos destacado con anterioridad, éste no es el objetivo del trabajo y ya han sido expuestas las razones por las que se utiliza este tipo de datos.

## V.2.- Test de Diagnósis de los modelos condicionales.

Los resultados obtenidos al aplicar diferentes test sobre las series de residuos estandarizados ( $v_{s,t}v_{f,t}$ ; donde:  $v_{i,t}=e_{i,t}/h_{i,t}$ ) estimados para cada modelo dinámico se resumen en el cuadro 6. En concreto, se

presentan los test de Ljung-Box sobre los niveles y sobre el cuadrado de ambas series para contrastar la existencia de problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad, así como el test de multiplicadores de Lagrange de Engle (LM(2)).

Con objeto de analizar la insesgadez de las estimaciones de la volatilidades se ha estimado el modelo de regresión recogido en la expresión (III.15):

$$\varepsilon_t^2 = c + \beta \sigma_t^2 + e_t \quad (\text{III.15.})$$

donde:  $\varepsilon_t^2$  y  $\sigma_t^2$  son, respectivamente, las innovaciones y varianzas estimadas con los modelos condicionales considerados. Si el modelo ajusta bien la estructura dinámica de los cuadrados de la serie (Pagan y Schwert, 1990), deberá cumplirse que la constante sea igual a cero ( $c=0$ ) y que la pendiente de la recta de regresión sea igual a la unidad ( $\beta=1$ ). Adicionalmente, los residuos no deben presentar problemas de autocorrelación. Para confirmar este aspecto, en la segunda parte del cuadro 6 se presenta el test de Ljung-Box (Q(30)). Finalmente, en la última parte del cuadro se presenta el test de Engle y Ng. (1993) para detectar si se ha realizado una mala especificación de las varianzas condicionales.

Cuadro 6: Diagnósis modelos condicionales

	CONTADO			FUTURO		
	HBEKK	GJRGA	E-GAR	HBEKK	GJRGA	EGARC
Media	-0.0046	0.00678	-0.00213	-0.01	-0.00138	-0.0038
Asimetría	-0.23	-0.20	-0.17	-0.31	-0.29	-0.25
Curtosis	2.23	2.33	2.26	2.32	2.32	2.19
B-J	267.43	252.00	270.10	297.40	278.54	261.77
Q(30)	23.50	24.83	24.70	31.36	33.39	33.30
	(0.79)	(0.73)	(0.74)	(0.40)	(0.31)	(0.31)
Q <sup>2</sup> (30)	14.31	12.80	13.79	10.96	11.41	13.40
	(0.99)	(0.99)	(0.99)	(0.99)	(0.99)	(0.99)
LM(2)	1.04	1.63	1.57	1.36	1.79	2.74
	(0.59)	(0.20)	(0.46)	(0.50)	(0.41)	(0.25)
CONTRASTES AJUSTE MODELOS						
H <sub>0</sub> (c=0,β=1)	0.08	0.97	3.188	0.57	0.23	1.98
	(0.92)	(0.34)	(0.04)	(0.57)	(0.79)	(0.14)
Q(30)	42.20	32.48	33.46	39.86	38.42	37.16
	(0.07)	(0.34)	(0.30)	(0.11)	(0.14)	(0.17)
ESTUDIO ASIMETRÍAS CONTRASTE ENGLE Y NG (1993)						
TEST INDIVIDUAL						
Sesgo del signo	0.01	0.05	0.09	0.00	0.02	0.04
	(0.94)	(0.44)	(0.42)	(0.99)	(0.85)	(0.74)
Tamaño sesgo neg.	-0.02	-0.06	-0.11	0.00	-0.01	-0.02
	(0.85)	0.55)	(0.22)	(0.94)	(0.94)	0.80)
Tamaño sesgo pos.	-0.11	-0.14	-0.14	-0.08	-0.08	-0.09
	(0.26)	(0.16)	(0.16)	(0.36)	(0.33)	(0.26)
TEST CONJUNTO						
Sesgo del signo	-0.15	-0.14	-0.11	-0.11	-0.08	-0.09
	(0.41)	(0.44)	(0.54)	(0.52)	(0.67)	(0.61)
Tamaño sesgo neg.	-0.02	-0.06	-0.11	0.01	-0.02	-0.01
	(0.86)	(0.63)	(0.35)	(0.92)	(0.81)	(0.95)
Tamaño sesgo pos.	-0.18	-0.19	-0.15	-0.14	-0.13	-0.13
	(0.15)	(0.14)	(0.22)	(0.22)	(0.25)	(0.23)
WALD	0.68	0.86	0.94	0.49	0.47	0.52
	(0.56)	(0.46)	(0.42)	(0.68)	(0.70)	(0.67)

En el cuadro se recogen los valores de los estadísticos ASIM., CURT., Q(30), Q<sup>2</sup>(30), LM(2) y el test de normalidad de B-J, obtenidos para los residuos estandarizados estimados ( $\varepsilon_{i,t}/h_{i,t}$ ;  $i = s,t$ ). En la segunda parte del cuadro, se presentan los resultados de contrastar la H<sub>0</sub>; c=0,b=1 sobre el modelo recogido en la expresión 13. En la última parte del cuadro, se recogen los resultados obtenidos en los test de asimetría

individual y conjunto de Engle y Ng(1993). Entre paréntesis aparecen los niveles de significación crítico.

### V.3. Serie temporal de RCMV.

En los gráficos 1, 2 y 3 se representan los valores estimados del RCMV con los diferentes modelos econométricos propuestos para todo el periodo objeto de estudio. Creemos importante destacar dos aspectos. En primer lugar, que los valores estimados con los modelos  $H_{MCO}$  y  $H_{MCE}$  son 0,802 y 0,809, respectivamente. Las diferencias, a pesar de no ser significativas, coinciden con los resultados apuntados por Lien (1996) y obtenidos en diversos trabajos empíricos<sup>51</sup> que versan sobre la estimación del RCMV con contratos de futuros sobre índices bursátiles: Infraestimación del RCMV al no considerar las relaciones de cointegración.

Por otra parte, los RCMV estimados con los modelos condicionales ( $H_{BEKK}$ ,  $H_{GJRGA}$  y  $H_{EGA}$ ) no son constantes y varían temporalmente con la llegada de nueva información. En el cuadro 7 se recogen los valores promedio, mínimos y máximos de las series de RCMV estimados con ambos modelos. La visualización de estas series (gráficos 1, 2 y 3, respectivamente) parece indicar que son estacionarias, y que si bien fluctúan, siempre lo hacen entorno a un valor medio. Con objeto de profundizar en el estudio de la estacionariedad hemos aplicado el test de raíces unitarias de DFA. Los resultados de este test (cuadro 7) llevan a rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, por lo que aceptamos que son estacionarias.

El valor promedio de las tres series, es muy similar al que se obtiene con el modelo estático  $H_{MCE}$ . Creemos que estos valores indican que los modelos condicionales permiten ajustar el valor del RCMV frente a cambios en el conjunto de información disponible para el inversor. No obstante, el valor del ratio de cobertura tiende a volver hacia un

---

<sup>51</sup> Véase, Ghosh (1993) y Park y Switzer. (1995 a,b), entre otros.

valor de equilibrio (recogido por  $H_{MCE}$ ).

**Cuadro 7: Características RCMV estimados con modelos condicionales.**

	ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS			RAÍCES UNITARIAS
	PROM.	MAX.	MIN.	DFA
$H_{GJRG}$	0.8085	0.9806	0.7319	-7.9365 (1)
$H_{EGA}$	0.8082	0.9006	0.7199	-6.5607(1)
$H_{BEKK}$	0.8093	0.9803	0.6787	-15.0968(4)
Valores Críticos de Mackinon			1%	-3.4385

El cuadro recoge los valores promedio, máximos y mínimos de los ratios de cobertura estimados con modelos condicionales. También se recoge el test de DFA para contrastar el orden de integrabilidad de las tres series temporales. Entre paréntesis se recogen el número de retardos incluidos para asegurar que los residuos que se obtienen en este test son ruido blanco.

## VI.- Conclusiones.

En este capítulo, se ha considerado la existencia de heterocedasticidad condicional y de relaciones de cointegración entre las series de contado y futuro sobre el índice bursátil IBEX-35 para determinar una regla de cobertura dinámica en la que el inversor incorpora la llegada de nueva información al mercado a través de la utilización de un modelo GARCH bivalente con mecanismo de corrección de error.

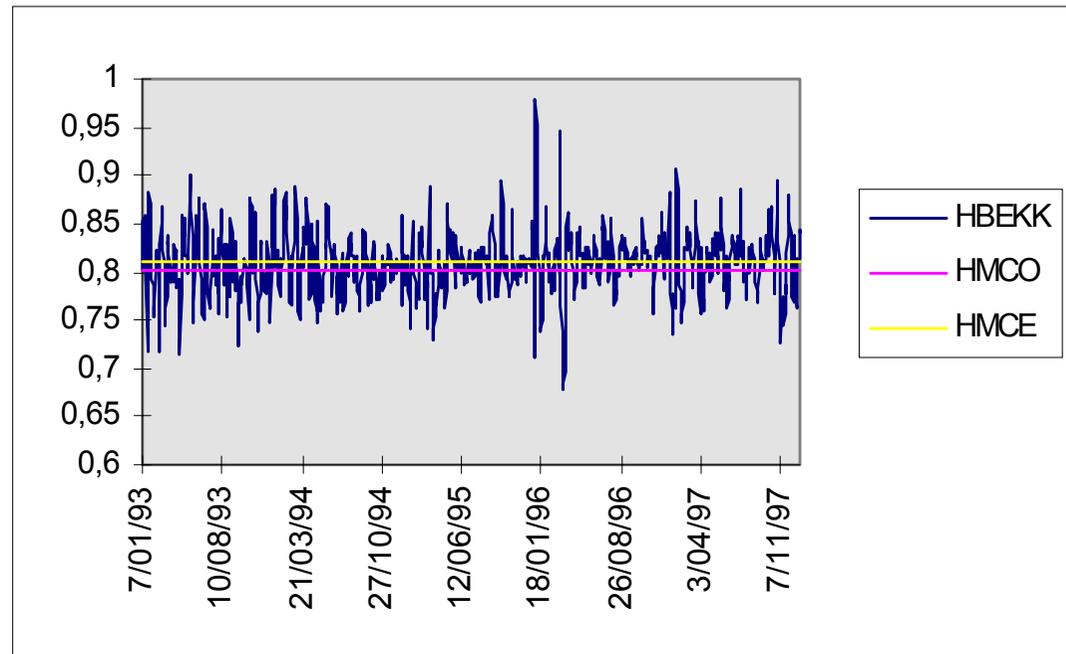
Para recoger el esquema de la matriz de covarianzas, se han utilizado dos modelizaciones alternativas. En la primera, se considera que la correlación entre los rendimientos de ambos mercados es constante. La única fuente de variación en la covarianza vendrá determinada por las propias varianzas condicionales de cada mercado. Adicionalmente, con objeto de recoger la respuesta asimétrica de la volatilidad frente a noticias de diferente signo, las varianzas

condicionales se han modelizado utilizando los modelos GJR y E-GARCH. En segundo lugar, y con objeto de relajar el supuesto de que el coeficiente de correlación sea constante, se ha utilizado el modelo BEKK, donde también se ha considerado el efecto asimétrico de la volatilidad frente a noticias de diferente signo.

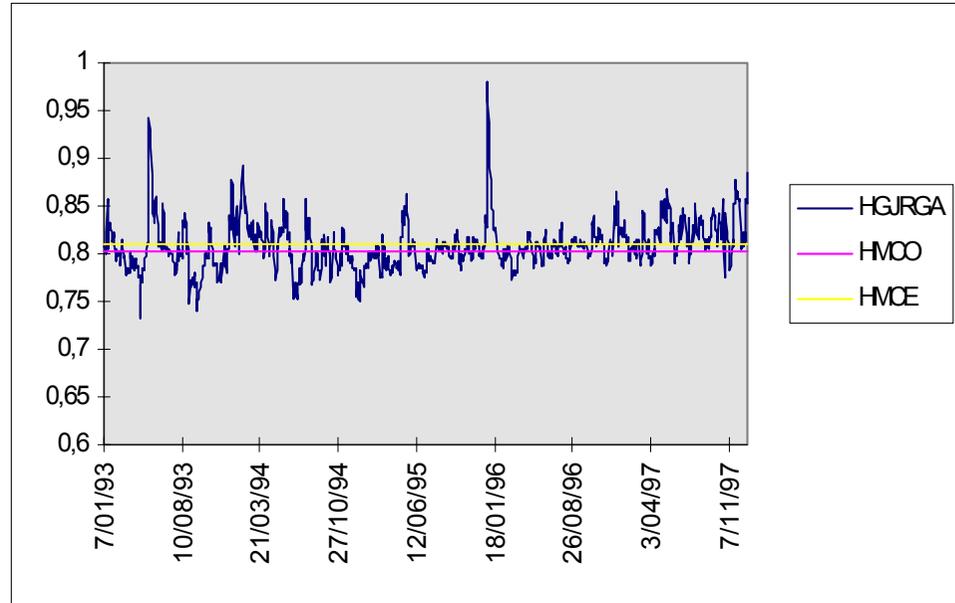
Los tests de diagnosis, indican que los modelos condicionales tienen mejor comportamiento desde el punto de vista estadístico, ya que se eliminan los problemas de heterocedasticidad y de autocorrelación que presentan las series de rendimientos. No obstante, siguen persistiendo problemas de no normalidad, debido principalmente al elevado valor que presentan los estadísticos de curtosis.

Los modelos condicionales posibilitan obtener una serie temporal de RCMV. La representación gráfica de ésta, permite observar que no es constante y varía de forma temporal, aunque tiende a volver rápidamente hacia un valor medio, de forma que el efecto de las innovaciones es de carácter pasajero. A simple vista, parece apreciarse que las series son estacionarias, hecho que se confirma al estimar el test de raíces unitarias de DFA. Las series temporales de RCMV estimadas, independientemente de la modelización de la matriz de covarianzas utilizada, tienden a revertir al valor obtenido con el modelo estático donde se consideran las relaciones de cointegración entre los precios de contado y futuro.

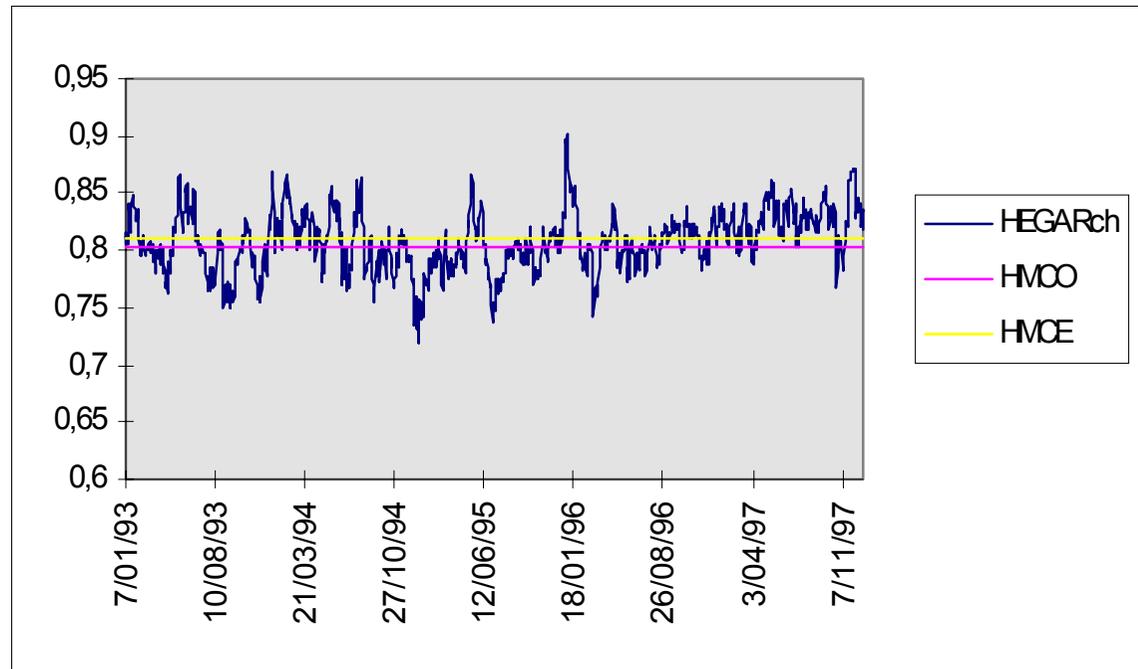
Llegados a este punto cabe preguntarse, si la realización de una política de cobertura dinámica, donde la llegada de información al mercado supondrá ajustar la posición en el mercado de futuros, se traduce en un incremento significativo de la efectividad de la cobertura respecto a una política de cobertura estática. Es más, en caso que se produzca un incremento de la efectividad, si éste compensa los costes de transacción a los que se debe hacer frente cuando se acomete una cobertura de este tipo. El análisis de estos aspectos se realizará en el capítulo V de esta Tesis.

**GRÁFICO 1: Representación RCMV  $H_{BEKK}$  y modelos constantes.**

**GRÁFICO 2: Representación RCMV  $H_{GJRGARC}$  y constantes.**



**GRÁFICO 3: Representación RCMV  $H_{EGARCH}$  y modelos constantes.**



## Capítulo IV.

# Vencimiento del contrato de futuros y ratio de cobertura de mínima varianza: Evidencia empírica para diferentes horizontes temporales de inversión.

### I.- Introducción.

En este capítulo se estudia el dinamismo del RCMV analizando los efectos que sobre éste tiene el tiempo que resta hasta la fecha de vencimiento del contrato de futuro. Esto es lo que tradicionalmente se conoce como efecto vencimiento<sup>52</sup> o *expiration effect*. Existen diferentes modelos teóricos (Castellino 1992, Merrick 1988; Herbst, Kare y Marshall, 1993), en los que se especifica una expresión analítica que relaciona ambos aspectos. En todos ellos se pone de

---

<sup>52</sup> Esta misma acepción, es utilizada para estudiar la existencia de un comportamiento diferenciado de las características (rendimiento, volatilidad o volumen de negociación) de los activos subyacentes alrededor de la fecha de vencimiento del contrato del derivado correspondiente. Ejemplos de este tipo de trabajos realizados para el mercado español, concretamente sobre el índice IBEX-35, son los de Corredor et.al (1997) y Pardo (1998).

manifiesto que el RCMV tenderá hacia la unidad<sup>53</sup> cuanto más nos acerquemos a vencimiento. La explicación que se ha dado a este efecto (Figlewski, 1984) deriva de la disminución del riesgo de base que parece razonable esperar debido a la convergencia entre los precios de contado y futuro hacia esa fecha.

El estudio se plantea para duraciones u horizontes temporales de inversión (HTI)<sup>54</sup> diarios y semanales, con objeto de considerar las posibles diferencias que este aspecto pueda tener sobre los efectos del tiempo hasta la fecha de vencimiento del contrato de futuros sobre el RCMV. La evidencia empírica<sup>55</sup> muestra la existencia de una relación positiva entre el HTI y el valor del RCMV de forma que un aumento del primero provocará incrementos del segundo. Esto es lo que se conoce como efecto duración.

Las características de las funciones de distribución conjunta de contado y futuro para series de frecuencia diaria y semanal, son diferentes, lo que provocará que la metodología seguida para analizar este efecto no sea la misma. Las series diarias de contado y futuro presentan problemas de heterocedasticidad condicional autorregresiva. Para considerar este aspecto, se propone utilizar modelos de corrección de error GARCH bivariantes. Tal y como ya se ha destacado en el capítulo anterior, la utilización de estos modelos posibilitará obtener una serie temporal de RCMV que variará a lo largo del tiempo frente a los ajustes del conjunto de

---

<sup>53</sup> Tenderá hacia la unidad si la cartera de contado coincide con el subyacente del contrato de futuros (cobertura directa). Si esto no es así, el RCMV tenderá hacia la "Beta" de la cartera que se trata de cubrir.

<sup>54</sup> Este tipo de análisis consiste en ajustar la frecuencia de las series al horizonte temporal de inversión o duración de la cobertura considerada. Así, para HTI semanales o diarios se considerarán series de frecuencia semanal o diarios, respectivamente. Básicamente, lo que se hace en este tipo de estudios es comparar las diferencias en el valor estimado, según la aproximación tradicional (Ederington 1979), del RCMV para cada una de las frecuencias consideradas.

<sup>55</sup> Véase al respecto, por ejemplo, Ederington 1979; Figlewski 1984,1985; Benet 1992; Geppert, 1995.

información del inversor debido a la llegada de información al mercado. Sobre esta serie se analizará la existencia de un comportamiento diferencial hacia la fecha de vencimiento.

Por su parte, las series de frecuencia semanal no presentan problemas de heterocedasticidad, no existiendo razones que justifiquen considerar funciones de distribución no constantes, lo que se deriva en la imposibilidad de obtener una serie temporal de RCMV. En este caso, el estudio de este efecto se realizará siguiendo la metodología tradicional que será explicada detenidamente con posterioridad.

El trabajo presenta dos contribuciones. En primer lugar, es la primera vez, hasta donde llega nuestro conocimiento, que se analiza la existencia del efecto vencimiento sobre la serie temporal de RCMV obtenida considerando momentos de segundo orden condicionales no constantes. En segundo lugar, los resultados obtenidos para duraciones diarias confirman que el valor del RCMV disminuye si se considera la última semana antes del vencimiento. Esto es consecuencia, tal y como también demostramos, de un incremento del riesgo de base en esas mismas fechas. Sin embargo, para coberturas de duración semanal se obtienen resultados que evidencian que el valor del RCMV converge hacia la unidad en la fecha de vencimiento. No obstante, esta tendencia solo se manifiesta para coberturas que se realizan cuatro semanas antes dicha fecha, esto es, para coberturas en las que se utiliza el contrato de futuros más cercano a vencimiento<sup>56</sup>.

---

<sup>56</sup> Aunque para duraciones semanales Torró (1995) analiza la existencia de efectos semanales, no obtiene resultados tan concluyentes como los obtenidos en nuestro trabajo. Creemos que esta diferencia puede deberse a dos aspectos. El primero se derivaría de la utilización de bases de datos de diferente longitud y por lo tanto referidas a diferente espacio temporal. En segundo lugar, en nuestro trabajo, tal y como quedará recogido con posterioridad, se incorpora en el modelo de regresión con el que se estiman los RCMV las

Creemos que las diferencias de los resultados para los dos HTI considerados, puede deberse a que la utilización de periodos de cobertura más largos permite que el inversor disponga de más tiempo para reaccionar frente a la llegada de noticias al mercado, que de otra forma se traduciría en incrementos del riesgo de base. Para duraciones diarias, la llegada de información al mercado durante la última semana, supondrá tomar y/o cambiar alguna de las posiciones mantenidas por los inversores. Debido a la cercanía de la fecha de vencimiento, las posibilidades de poder compensar las pérdidas derivadas de una decisión errónea se reducen, lo que en última instancia provocará un comportamiento de los agentes que lejos de disminuir el riesgo de base, que cabría esperar por la convergencia de los precios de contado y futuro, lo aumentará. La información en este periodo es procesada de forma diferente dependiendo del tipo de agente considerado. La actuación conjunta de coberturistas, arbitrajistas y especuladores derivado de la proximidad del vencimiento (efecto extinción del contrato) incrementa la cantidad de información y la gama diferente de respuestas frente a las noticias que provocan un incremento del riesgo de base. En definitiva, al incrementar la duración de la cobertura será la relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de contado y futuro la que determine, en mayor medida, el valor del ratio de cobertura, desapareciendo los posibles ruidos que puedan existir a más corto plazo (Geppert, 1995), con independencia de lo cerca que nos encontremos de la fecha de vencimiento.

El capítulo ha sido estructurado de la forma que a continuación se detalla. En la siguiente Sección se realiza una revisión de los principales trabajos en los que se estudia el dinamismo de la cobertura que se centran en el estudio del efecto vencimiento y el efecto duración. En la Sección III se presenta la base de datos empleada, adicionalmente se recogen diferentes estadísticos descriptivos de las series objeto de estudio. La Sección IV recoge la

---

desviaciones respecto a la senda de equilibrio a largo plazo con objeto de recoger la existencia de relaciones de cointegración entre las series de contado y futuro.

modelización de los momentos condicionales de primer y segundo orden, así como la metodología seguida para estudiar si hay evidencia de la presencia de un efecto vencimiento en el RCMV. En esta misma Sección se recogen los resultados empíricos obtenidos. Las principales conclusiones se recogen en el quinto.

## II.- Revisión bibliográfica.

### II.1.- Efecto Duración.

Respecto al estudio del efecto duración, todos los trabajos coinciden en señalar que el valor del RCMV aumenta al incrementar el HTI considerado. Este resultado es independiente del mercado estudiado. Ejemplos de estos trabajos son: Ederington (1979)<sup>57</sup>, analiza este efecto para la cobertura sobre T-Bill, GNMA, Trigo y Maíz, considerando duraciones de la cobertura quincenales y mensuales. Hill y Schneeweis (1982), trabajan con horizontes de una, dos y cuatro semanas para coberturas sobre divisas. Figlewski (1985), considera duraciones de hasta 3 semanas sobre índices bursátiles. Malliaris y Urrutia (1991b), trabajan con duraciones semanales y mensuales, mientras que Benet (1992) de uno, dos y tres meses, sobre diferentes divisas. Lindhal (1992) considera duraciones de la cobertura de hasta cuatro semanas para índices bursátiles. Torró (1995), realiza este estudio con horizontes temporales de inversión diarios, semanales, bisemanales y mensuales para el índice IBEX-35. Geppert (1995) estudia la existencia de este efecto para 5 pares de series de contado y futuro financieros: Marco Alemán, Franco Suizo, Yen Japonés, el Índice Bursátil S&P500, y un Índice de Bonos Municipales.

La explicación que tradicionalmente se le ha dado al por qué de este efecto no es clara hasta la publicación del trabajo de Geppert (1995).

---

<sup>57</sup> Frankle (1980, p 1274), rectifica los resultados que obtienen inicialmente, para la cobertura de T-Bill y duraciones de la cobertura quincenales.

A continuación se destacan algunos trabajos donde se intenta razonar el por qué de la existencia de este efecto.

Figlewski (1984, p 663) considera que el efecto duración se produce ya que, mientras el riesgo de los rendimientos aumenta proporcionalmente al horizonte temporal de inversión considerado, el riesgo de base tiene un límite, debido a que en la fecha de vencimiento del contrato de futuros el precio de éste debe coincidir con el de su subyacente. De esto se deriva que la proporción que el riesgo de base representa sobre el riesgo total disminuya al ampliar el horizonte de inversión durante el cual se realiza la cobertura, y por lo tanto el ratio de cobertura y su efectividad aumenten.

Benet (1992, p 163) determina dos ideas básicas que explican la existencia de esta relación. La primera de éstas, sería una razón económica y viene directamente relacionada con la explicación anterior. Benet considera que la utilización de periodos de cobertura más largos permitirá que desaparezcan incertezas, debido a la llegada de nueva información a los mercados, que de otra forma se traducirían en incrementos del riesgo de base. Por otra parte, la segunda idea vienen relacionada con una explicación meramente estadística. Así la efectividad de la cobertura tiende a ser mayor para inversiones a largo plazo, debido a que los posibles "ruidos" entre las dos series de precio son menores que en inversiones a corto plazo. La verdadera relación económica entre los precios al contado y de futuro aparecerá al incrementar la duración de la cobertura. Sin embargo esta última explicación, aunque novedosa, no define que se entienda por "ruido".

Finalmente, Geppert (1995) plantea un modelo estadístico (Ver anexo I) en el que relaciona de forma explícita la relación entre el horizonte temporal de inversión y el valor del RCMV. Este modelo está basado en la existencia de relaciones de cointegración entre las series de precio al contado y de futuro. Dos series de precio que estén

cointegradas pueden expresarse en función de un componente transitorio y otro permanente (Stock y Watson, 1988; Hylleberg y Mizon, 1989). Define y determina lo que Benet (1992) llamaba "ruido" como el componente transitorio, de forma que para horizontes temporales de inversión a largo plazo, este componente transitorio no influirá en los valores de los dos parámetros, y será, únicamente, el componente permanente el que determinará su valor.

## II.2.- Efecto vencimiento.

Existen diferentes modelos teóricos donde se especifica una expresión para estimar el RCMV en función del tiempo que resta hasta la fecha de vencimiento. Todas ellas coinciden en señalar que el valor del RCMV aumentará cuanto más cerca de esta fecha se realice la cobertura. Sin embargo, para llegar a estas expresiones se parte, bien de un proceso generador de datos concreto (Castellino, 1992), o del supuesto que los precios de futuro están siempre en equilibrio (Merrick, 1988; Herbst et.al, 1993). Ambas hipótesis son restrictivas, por lo que su incumplimiento puede ser la causa de que cuando se analice de forma empírica este efecto, los resultados no coincidan o la relación entre ambos aspectos no sea tan clara y directa como se predice con éstas.

Lindhal (1992) y Torró (1995) estudian si se produce este efecto para el contrato de futuros sobre índices bursátiles S&P500 y MMI (el primero) y el IBEX-35 (el segundo). Ambos trabajos se realizan para series de frecuencia superior a la diaria. Mientras que en el primer trabajo se obtiene evidencia de un efecto vencimiento (aumento hasta la unidad del RCMV en la fecha de vencimiento) y se descubre una tasa de convergencia significativa, en el caso del trabajo de Torró, esa tendencia no es significativa para la última semana.

La existencia del efecto vencimiento se basa en la hipótesis que el

riesgo de base disminuye<sup>58</sup> al acercarnos a la fecha de vencimiento del contrato de futuros. Es la existencia de este riesgo el que provoca, que el valor del RCMV sea inferior a la unidad. La dependencia del RCMV respecto al riesgo de base queda claro si se considera la expresión (IV.1) (Castellino, 1992), donde se evidencia que cuanto menor sea el riesgo de base ( $\sigma_B$ ) mayor será el valor del RCMV:

$$h_{t-1} = 1 - \frac{\rho_{Bf,t-1} \sigma_{B,t-1}}{\sigma_{f,t-1}} \quad (\text{IV.1.})$$

Donde:  $\rho_{Bf,t-1}$  es el coeficiente de correlación entre la base (definida como diferencia entre el precio de futuro y de contado) y los precios de futuro, y  $\sigma_{f,t-1}$  es la desviación estándar de los precios de futuro.

El riesgo de base ( $\sigma_{B,t-1}$ ) no es constante y cambia durante la vida del contrato de futuros<sup>59</sup>. La variabilidad de la base tiene un límite debido a que en la fecha de vencimiento los precios de contado y futuro teóricamente deben coincidir. Cabe pensar que este aspecto provocará una disminución del riesgo de base conforme nos acercamos a vencimiento lo que se traducirá en incrementos del valor del RCMV. No obstante, la anterior explicación del efecto vencimiento se mantendrá siempre que la volatilidad del contrato de futuros disminuya (Lindhal, 1992), ya que si por el contrario<sup>60</sup> lo que realmente se produce es un incremento, lo que cabría esperar es un

<sup>58</sup> Son varias las causas o fuentes que provocan la no constancia del riesgo de base. Una enumeración de éstas puede encontrarse en: Figlewski, 1984; Zulaica, 1992.

<sup>59</sup> Figlewski (1984, p. 663) analiza que aspectos influyen sobre la evolución del riesgo de base. Aunque señala diversos aspectos como los causantes de la variabilidad de la base, destaca como el fundamental las discrepancias de los precios de contado y futuro respecto a su relación de equilibrio

<sup>60</sup> La evidencia empírica respecto si la volatilidad del contrato de futuro aumenta al acercarnos a vencimiento no es concluyente. Según la hipótesis de Samuelson (1965) se produce un incremento, mientras que Castellino y Francis (1982) obtienen evidencia teórica y empírica que contradice la anterior.

aumento del riesgo de base y por lo tanto del RCMV. Aunque el efecto convergencia entre ambos precios asegura que la base en la fecha de vencimiento sea prácticamente nula, no existe una evidencia teórica clara que nos asegure que su variabilidad disminuya al acercarnos a vencimiento. Este es un aspecto que será analizado en este capítulo y que, sin duda, nos debe ayudar a explicar y comprender la existencia del efecto vencimiento sobre el valor del RCMV.

### III.- Base de datos.

Los datos base referentes al índice IBEX-35 y al contrato de futuros sobre este subyacente que se utilizan, son los mismos que los utilizados en el capítulo anterior. Se han creado series de frecuencia semanales, utilizando los viernes de cada semana, ya que son los terceros viernes de cada mes cuando vencen los contratos de futuro sobre el índice IBEX-35. Por otra parte, se han construido series de rendimientos semanal del contrato de futuros diferenciando el número de semanas que restan hasta vencimiento. En concreto se han considerado hasta seis semanas antes de esa fecha. Las series de rendimientos, para ambas frecuencias, han sido calculadas como la diferencia entre el logaritmo neperiano de los precios de cierre entre observaciones consecutivas ( $R_{i,t} = \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1})$ ,  $\forall i = s(\text{contado})$  o  $f(\text{futuro})$ ).

Para contrastar la existencia de comportamiento estacional en las series analizadas, se han creado variables ficticias representativas del día de la semana<sup>61</sup>. Adicionalmente, para contrastar la existencia del efecto vencimiento, se han generado 7 nuevas variables. D1vto, toma valor 1 si nos encontramos en el día de vencimiento; D2vto, el día de

---

<sup>61</sup> Estas variables las hemos nombrado como: DL, DM, DX, DJ, DV, y toman valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente, y cero en el resto de los casos

vencimiento y el anterior; D3vto el mismo día y los dos anteriores, D4vto el mismo día y los tres anteriores, D5vto el mismo y cuatro anteriores, D10y5vto para observaciones situadas la segunda semana antes de vencimiento y D15y10vto tercera semana, en el resto de situaciones toman valor cero.

### III.1.- Raíces unitarias y cointegración.

Los resultados de diferentes tests de raíces unitarias (DFA y Kwiatkowski et. al, 1992 ) y de cointegración (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius, 1990, 1992) para las series de frecuencia semanal y, las del futuro-contado semanal atendiendo al número de semanas que restan para vencimiento, se recogen en el cuadro 1.

Los resultados<sup>62</sup> muestran que, independientemente del tipo de serie y frecuencia considerada, todas presentan una raíz unitaria (son I(1)) y, que las series de contado y futuro de la misma frecuencia están cointegradas.

CUADRO 1: CONTRASTES RAÍCES UNITARIAS Y COINTEGRACIÓN.

	TEST RAICES UNITARIAS		JJ				
	DFA	KW <sup>c</sup>	MAX		TRACE		
		a	b	P=0	P<=1	P=0	P<=1
<b>SEMANAL</b>							
<b>S<sub>t</sub></b>	0.157	2.96	0.71	105.4**	0.030	105.5**	0.030
<b>F<sub>t</sub></b>	0.061	2.97	0.71				
<b>SEMANAL DIFERENTE DISTANCIA VTO</b>							
<b>S<sup>1</sup><sub>t</sub></b>	0.289	0.77	0.20	32.8**	0.085	32.9**	0.085
<b>F<sup>1</sup><sub>t</sub></b>	0.307	0.77	0.20				
<b>S<sup>2</sup><sub>t</sub></b>	0.315	0.77	0.19	43.15**	0.183	43.33**	0.183
<b>F<sup>2</sup><sub>t</sub></b>	0.304	0.77	0.19				
<b>S<sup>3</sup><sub>t</sub></b>	0.460	0.78	0.19	48.13**	0.222	48.35**	0.222
<b>F<sup>3</sup><sub>t</sub></b>	0.447	0.78	0.19				

<sup>62</sup> Los resultados para las series de frecuencia diaria ya ha sido recogidos en el cuadro 2 del capítulo anterior.

CUADRO 1: CONTRASTES RAÍCES UNITARIAS Y COINTEGRACIÓN.

(Continuación)							
$S_t^4$	0.357	0.77	0.19	38.41**	0.001	38.41**	0.001
$F_t^4$	0.389	0.77	0.19				
$S_t^5$	0.313	0.76	0.19	36.26**	0.062	36.32**	0.062
$F_t^5$	0.388	0.76	0.19				
$S_t^6$	-0.227	0.76	0.18	32.11**	0.049	32.16**	0.049
$F_t^6$	-0.203	0.76	0.18				

$S_t$  y  $F_t$  son el logaritmo neperiano de los precios al contado y futuro. DFA es el test de raíces unitarias de Dickey y Fuller Aumentado estimado con tres y un retardo para las series de frecuencia diaria y semanal, respectivamente, realizados sobre un modelo de regresión que incluye constante y tendencia. KW es el test de raíces unitarias de Kwiatkowski et. al.. J-J resultados obtenidos con el test de cointegración de Johansen y Juselius, realizado considerando un VAR (4) para la serie diaria y VAR(2) y VAR(1) para la serie semanal larga y serie semanal atendiendo a las semanas hasta vencimiento, respectivamente.

a. Hipótesis nula: estacionariedad en niveles.

b. Hipótesis nula: estacionariedad considerando la existencia de una tendencia lineal determinística.

c. Los valores recogidos en el cuadro están obtenidos considerando un valor del parámetro de retardos (l) igual a seis. El test se ha planteado para valores de "l" desde cero hasta quince, observándose una disminución paulatina de los estadísticos, bajo ambas hipótesis, al aumentar "l". El resultado del test no varía con independencia del número de retardos considerados: rechazo de la estacionariedad de ambas series. \*\* Rechazo al nivel de significación del 1%.

### III.2.- Estudio estacionalidad mensual y efecto enero. Estadísticos descriptivos series rendimiento.

Para estudiar la existencia de un comportamiento estacional de la serie de rendimientos semanales del índice IBEX-35 y de la serie larga del contrato de futuros sobre este mismo subyacente se ha procedido a la estimación por MCO el modelo de regresión (IV.2).

$$R_{i,t} = \beta_1 DEN_t + \beta_2 DFB_t + \beta_3 DMZ_t + \beta_{43} DAB_t + \beta_5 DMY_t + \\ + \beta_6 DJY_t + \beta_7 DJL_t + \beta_8 DAG_t + \beta_9 DSP_t + \beta_{10} DOC_t + \\ + \beta_{11} DNV_t + \beta_{12} DDC_t + u_{i,t} \quad (IV.2.)$$

Donde:  $R_{i,t}$  y  $u_{i,t}$  representan el rendimiento y la perturbación aleatoria para el índice IBEX-35 (i=s) o para el contrato de futuro (i=f), respectivamente. El resto de variables ya han sido comentadas en el capítulo anterior.

Se ha contrastado la significatividad conjunta de los parámetros que acompañan a las variables Dummy representativas del mes del año, realizando el contraste conjunto  $\beta_1=\beta_2=\dots=\beta_{11}=\beta_{12}$ . Por otra parte, para estudiar la presencia del efecto mes de enero se ha contrastado  $\beta_1=(\beta_2+\beta_3+\dots+\beta_{11}+\beta_{12})/11$ . De acuerdo a los resultados obtenidos con ambos contrastes aceptamos la hipótesis de ausencia de un efecto estacional mensual y del efecto mes de enero.

CUADRO 2: ESTUDIO ESTACIONALIDAD MENSUAL  
RENDIMIENTO SEMANAL IBEX-35 Y CONTRATO DE FUTUROS.

	CONTADO	FUTURO
F(11,246) <sup>a</sup>	1.09 (0.37)	1.02 (0.42)
F(1,246) <sup>b</sup>	3.22 (0.074)	3.78 (0.055)

En este cuadro se recogen los resultados de la estimación MCO del modelo (IV.2). Entre paréntesis se recoge el nivel de significación crítico.

a, recoge el valor del estadístico F para contrastar la existencia de estacionalidad diaria.

b, recoge el valor del estadístico F para contrastar la existencia de efecto enero.

En el cuadro 3 se presentan estadísticos descriptivos para las series de precio de contado y futuro. Llama la atención que las características de las series son apreciablemente diferentes atendiendo a la frecuencia considerada. Así, para las series de frecuencia diaria, destacan las siguientes: Significatividad del estadístico Ljung-Box para 15 retardos (Q(15)) sobre la serie de rendimientos de contado, lo que evidencia problemas de autocorrelación<sup>63</sup>, no así en la de futuros; Un exceso de curtosis y de asimetría, lo que conduce a rechazar, de acuerdo al estadístico de Bera Jarque (B-J) la hipótesis nula que ambas se distribuyen como una normal; los valores de los estadísticos Ljung-Box sobre el cuadrado de las series de rendimientos (Q<sup>2</sup>(15)) y el test basado en multiplicadores de Lagrange de Engle(1982) (para 5 retardos (LM(5))),

<sup>63</sup> Dentro de las explicaciones que tradicionalmente (ver por ejemplo: Akgiray, 1989) se han dado a la existencia de este problema destacan: la velocidad de procesamiento de la información de los participantes en el mercado, existencia del efecto “día de la semana”, escasa negociación de algunos activos incluidos en el índice, negociación asincrónica, la propia microestructura del mercado.

son significativos, hecho que pone de manifiesto la existencia de problemas de heterocedasticidad.

Por otra parte, las series de frecuencia semanal no presentan problemas de autocorrelación (véase estadístico  $Q(15)$ ), ni de heterocedasticidad (véase  $Q^2(15)$  y  $LM(5)$ ) y ambas se comportan según una distribución normal (véase B-J). Las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos de la estimación de los anteriores estadísticos para las series de rendimientos situados a diferentes distancia del vencimiento, no varían respecto a los de la serie semanal completa.

CUADRO 3. PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	ASIM	KUR	B-J	Q(15)	Q <sup>2</sup> (15)	LM(5)
<b>DIARIA</b>						
$R_{s,t}$	-0.15	3.63	171.1(0.00)	32.39(0.00)	153.58(0.00)	69.77(0.00)
$R_{f,t}$	-0.19	3.87	180.1(0.00)	17.21(0.31)	84.15(0.00)	49.86(0.00)
<b>SEMANAL</b>						
$R_{s,t}$	0.069	3.01	0.21(0.90)	17.06(0.31)	14.35(0.50)	3.06(0.69)
$R_{f,t}$	-0.022	2.83	0.34(0.84)	16.45(0.35)	9.81(0.83)	0.98(0.96)
<b>SEMANAL DIFERENTE DISTANCIA VTO</b>						
$R^1_{s,t}$	-0.082	2.80	0.15(0.92)	14.55(0.48)	12.51(0.64)	6.25(0.28)
$R^1_{f,t}$	-0.056	2.84	0.09(0.96)	15.67(0.40)	11.17(0.74)	7.10(0.21)
$R^2_{s,t}$	-0.25	3.11	0.63(0.73)	5.39(0.98)	1.76(1.00)	1.03(0.96)
$R^2_{f,t}$	-0.31	3.20	1.01(0.60)	5.49(0.98)	1.76(1.00)	0.93(0.96)
$R^3_{s,t}$	-0.32	2.77	1.10(0.57)	10.83(0.76)	2.73(1.00)	10.03(0.07)
$R^3_{f,t}$	-0.37	2.85	1.36(0.50)	13.35(0.57)	2.58(1.00)	8.14(0.15)
$R^4_{s,t}$	-0.39	2.67	1.70(0.43)	16.35(0.36)	4.93(0.99)	2.03(0.84)
$R^4_{f,t}$	-0.52	2.78	2.79(0.24)	20.87(0.14)	4.63(0.99)	2.29(0.81)
$R^5_{s,t}$	0.00	3.00	0.00(1.00)	17.78(0.27)	10.38(0.79)	5.15(0.40)
$R^5_{f,t}$	-0.04	3.37	0.35(0.84)	17.13(0.31)	8.16(0.92)	3.23(0.66)
$R^6_{s,t}$	0.28	3.58	1.58(0.45)	8.98(0.88)	5.83(0.98)	3.87(0.57)
$R^6_{f,t}$	0.28	3.49	1.37(0.50)	9.27(0.86)	6.23(0.97)	3.68(0.59)

ASIM. es el estadístico de asimetría; KUR el de curtosis; B-J test de normalidad de Bera-Jarque que se distribuye, bajo la hipótesis nula de normalidad como una  $\chi^2_2$ ;  $Q(15)$  y  $Q^2(15)$  son los test de Ljung-Box sobre las series en niveles y al cuadrado, respectivamente, para 15 retardos que se distribuyen como una  $\chi^2_{15}$  bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación;  $LM(5)$  es el test de multiplicadores de Lagrange de Engle (1982) para contrastar la existencia de efectos ARCH, éste se distribuye como una  $\chi^2_5$  bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación.  $R^i_{s,t}$  y  $R^i_{f,t}$  representan el rendimiento de contado y futuro calculados "i" semanas antes del vencimiento.

Entre paréntesis se recogen los niveles de significación críticos o p-value.

## IV.- Metodología y modelización econométrica.

Las diferencias obtenidas en el apartado anterior, provocan que la metodología seguida para estudiar el dinamismo del RCMV sea diferente atendiendo a la duración de la cobertura considerada. En primer lugar se presenta la metodología utilizada para duraciones de la cobertura diarias. A continuación se hace lo mismo para duraciones semanales. Esto nos permitirá analizar como afecta al RCMV considerar diferentes HTI.

### IV.1.- Duración de la cobertura diaria: Modelo TCE-GARCH Bivariante.

Tal y como se ha señalado con anterioridad las series de frecuencia diaria de contado y futuro están cointegradas y presentan problemas de heterocedasticidad, lo que es un claro indicio que los momentos de segundo orden no son constantes en el tiempo. Este aspecto nos ha motivado a utilizar modelos Bivariantes de corrección de error donde las perturbaciones siguen un modelo de la familia GARCH. Las ecuaciones (IV.3) y (IV.4) recogen la media condicional de contado y futuro, donde se han considerado como variables explicativas los valores desfasados de cada una de ellas así como las desviaciones del equilibrio de largo plazo en  $t-1$  ( $TCE_{t-1}$ ). Los residuos de estas ecuaciones se ha supuesto que siguen una distribución t-Student (expresión (IV.5)) con "v" grados de libertad que se considera como un parámetro más a estimar (Bollerslev, 1987). Respecto a la modelización de la matriz de varianzas covarianzas se ha utilizado el modelo BEKK (Baba et.al. 1990) recogido en la expresión (IV.6). Se ha considerado la respuesta asimétrica de la volatilidad frente a innovaciones de diferente signo (buenas o malas noticias) (Black, 1976; Christie 1982), incorporando a la expresión de la matriz de varianzas-covarianzas el vector  $\varepsilon_{t-1}$ , que toma la expresión (Gagnon y Lypny, 1995):  $\varepsilon_{t-1} = \min(0, e_{t-1})$ .

$$R_{s,t} = a_0 + a_1 R_{s,t-1} + a_2 R_{f,t-1} + a_3 (TCE_{t-1}) + e_{s,t} \quad (\text{IV.3.})$$

$$R_{f,t} = b_0 + b_1 R_{f,t-1} + b_2 R_{s,t-1} + b_3 (TCE_{t-1}) + e_{f,t} \quad (\text{IV.4.})$$

$$e_t = (e_{s,t}, e_{f,t})' \quad ; \quad e_t / \Omega_{t-1} \approx t(0, H_t, \nu) \quad (\text{IV.5.})$$

$$H_t = C + A'e_{t-1}e'_{t-1}A + B'H_{t-1}B + D'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}D \quad (\text{IV.6.})$$

Donde: C, A, B y D son matrices 2x2, que recogen, respectivamente, los términos constantes (C), parámetros de los residuos al cuadrado retardados un período (A), parámetros de la varianza condicional retardadas un periodo (B) y parámetros que recogen la respuesta asimétrica de la volatilidad (D).

La estimación se realiza por el método de máxima verosimilitud utilizándose el algoritmo de optimización BHHH (Berndt et.al.,1974). Las estimaciones de los parámetros se recogen en el cuadro 4.

CUADRO 4: VALORES ESTIMADOS MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR GARCH BIVARIANTE.

PARÁMETROS			
MEDIA CONDICIONAL			
a <sub>0</sub>	0.096(0.00)	b <sub>0</sub>	0.111(0.00)
a <sub>1</sub>	-0.255(0.00)	b <sub>1</sub>	0.113(0.15)
a <sub>2</sub>	0.343(0.00)	b <sub>2</sub>	-0.096(0.25)
a <sub>3</sub>	-0.172(0.03)	b <sub>3</sub>	0.230(0.01)
VARIANZA CONDICIONAL			
c <sub>11</sub>	0.052(0.12)	b <sub>11</sub>	1.331(0.00)
c <sub>12</sub>	0.050(0.20)	b <sub>12</sub>	0.546(0.00)
c <sub>21</sub>	0.050(0.20)	b <sub>21</sub>	-0.364(0.00)
c <sub>22</sub>	0.055(0.24)	b <sub>22</sub>	0.503(0.00)
a <sub>11</sub>	-0.340(0.01)	d <sub>11</sub>	-0.375(0.04)
a <sub>12</sub>	-0.089(0.55)	d <sub>12</sub>	-0.434(0.05)
a <sub>21</sub>	0.162(0.15)	d <sub>21</sub>	0.553(0.00)
a <sub>22</sub>	-0.055(0.69)	d <sub>22</sub>	0.582(0.00)
V		8.97(0.00)	
Logl		-817.91	

En este cuadro se presentan los valores estimados de los parámetros, tanto de la ecuación de la media condicional como de la matriz de varianzas covarianzas. Los parámetros c<sub>ij</sub>, a<sub>ij</sub>, b<sub>ij</sub>, d<sub>ij</sub>, representan los componentes de las matrices 2x2 C, A, B y D ya descritas en el texto. V son los grados de libertad. Logl recoge el valor de la

función log-máximo verosimilitud.

El anterior modelo permite obtener estimaciones de la matriz de covarianzas condicionales para cada periodo dado el conjunto de información disponible del inversor, y por lo tanto, una serie temporal de RCMV. Los valores máximos, mínimos y medios, así como una representación gráfica de ésta se recogen en el gráfico (1).

Sobre la serie estimada de RCMV<sup>64</sup> se estudiará si existen evidencias de que se produce un efecto vencimiento, esto es, si su valor incrementa al disminuir el número de días que restan para esa fecha. Para llevar a cabo este análisis, y partiendo del trabajo de Corredor et.al. (1997), se propone un modelo de regresión en el que se especifica como variable dependiente el valor estimado del RCMV y como variables independientes cinco ficticias que indican el día de la semana, y por último, una variable ficticia representativa del día o días anteriores a la fecha de vencimiento del contrato de futuro (Dvto). Se ha realizado una regresión diferente atendiendo a la definición de esta variable (D1vto, D2vto, D5vto, D10y5 y D15y10). Para eliminar problemas de autocorrelación se han incluido retardos de la variable a explicar y los errores estándar de los estimadores se han obtenido siguiendo el procedimiento propuesto por Newey y West (1987). El modelo utilizado se recoge en la ecuación (IV.7):

$$h_t = \sum_{j=1}^5 \beta_j h_{t-j} + \alpha_1 DL + \alpha_2 DM + \alpha_3 DX + \alpha_4 DJ + \alpha_5 DV + \alpha_6 Dvto + e_t$$

(IV.7.)

Donde:  $h_t$  representa el valor del RCMV estimado para cada periodo.

---

<sup>64</sup> De aquí en adelante, a la serie estimada con el modelo BEKK se la denominará HBEKK.

Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 5<sup>65</sup>. Se aprecia, que las variables ficticias D10y5, D15y10 no son significativas, mientras que si lo son D1vto<sup>66</sup>, D2vto, D3vto, D4vto y D5vto. Llama la atención que los signos de los parámetros estimados de las variables significativas sean negativos, lo que vendría a mostrar que, el valor estimado del RCMV disminuye en la semana de vencimiento. La explicación a este aspecto debe buscarse en la evolución del riesgo de base en ese periodo. Los resultados obtenidos son consecuencia directa de que la variabilidad de la base crece en esta semana.

CUADRO 5. RESULTADOS ESTIMACIÓN ECUACIÓN (IV.7).

	Estimación	P-value
D1vto	-0.422	(0.06)
D2vto	-0.3846	<b>(0.01)</b>
D3vto	-0.4681	<b>(0.00)</b>
D4vto	-0.4094	<b>(0.00)</b>
D5vto	-0.4830	<b>(0.00)</b>
D10y5vto	-0.0684	(0.63)
D15y10vto	0.0133	(0.92)

Se recogen los resultados para cada uno de los valores que toma la variable ficticia Dvto multiplicados por cien. Entre paréntesis aparecen los niveles de significación críticos o p-value.

Para contrastar este último aspecto, hemos estimado el valor de la base, para cada día de negociación, como la diferencia entre el logaritmo neperiano del precio de futuros y el de contado. Sobre esta serie se han aplicado diferentes test para contrastar si presenta problemas de heterocedasticidad, obteniéndose resultados que demuestran su presencia. Esto nos ha llevado a estimar el modelo (IV.8). En éste se han incluido, tanto en la ecuación de la media como de la varianza condicional, variables ficticias representativas del día de la semana y del tiempo que falta hasta vencimiento (Dvto). Para

<sup>65</sup> Con objeto de reducir la información contenida en el cuadro solo se presentan los resultados de los valores estimados de los parámetros de las variables ficticias representativas de los días de vencimiento (D1vto, D2vto, D5vto y D10vto).

<sup>66</sup> En este caso lo sería para niveles de significación críticos del 6,6%.

recoger esta última se han utilizado las mismas que en el caso anterior (D1vto, D2vto, D3vto, D4vto, D5vto, D10y5vto y D15y10vto). De esta forma se podrá analizar como afecta el tiempo que falta hasta vencimiento, tanto al valor de la base (ecuación de la media) como a la variabilidad de ésta (ecuación de la varianza), lo que nos permitirá analizar el dinamismo y evolución de la base y su variabilidad en diferentes periodos antes del vencimiento.

$$Base_t = \sum_{j=1}^n \beta_j Base_{t-j} + \alpha_1 DL + \alpha_2 DM + \alpha_3 DX + \alpha_4 DJ + \alpha_5 DV + \alpha_6 Dvto + e_t$$

$$e_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

$$H_t = \alpha + \beta H_{t-1} + \gamma e_{t-1}^2 + \lambda Dvto$$

(IV.8.)

La estimación se realiza por el método de máxima verosimilitud utilizándose el algoritmo BHHH (Berndt et.al.,1974). En la parte superior del cuadro 6<sup>67</sup> se recogen los resultados para la ecuación de la media. Se aprecia como los valores de los parámetros que acompañan a la variable ficticia que representa el periodo más cercano al vencimiento (D1vto, D2vto, D3vto, D4vto, D5vto, D10y5vto), son prácticamente todos significativos a niveles convencionales y negativos, lo que nos permite afirmar que realmente se produce una convergencia de la base a cero al acercarnos a este momento. Este resultado no se mantiene para la variable ficticia D15y10. Debemos recordar que esta última variable es igual a la unidad si la observación de la base se encuentra en la tercera semana antes del vencimiento, periodo que, para el mercado español, está lo suficientemente alejado como para que la evolución

---

<sup>67</sup> Solo se recogen los valores de los parámetros estimados para cada regresión teniendo en cuenta cual es la definición de Dvto que se considera.

de la base no comparta este proceso hacia la convergencia y pueda producirse incluso una ampliación como se desprende del signo del parámetro asociado a ésta.

Los resultados obtenidos de la estimación de la varianza condicional, recogidos en la parte inferior del cuadro 6, muestran que todas las variables ficticias referidas a la última semana son significativas, siendo el signo del parámetro que las acompañan positivo, lo que recoge que el riesgo de base aumenta en ese periodo. Este resultado justificaría que el valor del RCMV disminuya en la semana de vencimiento, resultado obtenido anteriormente.

CUADRO 6: EFECTO VENCIMIENTO EN EL VALOR MEDIO DE LA BASE Y EN SU VARIABILIDAD.

	D1vt.	D2vt.	D3vt.	D4vt.	D5vt.	D10y5v.	D15y10.
Media	-0.165 (0.07)	-0.088 (0.07)	-0.118 (0.00)	-0.101 (0.00)	-0.100 (0.00)	-0.064 (0.01)	0.013 (0.65)
Varian.	0.134 (0.00)	0.058 (0.00)	0.039 (0.00)	0.031 (0.00)	0.023 (0.00)	-0.021 (0.00)	-0.017 (0.00)

Resultados estimación ecuación (IV.8). Solo se representan los valores estimados de los parámetros que acompañan a la variables ficticias representativas de la fecha de vencimiento. Se han diferenciado los resultados para la ecuación de la media y varianza condicional.

Entre paréntesis se presenta el nivel de significación crítico o p-value.

#### IV.2.- Duración de la cobertura semanal: Modelo TCE.

Las series de frecuencia semanal no presentan problemas de heterocedasticidad. Este resultado, nos ha llevado a estimar el valor del RCMV siguiendo la metodología tradicional<sup>68</sup> (Lindhal, 1992; Torró 1997, entre otros). En concreto, se estudia si el valor del RCMV no es el mismo atendiendo al número de semanas que restan hasta vencimiento en el momento de acometer la cobertura. Para ello se han calculado series de rendimiento semanal de contado y futuro a diferente distancia del vencimiento del contrato de futuros<sup>69</sup>. Una vez construidas éstas se ha procedido a estimar el modelo de regresión (IV.9) teniendo en cuenta el número de semanas que restan hasta vencimiento, realizando una regresión diferente para coberturas situadas a una, dos tres,.....seis semanas del vencimiento.

$$R_{s,t}^i = \beta_0^i + \beta_1^i R_{f,t}^i + \alpha^i u_{t-1}^i + e_t^i \quad (\text{IV.9})$$

Donde:  $u_{t-1}$  ( $\ln S_{t-1} - (\gamma_1 + \gamma_2 \ln F_{t-1})$ ) recoge las desviaciones respecto a la senda de equilibrio de largo plazo;  $e_t$  es la perturbación aleatoria; "i" representa el número de semanas que restan desde que se inicia la cobertura hasta la fecha de vencimiento del futuro; por ejemplo, para coberturas iniciadas una semana antes del vencimiento  $i=1$ , solo se consideraran rendimientos calculados en ese periodo, y así sucesivamente.

Los resultados obtenidos se recogen en la primera parte del cuadro 7.

<sup>68</sup> Nuestro trabajo difiere respecto a aquellos donde se utiliza la metodología tradicional, en que incorpora la existencia de relaciones de cointegración entre las series de contado y futuro, incorporando un Término de corrección de error en el modelo de regresión ( $u_{t-1}$  como recoge la ecuación (IV.9)), ya que en caso contrario se obtendrán infraestimaciones del valor del RCMV (véase, entre otros, Ghosh, 1993 y Lien, 1996).

<sup>69</sup> Concretamente se han considerado hasta seis semanas antes del vencimiento del futuro.

Se evidencia que el valor del ratio de cobertura no es significativamente diferente de la unidad para coberturas llevadas a cabo una semana antes del vencimiento, este valor tiende a disminuir hasta el valor 0.949, correspondiente a coberturas realizadas cuatro semanas antes. Sin embargo, esta tendencia se rompe para coberturas realizadas a partir de esta semana no apreciándose ningún comportamiento susceptible de modelización.

Para finalizar esta sección, y siguiendo el trabajo de Lindhal (1992), se estimará por MCO un modelo de regresión múltiple como el recogido en (IV.10)<sup>70</sup>. Éste permite representar todos los datos y considerar el tiempo que resta hasta el vencimiento en un solo modelo de regresión.

$$\begin{aligned}
 R_{s,t} = & \beta_0 + (\beta_1 R_{f,t} + \alpha_1 u_{t-1}) D_{1,t} + (\beta_2 R_{f,t} + \alpha_2 u_{t-1}) D_{2,t} + \\
 & + (\beta_3 R_{f,t} + \alpha_3 u_{t-1}) D_{3,t} + (\beta_4 R_{f,t} + \alpha_4 u_{t-1}) D_{4,t} + \\
 & + (\beta_5 R_{f,t} + \alpha_5 u_{t-1}) D_{5,t} + (\beta_6 R_{f,t} + \alpha_6 u_{t-1}) D_{6,t} + e_t
 \end{aligned}
 \tag{IV.10}$$

Donde:  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_6$ , Son los parámetros estimados que determinan el valor del RCMV cuando la cobertura se realiza a una, dos, tres, ..., seis semanas antes del vencimiento, respectivamente.  $D_{1,t}, D_{2,t}, \dots, D_{6,t}$  Variables Dummy que toman valores igual a uno para coberturas realizadas a una, dos, ..., seis semanas del vencimiento y cero en el resto de casos.

---

<sup>70</sup> Destacar que este modelo de regresión difiere nuevamente del utilizado por Lindhal (1992) en que incorpora TCE.

CUADRO 7. VALORES ESTIMADOS DEL RCMV  
DIFERENCIANDO SEMANAS HASTA VENCIMIENTO.

SEMANTAS HASTA VENCIMIENTO						
REGRESIÓN DIFERENTES CONSIDERANDO SEMANTAS HASTA VTO.						
	1 SEM	2 SEM	3 SEM	4 SEM	5 SEM	6 SEM
$\beta$	1.005 <sup>a</sup>	0.982	0.956 <sup>b</sup>	0.949 <sup>b</sup>	0.950	0.989
(RCMV)	(0.006)	(0.008)	(0.010)	(0.013)	(0.015)	(0.012)
$\alpha$	-0.865	-0.982	-0.901	-0.838	-0.818	-0.802
	(0.133)	(0.131)	(0.118)	(0.118)	(0.119)	(0.126)
REGRESIÓN MÚLTIPLE						
$\beta$	0.991 <sup>a</sup>	0.950	0.880 <sup>b</sup>	0.887 <sup>b</sup>	0.933	0.887
(RCMV)	(0.016)	(0.021)	(0.017)	(0.028)	(0.030)	(0.025)
$\alpha$	-0.714	-0.771	-0.647	-0.388	-0.426	-0.510
	(0.112)	(0.122)	(0.096)	(0.136)	(0.119)	(0.116)

Entre paréntesis se recogen los errores estándar.

a. Valores no significativamente diferentes a la unidad.

b. Se ha contrastado, mediante el contraste de Wald, que el valor estimado del RCMV para tres y cuatro semanas antes de vto son iguales. Los resultados del test permiten aceptar la hipótesis nula de igualdad.

En la segunda parte del cuadro 7 se recogen los resultados obtenidos al estimar (IV.10). Las conclusiones que se pueden extraer del análisis de éstos no varía de los obtenidos con la estimación anterior: tendencia a un aumento en el valor estimado del RCMV al aproximarnos a la semana de vencimiento. Nuevamente, esta tendencia solo es apreciable si se consideran coberturas realizadas con los contratos más cercanos a esa fecha.

Los modelos de regresión (IV.9) y (IV.10) han sido estimados, adicionalmente, utilizando como proxi del TCE obtenido de la ecuación de equilibrio a largo plazo entre contado y futuro, el valor de la base (definida como la diferencia entre el logaritmo de contado y de futuros) (Véase Viswanath, 1993). Las conclusiones que se derivan de esta forma no difieren significativamente de los obtenidos utilizando el TCE. Estos resultados se presentan en el cuadro 8.

**CUADRO 8: VALORES ESTIMADOS DEL RCMV  
DIFERENCIANDO SEMANAS HASTA VENCIMIENTO  
UTILIZANDO EL VALOR DE LA BASE DESFASADA COMO  
PROXI DEL TCE.**

<b>SEMANAS HASTA VENCIMIENTO</b>						
<b>REGRESIÓN DIFERENTES CONSIDERANDO SEMANAS HASTA VTO.</b>						
	1 SEM	2 SEM	3 SEM	4 SEM	5 SEM	6 SEM
$\beta$	1.005 <sup>a</sup>	0.982	0.956 <sup>b</sup>	0.949 <sup>b</sup>	0.951	0.988
(RCMV)	(0.007)	(0.008)	(0.010)	(0.014)	(0.015)	(0.012)
$\alpha$	-0.862	-0.983	-0.869	-0.822	-0.787	-0.755
	(0.133)	(0.130)	(0.121)	(0.119)	(0.120)	(0.123)
<b>REGRESIÓN MÚLTIPLE</b>						
$\beta$	0.993 <sup>a</sup>	0.950	0.878 <sup>b</sup>	0.886 <sup>b</sup>	0.935	0.885
(RCMV)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.028)	(0.030)	(0.026)
$\alpha$	-1.02	-0.799	-0.600	-0.426	-0.447	-0.438
	(0.122)	(0.099)	(0.088)	(0.117)	(0.099)	(0.078)

Entre paréntesis se recogen los errores estándar.

a. Valores no significativamente diferentes a la unidad.

b. Se ha contrastado, mediante el contraste de Wald, que el valor estimado del RCMV para tres y cuatro semanas antes de vto son iguales. Los resultados del test permiten aceptar la hipótesis nula de igualdad.

Toda posible explicación a esta evidencia debe pasar por analizar cual es la estructura de vencimientos de mercado de futuros analizado<sup>71</sup>. A nuestro entender, este resultado puede deberse a que los agentes utilizan de forma mayoritaria los contratos de futuro más cercanos a vencimiento, realizando en esa fecha un "rolling over" con el siguiente contrato más cercano, siendo la razón principal de este comportamiento la poca liquidez existente para los contratos negociados que no son los de vencimiento más próximo.

<sup>71</sup> Existen vencimientos los terceros viernes de todos los meses del año.

## V.- Conclusiones.

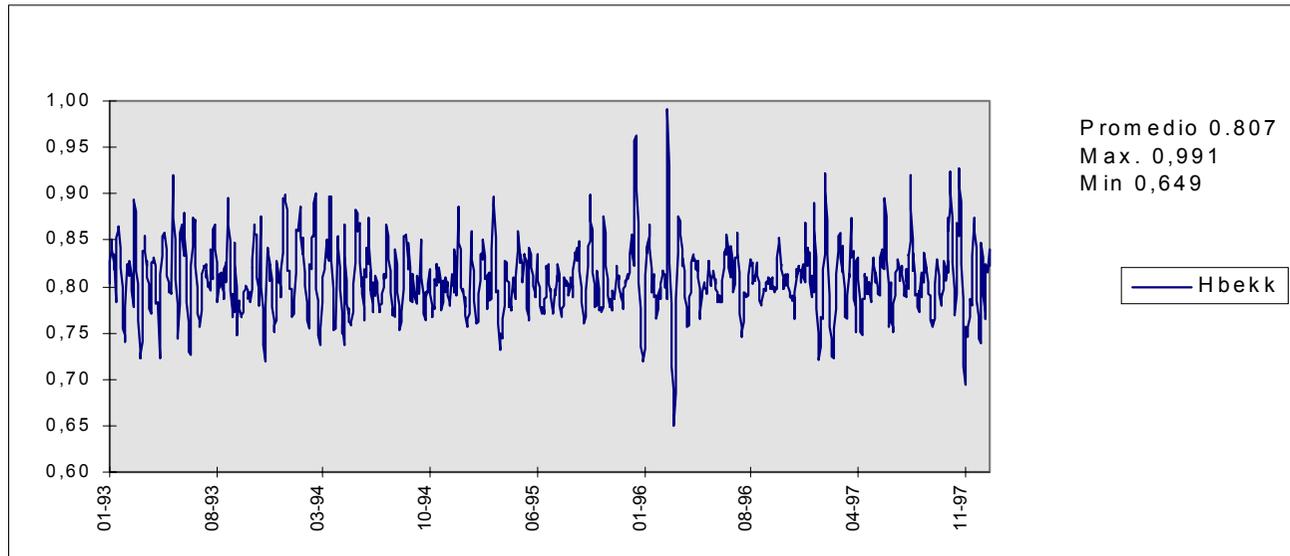
En este trabajo se estudia como afecta al RCMV el tiempo que resta hasta la fecha de vencimiento del contrato de futuros, utilizando para ello duraciones de la cobertura diaria y semanal. Los resultados obtenidos para duraciones diarias evidencian que el RCMV en la semana de vencimiento disminuye. La explicación a este hecho debe buscarse en la evolución del riesgo de base en esas mismas fechas. Sobre este aspecto, el estudio de la evolución, tanto del valor de la base como del riesgo de ésta, muestran que si bien la primera disminuye al acercarnos a la fecha de vencimiento, produciéndose una convergencia de ambos precios, el riesgo de base incrementa esta última semana. Este aspecto puede deberse a la proximidad de vencimiento. En esta fecha las oportunidades para poder deshacer posiciones se reduce, lo que puede provocar reacciones diferentes de coberturistas, arbitrajistas y especuladores frente a la llegada de noticias al mercado, derivado del efecto extinción del contrato de futuros, que en última instancia justifica el aumento del riesgo de base en los cinco días anteriores a dicha fecha.

Por otra parte, los resultados obtenidos para duraciones semanales, permiten concluir que el RCMV aumenta al acercarnos a la fecha de vencimiento. Sin embargo, este comportamiento solo se produce si se consideran hasta cuatro semanas antes del vencimiento. Este resultado se debe a que los inversores utilizan en mayor medida los contratos de futuro más cercanos a vencimiento tal y como se desprende de los bajos volúmenes de negociación de los contratos de vencimiento más lejanos.

Finalmente, destacar que los resultados obtenidos para duraciones diarias y semanales parecen indicar el cumplimiento de los modelos teóricos, a pesar del resultado que se obtiene para la semana de vencimiento con duraciones diarias. Sin duda, la utilización de series

temporales de mayor frecuencia permite modelar o considerar aspectos que con series de mayor frecuencia no es posible. El impacto de la llegada de noticias al mercado se desvanece al incrementar la duración de la cobertura, aspectos que se mantienen para duraciones diarias. La utilización de periodos de cobertura más largos posibilita que el inversor disponga de más tiempo para reaccionar frente a la llegada de noticias al mercado, que de otra forma se traducirán en incrementos del riesgo de base. En definitiva, al incrementar la duración de la cobertura será la relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de contado y futuro la que determina en mayor medida el valor del ratio de cobertura, desapareciendo lo que tradicionalmente se viene llamando ruido, y que si es posible recoger a más corto plazo (Geppert, 1995).

Gráfico 1: Representación RCMV estimados modelo BEKK:  
Valores Max., Min y Promedio.





## ANEXO I: Modelo de descomposición.

Geppert (1995), bajo el supuesto de que el logaritmo de los precios al contado y de futuro están cointegrados, y siguiendo los trabajos de Stock y Watson (1988) y Hylleberg y Mizon (1989), expresa ambas series como la suma de un componente permanente y un componente transitorio, de acuerdo al sistema de ecuaciones (I.1-I.4)<sup>72</sup>,

$$S_t = a_1 P_t + a_2 \pi_t \quad (\text{I.1})$$

$$F_t = b_1 P_t + b_2 \pi_t \quad (\text{I.2})$$

$$P_t = P_{t-1} + u_t \quad (\text{I.3})$$

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + v_t \quad (\text{I.4})$$

Donde:  $P_t$  y  $\pi_t$ , son, respectivamente, los factores permanentes y transitorios que determinan los precios al contado ( $S_t$ ) y de futuros ( $F_t$ ).  $P_t$  es un paseo aleatorio puro, de forma que sus innovaciones nunca desaparecen.  $a_1$  y  $b_1$  recogen la respuesta de los precios al contado y futuro frente a cambios en el componente permanente. De forma similar  $a_2$  y  $b_2$  miden la respuesta de los precios al contado y futuro frente al componente transitorio. Finalmente,  $v_t$  y  $u_t$ , son perturbaciones aleatorias, mientras que,  $P_{t-1}$  y  $\pi_{t-1}$  son, respectivamente, el componente permanente y transitorio desfasados un periodo. De acuerdo con la ecuación (I.4) el componente transitorio viene modelizado por un proceso AR(1) donde el efecto de las innovaciones disminuye a una tasa  $\alpha$ ,  $0 \leq |\alpha| \leq 1$ .

---

<sup>72</sup> Un aspecto que creemos debe ser considerado cuando se utiliza este modelo de descomposición es que se parte de la hipótesis de que los factores transitorios son comunes en ambos mercados, dándose por supuesto que la dinámica a corto plazo del futuro y del contado es la misma, y por lo tanto que el elemento estacionario de la descomposición es compartido entre ambos procesos. Destacar que, aunque esto no afecta a las propiedades de la optimalidad de las coberturas a más largo plazo, ya que como se demuestra con posterioridad, éstas solo están determinadas por el elemento permanente, la expresión del valor del RCMV a corto plazo se obtiene considerando esta hipótesis.

El valor del factor permanente ( $P_t$ ) se podrá representar en el momento "t", sustituyendo de forma recursiva, como:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} u_{t-i} \quad (\text{I.5})$$

Operando de la misma forma para el factor transitorio ( $\eta_t$ ), que se representaba, de acuerdo con la ecuación (I.4), como un AR(1), se llega a la ecuación (I.6):

$$\eta_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i v_{t-i} \quad (\text{I.6})$$

Si se sustituyen las ecuaciones (I.5) y (I.6), en (I.1) y (I.2), y se toman diferencias de orden k ( $\Delta_k P = P_t - P_{t-k}$  para  $P = S$  o  $F$ ), se obtendrá (I.7) y (I.8):

$$(\Delta_k S) = a_1 \sum_{i=0}^{k-1} u_{t-i} + a_2 \left( \sum_{i=0}^{k-1} \alpha^i v_{t-i} - (1 - \alpha^k) \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i v_{t-k-i} \right) \quad (\text{I.7})$$

$$(\Delta_k F) = b_1 \sum_{i=0}^{k-1} u_{t-i} + b_2 \left( \sum_{i=0}^{k-1} \alpha^i v_{t-i} - (1 - \alpha^k) \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i v_{t-k-i} \right) \quad (\text{I.8})$$

La expresión del RCMV para un HTI igual a k, se recoge en la expresión (I.9):

$$RCMV = \frac{Cov(\Delta_k S, \Delta_k F)}{Var(\Delta_k F)} \quad (\text{I.9})$$

Para determinarlo, es necesario estimar  $Var(\Delta_k F)$  y  $Cov(\Delta_k S, \Delta_k F)$ . Estos momentos se recogen en las ecuaciones (I.10) y (I.11), respectivamente:

$$E\{(F_t - F_{t-k})(F_t - F_{t-k})\} = b_1^2 k \sigma_u^2 + 2b_2^2 \left( \frac{(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha^2)} \right) \sigma_v^2 \quad (\text{I.10})$$

$$E\{(S_t - S_{t-k})(F_t - F_{t-k})\} = a_1 b_1 k \sigma_u^2 + 2a_2 b_2 \left( \frac{(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha^2)} \right) \sigma_v^2 \quad (\text{I.11})$$

Sustituyendo (I.10) y (I.11) en (I.9), se obtiene la expresión del RCMV en función del HTI considerado ( $k$ ), recogida en (I.12):

$$RCMV^*(k) = \frac{a_1 b_1 k \sigma_u^2 + 2a_2 b_2 \left( \frac{(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha^2)} \right) \sigma_v^2}{b_1^2 k \sigma_u^2 + 2b_2^2 \left( \frac{(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha^2)} \right) \sigma_v^2} \quad (\text{I.12})$$

Se aprecia en las expresiones (I.12), que la razón de cobertura depende, además del valor de  $k$  (HTI), de diversos factores como son: la varianza del componente permanente y transitorio ( $\sigma_u^2$  y  $\sigma_v^2$ ), la persistencia del componente transitorio ( $\alpha$ ), y de los parámetros que recogen la respuesta de los precios al contado y de futuro a los componentes transitorios y permanentes ( $a_1$ ;  $a_2$ ;  $b_1$ ;  $b_2$ ).

Si estimamos el valor en el límite de la razón de cobertura cuando  $k$  tiende a infinito se obtienen la expresión (7), donde se aprecia, que la razón de cobertura para horizontes temporales largos, está relacionada con el vector de cointegración entre los precios al contado y de futuro. Este vector de cointegración es igual a  $(1, -a_1/b_1)$ .

$$\lim_{k \rightarrow \infty} RCMV^*(k) = \frac{a_1}{b_1} \quad (\text{I.12})$$

Según Geppert (1995, p: 516), este efecto se produce, ya que al incrementar el horizonte temporal la varianza del componente permanente tiende hacia infinito ( $k^* \sigma_u^2 \Rightarrow \infty$ , si  $k \Rightarrow \infty$ ). Como

consecuencia, la influencia del componente transitorio disminuye al incrementar  $k$ . Incluso en el caso de que los precios al contado y de futuro tuvieran una dependencia diferente del efecto permanente, su correlación tenderá hacia la unidad cuando el componente transitorio no tenga ninguna influencia.

## Capítulo V.

# Efectividad de la cobertura: Diferentes medidas.

### I.- Introducción.

En capítulos anteriores se han utilizado diferentes modelos econométricos para estimar el RCMV. El esfuerzo de modelización y computacional que requieren algunos de ellos es grande, lo que rápidamente nos lleva a preguntarnos si en términos de efectividad tal esfuerzo merece la pena desde el punto de vista de un potencial coberturista<sup>73</sup>. Para contestar a esta pregunta, deberíamos disponer de una medida estandarizada que nos permita medir la efectividad que se alcanza con cada uno de los modelos, dados los objetivos que se buscan al iniciar la cobertura. El objetivo último de medir la efectividad de la cobertura, no es otro que expresar las ventajas de negociar con futuros, basado en comparar los resultados de una

---

<sup>73</sup> Esta misma pregunta se la hace Myers (1991) cuando compara la efectividad que alcanza con las estimaciones del RCMV que obtiene con dos modelos econométricos; en concreto MCO y GARCH.

cartera combinada de posiciones en contado y futuro frente a la de contado únicamente.

A lo largo de la abundante literatura financiera que trata sobre este tema han surgido diferentes medidas de efectividad. Básicamente destacan tres tipos de medidas. En primer lugar, y derivada de los trabajos de Johnson (1960) y Stein (1961) (JS), destaca una expresión de la medida de efectividad que solo tiene en cuenta la reducción del riesgo que proporciona la cobertura. En este caso la efectividad de la cobertura se mide por el cuadrado del coeficiente de correlación entre los cambios de precio de contado y los del futuro. Solo se consideran los efectos que la cobertura tiene sobre el riesgo sin tener en cuenta los efectos sobre el rendimiento (*Tradeoff* entre el riesgo y el rendimiento). Por otra parte, existen medidas de efectividad en las que se consideran los efectos de la cobertura en el binomio rentabilidad-riesgo. Dentro de éstos cabría diferenciar a su vez dos tipos: En primer lugar, aquellas basadas en la maximización del Índice de Sharpe (inicialmente propuesta por Howard y D'Antonio (1984)), y por otra parte, aquellas basadas en la maximización de la función de utilidad esperada del inversor (Hsin et. al. (1994)<sup>74</sup>).

Tal y como se desprende de la evidencia empírica recogida en el capítulo IV, no es adecuado utilizar modelos de estimación en los que se supone implícitamente que el RCMV es constante, de forma que lo adecuado es seguir una política de cobertura dinámica en la que se ajusten esas estimaciones a la llegada de información al mercado. El continuo ajuste de la posición mantenida en el mercado de futuros implicará incurrir en costes de transacción. Estos costes deben ser considerados a la hora de realizar una política de cobertura dinámica. En este caso, para medir la efectividad que se alcanza con la cobertura, se deberá comparar la reducción del riesgo que se

---

<sup>74</sup> Un aproximación similar es utilizada en Anderson y Danthine (1980), Gjerde (1987) y Cecchetti et.al. (1988).

consigue con ésta frente al incremento de costes derivado del continuado cambio en la posición de futuros. Se acometerá, en tal caso, un estudio de la viabilidad económica de la cobertura. Puede ocurrir, que la disminución del riesgo que se consigue no compense los costes de transacción a los que se debe hacer frente. Es evidente que este aspecto dependerá de las preferencias y de la aversión al riesgo del inversor recogidas en su función de utilidad. Por todo ello, para realizar este estudio, se seguirá la estrategia de inversión que se propone en los trabajos de Kroner y Sultan (1993), Park y Switzer (1995a), Gagnon y Lipny (1995), Navarro y Torró (1998).y Koutmos y Pericli (1998), que será analizada detalladamente en la tercera sección de este capítulo.

El objetivo que se persigue en este capítulo es doble: En primer lugar, destacar las principales medidas de efectividad propuestas, analizando, y en su caso criticando, las hipótesis sobre las que se sustentan. En segundo lugar, comparar la efectividad de los diferentes modelos utilizados para estimar el RCMV, considerando, en los casos donde se ajuste la cartera, los costes de transacción.

En la Sección II, de marcado carácter teórico, se realiza una revisión de las medidas de efectividad más utilizadas en la literatura financiera sobre cobertura con contratos de futuros. En la sección III y IV, se analiza la efectividad de la cobertura para coberturas de duración diaria y semanal, respectivamente. En la última sección se recogen las conclusiones.

## II.- Medidas de Efectividad: Un análisis teórico.

En este apartado se analizan diferentes medidas de efectividad. Se presentan sus principales características, haciendo especial hincapié en señalar los objetivos que, según cada una de ellas, se buscan con la

realización de una estrategia de cobertura con contratos de futuro. También se destacan los principales problemas o inconvenientes que su aplicación empírica puede tener.

## II.1.- Minimización del riesgo.

Johnson (1960) y Stein (1961) definen la efectividad de una cobertura en términos de la reducción de varianza en la posición cubierta sobre la varianza de contado. Consideran que el objetivo de la cobertura es minimizar el riesgo de la cartera y representan el riesgo por la varianza de los rendimientos. La expresión de esta medida viene recogida en (V.1):

$$HE_{JS} = 1 - \frac{Var(R_P)}{Var(R_S)} \quad (V.1)$$

Donde:  $Var(R_P)$  y  $Var(R_S)$  son la varianza (tomado como medida del riesgo) de la posición cubierta y de la posición al contado, respectivamente.

Esta medida se corresponde con el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) que se obtiene al regresar las diferencias de primer orden de contado sobre las de futuro (Ederington, 1979). Este estadístico es una medida de la reducción máxima del riesgo alcanzada al realizar una cobertura<sup>75</sup>. Cuanto más se aproxima a la unidad mayor será la efectividad de la cobertura, esta situación se alcanzará si la correlación entre los precios de contado y futuro es perfecta.

---

<sup>75</sup> Esta medida de efectividad ha sido ampliamente utilizada para diferentes mercados financieros. Sirva a modo de resumen los siguientes trabajos: Jong et.al (1997), Hill y Schneeweis (1982a, b), entre otros, para futuros sobre divisas; Ederington (1979), para futuros sobre renta fija; Junkus y Lee (1985), para futuros sobre índices bursátiles.

Dos son los aspectos que deben tenerse en cuenta al utilizar esta medida para realizar comparaciones entre diferentes estrategias.

En primer lugar tal y como señala Lindhal (1989, 1990), únicamente tendrá sentido realizar comparaciones de la efectividad en situaciones en las que la posición de contado se mantiene inalterada y referida a la misma fecha. Solo será correcto utilizarla en el caso que se compare la efectividad que se obtiene al cubrir una posición de contado utilizando: a) diferentes contratos de futuro; b) diferentes valores del ratio de cobertura; c) contratos de futuro de diferente vencimiento; d) un único contrato frente a una cesta de ellos.

Es importante señalar que ésta es una medida que expresa la efectividad en términos relativos y no absolutos, por lo que sin conocer el nivel inicial del riesgo de contado no proporciona información sobre la parte de riesgo dejada sin explicar. Por tanto, cuando se comparan diferentes posiciones de contado (por tanto diferentes niveles iniciales de riesgo), la cobertura que presenta un valor más elevado de esta medida no es necesariamente la de menor riesgo de base.

Otro problema que presenta esta medida se deriva del supuesto que implícitamente se asume al considerar que la función de distribución de los precios de contado y futuro son constantes. Si esta premisa fuese cierta debería producirse un incremento del valor de  $R^2$  al aumentar el tamaño muestral en el que se estudia una determinada política de cobertura<sup>76</sup>. Sin embargo, esta hipótesis es difícilmente sostenible para cualquier serie temporal de carácter financiero. Este supuesto da lugar a la realización de coberturas de carácter estático y por tanto a una medida de efectividad en la que no se considera que

---

<sup>76</sup> A este respecto destacan los trabajos de Malliaris y Urrutia (1991b) y Benet (1992). Los resultados que obtienen demuestran que no existe una relación directa entre la efectividad de la cobertura y tamaño de la muestra, aspecto que indica la inestabilidad de la distribución de los precios.

el riesgo de la posición de contado y la cartera cubierta son variables.

Para incorporar este aspecto Overdahl y Starleaf (1986) y con posterioridad McCabe y Solbreg (1989) proponen una medida de efectividad basada en distribuciones de probabilidad condicionadas. En ambos trabajos coinciden en destacar que el aspecto que debe tenerse en cuenta en la anterior medida no es el riesgo de la posición cubierta respecto al de contado, sino más bien el riesgo de las variaciones inesperadas en ambos casos. Para determinar este último aspecto será necesario especificar en primer lugar el valor esperado del resultado de la posición de contado y cubierta condicionado al conjunto de información disponible en el momento de acometer la cobertura.

## II.2.- Maximización Índice de Sharpe.

La anterior medida de efectividad se centra en medir la reducción del riesgo que supone acometer una cobertura sin considerar los posibles efectos que ésta pueda producir en el rendimiento. Este aspecto se considera en aquellas medidas basadas en el índice de Sharpe. Los trabajos de Howard y D'Antonio (HD) (1984, 1987) y Chang y Shanker (CS)(1987) son los primeros que utilizan este índice para medir la efectividad<sup>77</sup>. Suponen que el inversor tiene la posibilidad de invertir en futuros, activos arriesgados y en activos libres de riesgo.

Howard y D'Antonio (1984) proponen un modelo donde el objetivo del inversor es determinar el ratio de cobertura que maximice  $\theta_H$ , el

---

<sup>77</sup> Tal y como recogen estos autores en su trabajo (p. 101) el principal objetivo que perseguían era obtener una medida de efectividad donde se incluyese conjuntamente el rendimiento y el riesgo. Sin embargo, y derivado de este objetivo obtienen una expresión para el ratio de cobertura.

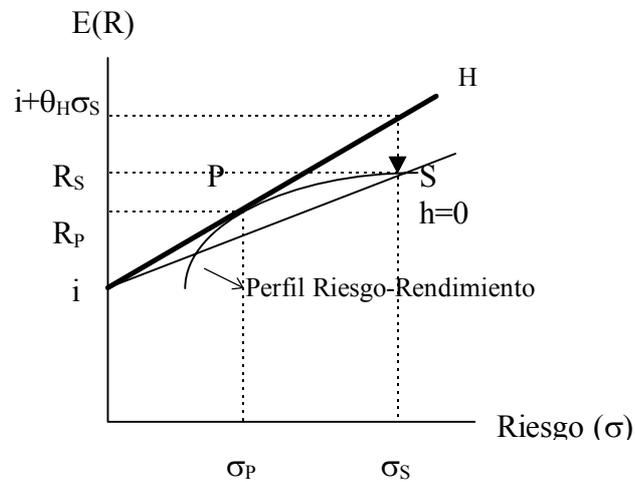
exceso de rendimiento esperado por unidad de riesgo de la cartera cubierta (expresión (V.2):

$$\theta_H = \frac{(R_p - i)}{\sigma_p} \quad (\text{V.2.})$$

Donde:  $R_p$  es el rendimiento esperado de la cartera cubierta;  $i$ , el rendimiento del activo libre de riesgo;  $\sigma_p$ , la desviación típica de  $R_p$ .

Este modelo se representa en el gráfico 1, donde: el punto S recoge la cartera de contado y  $R_S$  su rendimiento. La curva es un posible perfil del riesgo-rendimiento del inversor que se obtendría al incrementar el ratio de cobertura desde el valor cero. En P se recoge el punto de tangencia donde se alcanza el máximo valor de  $\theta_H$  (el exceso de rendimiento por unidad de riesgo es máximo). Los inversores mantendrán una posición de futuros que les permita alcanzar P y combinarán esta cartera con el activo libre de riesgo. La medida de efectividad propuesta por estos autores se define como: el ratio entre el exceso de rentabilidad respecto a la rentabilidad del activo libre de riesgo por unidad de riesgo de la cartera cubierta ( $\theta_H$ ) respecto a la no cubierta ( $\theta_S = (R_S - i) / \sigma_S$ ) (expresión (V.3)).

$$HE_{HD1} = \frac{\theta_H}{\theta_S} \quad (\text{V.3.})$$

**Gráfico 1: Representación modelo HD**

La anterior medida de efectividad presenta problemas. Concretamente, Chang y Shanker (1986)<sup>78</sup> demuestran que ésta es inconsistente cuando el exceso de rendimiento de la cartera de contado es negativo ( $(R_S - i) < 0$ ). Para solucionar este problema proponen una nueva medida (V.4).

$$HE_{CS} = \frac{(\theta_H - \theta_S)}{|\theta_S|} \quad (V.4)$$

En un trabajo posterior Howard y D'Antonio (1987) reconocen y aceptan los errores de su primera medida, pero también señalan que

<sup>78</sup> Un aspecto que también critican estos autores son las condiciones de segundo orden que deben cumplirse para que la expresión del ratio de cobertura que Howard y D'Antonio (1984) proponen sea un máximo (ver p. 294). Sobre este aspecto véase los trabajos de Kuo y Chen (1995) y Satyanarayan (1998).

la medida propuesta por Chang y Shanker (1986) presenta problemas. En concreto, destacan que cuando la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de contado y del activo libre de riesgo está cercana a cero, el valor de la medida será muy elevado. Para solucionar este problema Howard y D'Antonio (1987), proponen una nueva medida que se recogen en la expresión (V.5).

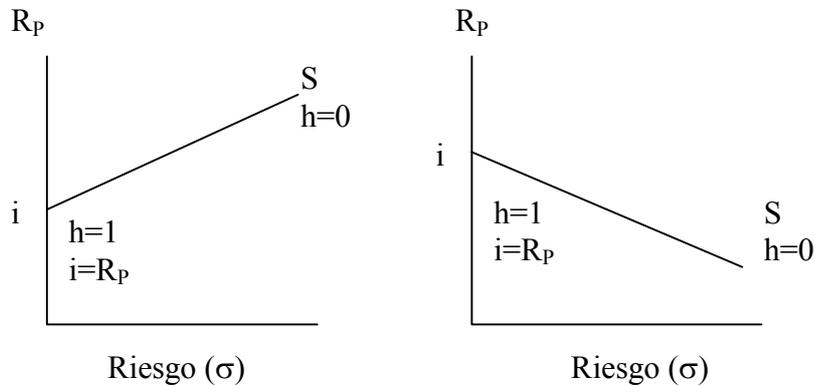
$$HE_{HD2} = \frac{i + \theta_H \sigma_S - R_S}{\sigma_S} \quad (V.5)$$

Esta medida se calcula restando el rendimiento de la cartera spot ( $R_S$ ) al rendimiento de la cartera cubierta con un nivel de riesgo igual al de la cartera de contado ( $i + \theta_H \sigma_S$ ), y dividiendo el valor obtenido de esta diferencia por  $\sigma_S$ . Recoge el exceso de rendimiento de la cartera cubierta, compuesta por la posición cubierta (contado más futuro) más el activo libre de riesgo, sobre la cartera sin cubrir por unidad de riesgo.

### II.3.- Medida propuesta por Lindhal.

Lindhal (1991) critica las medidas que se basan en el Índice de Sharpe. El principal problema de éstas, según este autor, es que comparan los resultados (rendimiento y riesgo) de la posición cubierta respecto a la no cubierta. Propone utilizar como medida de efectividad las diferencias de resultados obtenidos con la cobertura, respecto a valores esperados. Si los precios de contado y futuro están en equilibrio (lo que se traducirá en un riesgo de base nulo) y se realiza una cobertura completa (ratio de cobertura igual a la unidad) el rendimiento de la posición cubierta coincidirá con el del activo libre de riesgo. Esta situación se recoge en el gráfico 2A, bajo el supuesto que el rendimiento de la posición de contado es superior a la del activo libre de riesgo ( $R_S > i$ ), y en el gráfico 2B si se da el caso contrario ( $R_S < i$ ).

**Gráfico 2A: Equilibrio mercados ( $R_S > i$ )**      **Gráfico 2B: Equilibrio mercados ( $R_S < i$ )**



Bajo estas condiciones, lo adecuado será comparar el riesgo y rendimiento de la posición cubierta contra el activo libre de riesgo. Por ello, Lindahl propone una medida conjunta de las diferencias entre el rendimiento y el riesgo de la cartera cubierta y el activo libre de riesgo, tal y como se recoge en la expresión (V.6):

$$M_r = \text{Media}(R_{p,t} - i) \quad \text{y} \quad (V.6)$$

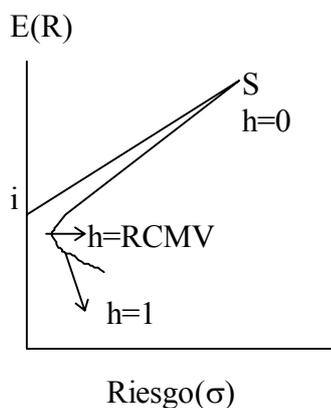
$$\sigma_r = \sigma(R_{p,t} - i)$$

Cuanto más próximo a cero esté  $M_r$  y más pequeño sea  $\sigma_r$  mayor será la efectividad alcanzada con la cobertura.

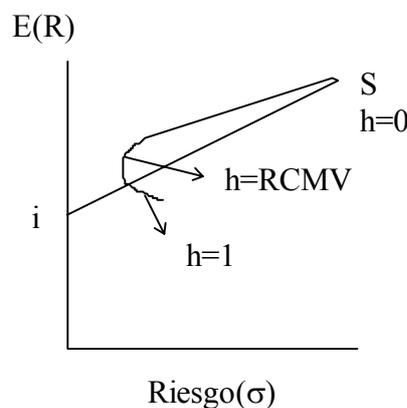
No obstante, la situación de equilibrio rara vez se mantiene, lo que provocará que exista un riesgo de base. En este caso, no coincidirá la rentabilidad de la cartera cubierta con la del activo sin riesgo. La existencia del riesgo de base, provoca que no se pueda eliminar el

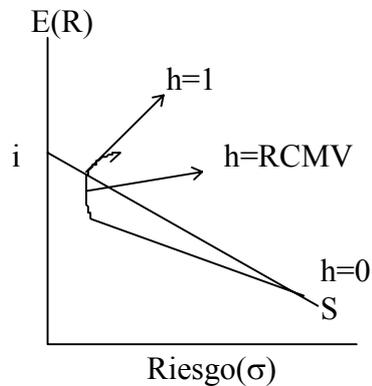
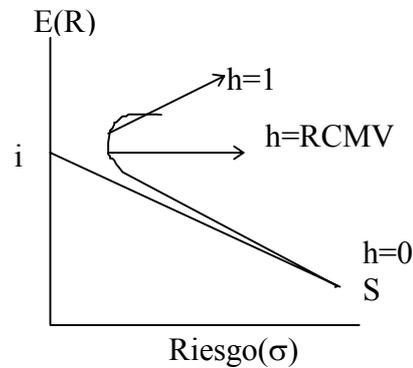
riesgo completamente y que el rendimiento esperado, dado un nivel de riesgo, sea menor o mayor al que se obtendría respecto a la situación de equilibrio, dependiendo de si el desequilibrio del precio de futuros perjudica (graf. 3A y 4A) o favorece (graf. 3B y 4B) al coberturista. En ambos casos, realizar una cobertura completa (también llamada *naive o ingenua*) supondrá una combinación riesgo-rendimiento que empeorará la utilidad del inversor respecto a la que se obtendría si se utilizase el ratio de cobertura que minimiza la varianza si  $R_S > i$ ; mientras que se dará la situación contraria cuando  $R_S < i$ . Estas diferencias vendrán representadas por las diferencias entre la línea de mercado ( $S, i$ ) y la curva ( $S, h$ ).

**Gráfico 3A: Valoración futuros perjudica inversor y ( $R_S > i$ )**



**Gráfico 3B: Valoración futuros favorece inversor y ( $R_S > i$ )**



**Gráfico 4A: Valoración futuros perjudica inversor y ( $R_S < i$ )****Gráfico 4B Valoración futuros beneficia inversor y ( $R_S < i$ )**

#### II.4.- Maximización función de utilidad.

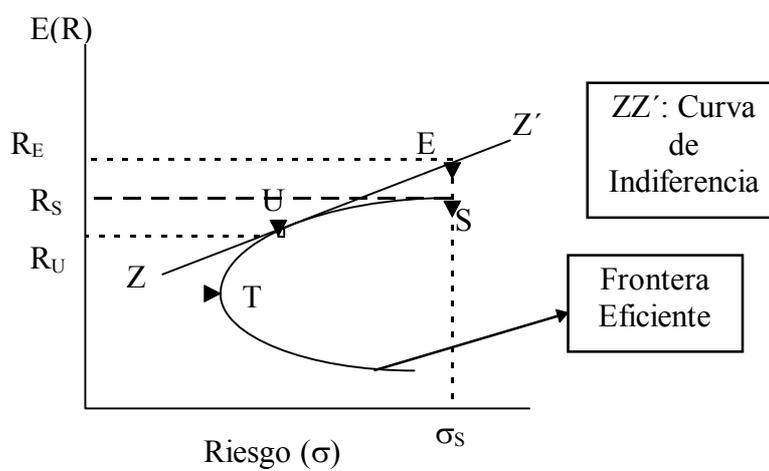
Los primeros trabajos en los que se propone una medida de efectividad basada en la maximización de la función de utilidad esperada son los de Anderson y Danthine (1980), Gjerde (1987), y Cecchetti et.al. (1988). En estos trabajos se supone que el ratio de cobertura se determina a partir de la maximización de la función de utilidad esperada. El grado de aversión al riesgo determinará diferentes valores del ratio de cobertura. Para medir la efectividad de la cobertura utilizan el concepto de *posición equivalente de certeza*, de forma que la efectividad de la cobertura la miden como el cociente entre el rendimiento de la posición equivalente y la de contado (Gjerde (1987)), tal y como se recogen en la siguiente expresión:

$$HE_{GJ} = \frac{E(R_E)}{E(R_S)} \quad (V.7.)$$

Donde:  $E(R_E)$  y  $E(R_S)$  son el rendimiento esperado de la posición equivalente y contado, respectivamente.

El gráfico (5) (Gjerde,1878) puede ser utilizado para ilustrar el concepto de posición equivalente y la medida de efectividad anterior.

**Gráfico 5: Representación posición equivalente.**



Donde: S, representa la posición al contado; T, posición de mínima varianza; U, punto de tangencia entre la curva de indiferencia y la frontera eficiente (posición óptima del coberturista); E, posición equivalente de certeza (se cumple que el nivel de utilidad de esta posición y la óptima (punto U) son el mismo pero el riesgo asociada a la primera es igual a  $\sigma_s$ ).

Esta medida presenta problemas cuando la rentabilidad de la posición de contado es negativa, ya que en este caso la efectividad

será cada vez menor aunque la rentabilidad de la posición equivalente crezca. Para solucionar este aspecto Hsin et.al. (1994), proponen como medida de efectividad la diferencia<sup>79</sup>, y no el cociente como propone Gjerde, entre el rendimiento esperado ( $E(R_E)$ ) de la posición equivalente y la de contado ( $E(R_S)$ ), tal como se recoge en la expresión (V.8).

$$HE_{HKL} = E(R_E) - E(R_S) \quad (V.8.)$$

Para llegar a esta expresión, Hsin et. al. (1994) consideran que bajo ciertos supuestos (los rendimientos se distribuyen normalmente) la función de utilidad del coberturista puede aproximarse a un función lineal que dependa positivamente del rendimiento y negativamente del riesgo (medido por la varianza) y del parámetro de aversión al riesgo ( $\lambda$ ). En este caso el objetivo que se persigue con la cobertura será determinar cual es la posición a tomar en el mercado de futuros ( $x_f$ ) que maximiza la expresión (V.19):

$$\underset{x_f}{Max} U(E(R_P), \sigma; \lambda) = E(R_P) - 0.5\lambda\sigma_P^2 \quad (V.9.)$$

Donde:  $E(R_P)$  y  $\sigma_P$ , representa el rendimiento y el riesgo de la cartera cubierta

Proponen como medida de efectividad la diferencia entre el nivel de utilidad alcanzado al cubrirse respecto a la posición no cubierta (expresión (V.10)):

$$HE_{HKL} = U(E(R_P), \sigma_P; \lambda) - U(E(R_S), \sigma_S; \lambda) \quad (V.10.)$$

---

<sup>79</sup> En el anexo se recoge el procedimiento seguido hasta llegar a esta expresión.

Considerando que por posición equivalente se entiende aquella que reporta el mismo nivel de utilidad que la posición cubierta para un riesgo igual al de la posición de contado ( $\sigma_E = \sigma_S$ ), tenemos que:

$$U(E(R_E, \sigma_E; \lambda)) = U(E(R_P, \sigma_P; \lambda)) \quad \text{Tal que } \sigma_E = \sigma_S \quad (\text{V.11.})$$

Teniendo en cuenta la definición de función de utilidad y despejando, se puede obtener la expresión de rendimiento esperado de la posición cubierta (V.12):

$$E(R_E) = E(R_P) - 0.5\lambda(\sigma_P^2 - \sigma_S^2) \quad (\text{V.12.})$$

Sustituyendo en (V.10) se tiene:

$$\begin{aligned} HE_{HKL} &= U(E(R_P, \sigma_P; \lambda)) - U(E(R_S, \sigma_S; \lambda)) \\ &= E(R_P) - 0.5\lambda\sigma_P^2 - E(R_S) - 0.5\lambda\sigma_S^2 \\ &= E(R_E) + 0.5\lambda(\sigma_P^2 - \sigma_S^2) - E(R_S) - 0.5\lambda(\sigma_P^2 - \sigma_S^2) \\ &= E(R_E) - E(R_S) \end{aligned} \quad (\text{V.13.})$$

La expresión de la medida de efectividad se corresponde a la diferencia entre la rentabilidad de la posición equivalente y la de contado, tal y como se recogía en (V.8).

### III. Efectividad cobertura duración diaria.

De acuerdo con los resultados obtenidos y comentados en el capítulo III es evidente que las modelizaciones en las que se han considerado momentos condicionales tienen mejores propiedades desde el punto de vista estadístico. No obstante, desde el punto de vista del coberturista lo importante es cual proporciona una mayor efectividad.

Tal y como se ha recogido en el apartado anterior, existen varias expresiones propuestas para medir la efectividad de la cobertura con contratos de futuro. En este apartado, y bajo el supuesto que el inversor es totalmente averso al riesgo se propone utilizar, en primer lugar, la medida de efectividad propuesta por Johnson (1960) y Stein (1961). Esta medida, no tiene en cuenta los costes de transacción a los que el coberturista debe hacer frente en caso de seguir una política de cobertura dinámica. Sin embargo, puede darse el caso que si éstos se consideran, la disminución del riesgo que se consigue con la cobertura no compense los costes de transacción a los que se deba hacer frente. Para considerar este hecho, se seguirá la estrategia utilizada en los trabajos de Kroner y Sultan (1993), Park y Switzer (1995a), Gagnon y Lipny (1995), Navarro y Torró (1998) y Koutmos y Pericli (1998), que se explica en el siguiente apartado.

En este apartado se diferenciará dos formas de medir la efectividad de la cobertura. En primer lugar, se realizará un análisis ex-post. En este caso se considera que el periodo destinado a estimar el RCMV y el que se destina para estudiar la efectividad de ésta coinciden.

La anterior forma de analizar la efectividad se aleja de la realidad a la que se enfrenta un coberturista, ya que se está asumiendo que el inversor conoce de antemano el ratio de cobertura óptimo. Sin

embargo, lo que realmente le interesa no es conocer lo bien que lo hubiera hecho en el pasado de haber seguido esa estrategia, si no cual debe utilizar en el futuro. Desde este punto de vista, parece más adecuado realizar un análisis ex-ante, de forma que se intente predecir los valores futuros del RCMV de acuerdo a las estimaciones obtenidas en periodos anteriores.

### III.1.- Aproximación ex-post.

Para medir la efectividad de la cobertura se deberá estimar el riesgo de la posición cubierta con cada uno de los modelos utilizados y compararlo con la cartera de contado. Para ello, se ha utilizado la expresión (V.14).

$$\text{Var}(R_{s,t}-b_{t-1}R_{f,t}) \quad (\text{V.14.})$$

Donde:  $b_{t-1}$  es el RCMV<sup>80</sup> utilizado entre "t-1" y "t" para cada uno de los modelos econométricos considerados. Cuanto más bajo sea el valor de esta expresión más efectiva será la cobertura realizada.

Los resultados de seguir esta estrategia para los modelos anteriormente señalados se recogen cuadro 1, así como los de la aproximación "Ingenua" ( $b_{t-1}=1$ ) y no realizar cobertura ( $b_{t-1}=0$ ). La mayor efectividad se consigue con la modelización E-GARCH, aunque la mejora respecto al modelo GJR-GARCH y BEKK es inapreciable. Señalar que la efectividad que se alcanza con este último modelo es inferior a la obtenida con los modelos estáticos (MCO y MCE). La efectividad de éstos, es la misma; hecho que pone de manifiesto que la diferencia entre los ratios de cobertura obtenidos con anterioridad no afectan a la efectividad de la

---

<sup>80</sup> Para el caso de la cartera no cubierta el RCMV tomará valor cero.

cobertura. También se recoge el tanto por cien de mejora en la efectividad de la cobertura del modelo  $H_{EGAR}$  respecto al resto, evidenciándose que la disminución del riesgo respecto a la posición ingenua, y sobre todo a la no cobertura, es importante, no obteniéndose una mejora apreciable respecto al resto de aproximaciones.

CUADRO 1: COMPARACIÓN EX-POST EFECTIVIDAD DIFERENTES APROXIMACIONES (4/1/93-30/12/97).

	$H_{GJRG}$	$H_{EGA}$	$H_{BEKK}$	$H_{MCE}$	$H_{MCO}$	Ingenu	No-Co
$Var(R_{s,t}-b_{t-1}R_{f,t})$	2.98	2.97	3.00	2.99	2.99	3.88	18.21
Mejora porcentual de la efectividad $H_{EGAR}$ respecto a:							
$H_{GJRG}$						0.25%	
$H_{BEKK}$						0.78%	
$H_{MCE}$						0.31%	
$H_{MCO}$						0.31%	
Ingenua						23.21%	
No-Cob						83.66%	

El riesgo se mide como la varianza del rendimiento de la cartera cubierta (expresión (V.14) del texto) y viene expresada en términos anuales.

Sin embargo, en el anterior análisis no se han considerado los costes de transacción que se producen en una cobertura de carácter dinámico derivado del ajuste del RCMV a la llegada de nueva información al mercado. Para analizar este aspecto, se ha estudiado si el continuado ajuste de la posición en el mercado de futuros, considerando los costes de transacción que este hecho conlleva, suponen una mejora en el nivel de utilidad del inversor respecto a la situación de no modificarla. Tal y como ya hemos recogido anteriormente para analizar este aspecto, hemos seguido la estrategia que se propone en los trabajos Kroner y Sultan (1993), Park y Switzer (1995a), Gagnon y Lipny (1995), Navarro y Torró (1998) y Koutmos y Pericli (1998). En estos trabajos se define, la función de utilidad esperada del agente como:  $EU(R_p) = E(R_p) - \lambda \text{var}(R_p)$ , donde  $\lambda$  es el parámetro que mide la aversión al riesgo (se ha supuesto un valor de

4 de acuerdo con los anteriores trabajos). Finalmente, y 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 esta forma, el inversor solo alterará su cartera si el incremento en su 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 transacción<sup>81</sup> 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:

$$-y - \lambda(h_{s,t} - 2 * b_t * h_{sf,t} + h_{f,t} b_t^2) > -\lambda(h_{s,t} - 2 * \tilde{b}_t * h_{sf,t} + h_{f,t} \tilde{b}_t^2) \quad (\text{V.15.})$$

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 (2). Los valores entre paréntesis indican el número de ajustes realizados. Se evidencia que los modelos dinámicos siguen proporcionando una mayor efectividad que los estáticos o no cubrirse. No obstante en este

---

<sup>81</sup> 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 que se recogemos en la página 190 dentro de las referencias legislativas.

caso, el modelo dinámico que proporciona mayor efectividad, y con el que se realiza un mayor número de ajustes es el  $H_{BEKK}$ , seguido por  $H_{GJR}$  y por el  $H_{EGAR}$ .

CUADRO 2: COMPARACIÓN EX-POST ESTUDIO VIABILIDAD  
ECONÓMICA DIFERENTES APROXIMACIONES.

(4/1/93-30/12/97).

C. T.	$H_{GJRG}$	$H_{EGAR}$	$H_{BEKK}$	$H_{MCE}$	$H_{MCO}$	Ingenu	No-Cob
0.3%	-523.67 (127)	-524 (119)	-517.41 (357)	-559.41	-600.28	-834.18	-5627.04
0.35%	-523.71 (113)	-524.64 (106)	-517.63 (332)				
0.4%	-523.87 (107)	-524.76 (99)	-517.82 (295)				

En el cuadro se 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 (V.15)). Entre paréntesis se recogen el número de ajustes de la posición de futuro realizados. C.T. recoge los costes de transacción.

Las diferencias en la ordenación jerárquica obtenida en este caso respecto a la obtenida en el cuadro 1, se debe, a nuestro entender, en primer lugar, a que estamos midiendo el riesgo de forma totalmente diferente. En el cuadro 1 se mide la volatilidad muestral de los rendimientos de la cartera cubierta para todo el periodo de estudio considerado. En el segundo caso, las volatilidades que se utilizan para determinar el nivel de utilidad obtenido en cada periodo, son condicionales, y su valor dependerá del modelo de heterocedasticidad utilizado. En segundo lugar, y siempre considerando lo anteriormente expuesto, se aprecia como los modelos con los que se realiza un mayor número de ajustes son en los que se obtiene un nivel de utilidad más elevado. Así, para un valor de costes de transacción del 0,4%, con el modelo  $H_{BEKK}$ ,  $H_{EGAR}$  y  $H_{GJRG}$  el número de ajustes es de 295, 107 y 99, mientras que el nivel de utilidad los niveles de utilidad son -517.82, -523.87 y -524.76, respectivamente.

### III. 2. Aproximación ex-ante.

Para llevar a cabo este análisis, se ha dividido la muestra objeto de estudio en dos partes. La primera de éstas, formada por las 991 primeras observaciones (entre 4-1-93 hasta 31-12-96) se destina a la estimación del modelo. Con las estimaciones obtenidas se predicen los momentos condicionales y el RCMV un periodo hacia adelante. Con posterioridad se elimina el primer dato (4-1-93) y se añade uno adicional (2-1-97) manteniendo la longitud del periodo de estimación en 991 datos (se sigue un procedimiento de ventanas móviles o "*moving windows regression*"). Esta operación se repite un total de 247 veces hasta llegar al final de la muestra (30-12-1997)<sup>82</sup>

En el cuadro 3 se recoge la efectividad estimada a partir de la expresión (V.14), donde únicamente se considera los efectos de la cobertura sobre el riesgo. Se aprecia como el modelo con el que se obtiene un menor riesgo de la posición cubierta es el H<sub>EGAR</sub>, seguido por el H<sub>MCE</sub> y con posterioridad por el H<sub>GJRGAR</sub>, y finalmente el H<sub>BEKK</sub>. La ordenación jerárquica de los diferentes modelos cambia respecto al análisis ex-post, realizado con anterioridad.

---

<sup>82</sup> El esfuerzo computacional realizado para el caso de los modelos condicionales (en especial para el BEKK) ha sido muy grande. Cabe señalar que por termino medio la obtención del óptimo ha requerido de aproximadamente unas 80 iteraciones, con 500 subiteraciones para cada una de éstas. Este proceso, como ya hemos destacado, ha sido repetido 247 veces por lo que el número de operaciones realizadas ronda los 10 millones. Estos números son mayores para el caso del modelo GJR-GARCH y para el BEKK. Recordar que en esta último modelo, el número de parámetros es mayor que en los dos anteriores modelos condicionales, por lo que el proceso ha sido más tedioso.

CUADRO 3: COMPARACIÓN EX-ANTE EFECTIVIDAD  
DIFERENTES APROXIMACIONES.

	H <sub>GJRG</sub>	H <sub>EGA</sub>	H <sub>BEKK</sub>	H <sub>MCE</sub>	Ingenua	No-Cob
Var( $R_{s,t} - b_{t-1}R_{f,t}$ )	3.08	3.04	3.09	3.06	3.44	29.47
Mejora porcentual de la efectividad H <sub>EGAR</sub> respecto a:						
H <sub>GJRG</sub>						1.24%
H <sub>BKK</sub>						1.57%
H <sub>MCE</sub>						0.45%
Ingenua						11.86%
No-Cob						89.67%

El riesgo se mide como la varianza del rendimiento de la cartera cubierta (expresión (V.14) del texto) y viene expresada en términos anuales.

Tal y como realizábamos para el análisis ex-post en el cuadro 3, también se recoge la mejora porcentual de la efectividad del modelo H<sub>EGAR</sub>, respecto al resto de modelos. Nuevamente, los resultados muestran que la mejora respecto a la posición ingenua, y sobre todo a la cobertura, son importantes. Sin embargo, y a pesar de que los valores han incrementado respecto a los obtenidos en el análisis ex-post, el tanto por cien de mejora para el resto de aproximaciones sigue siendo muy pequeño.

En el cuadro 4 se recogen los resultados de estudiar la viabilidad económica de los modelos dinámicos. El criterio seguido para decidir ajustar la cartera será el mismo que el explicado en el análisis ex-post: el inversor ajustará cada día su posición en futuros si el incremento de utilidad esperado compensa los costes de transacción en los que incurre. Si no se da esta situación se mantendrá el ratio de cobertura del último periodo donde se produjo un ajuste. Este razonamiento se sigue para los 247 días del periodo analizado (la totalidad del año 1997). Con objeto de desagregar más la información, ésta se ha dividido diferenciando los meses del año. Los resultados evidencian que los modelos condicionales no proporcionan un mayor nivel de utilidad para todos los meses del año considerado. Así con los

modelos  $H_{BEKK}$  y  $H_{GJRGA}$  se obtiene una mejora en el nivel de utilidad esperado respecto al modelo  $H_{MCE}$  en 8 meses (enero, febrero, marzo, abril, mayo, junio, septiembre, diciembre), mientras que al utilizar el modelo  $H_{EGAR}$  esta mejora solo se produce en 6 meses (enero, febrero, marzo, abril, mayo, septiembre). Destacar, que el número de ajustes en la posición de futuros, independientemente del valor que se asuma para los costes de transacción, es mayor con el modelo condicional  $H_{BEKK}$  (41, 41 y 34, para costes de transacción 0.3%, 0.35% y 0.4%, respectivamente) que con el  $H_{GJRGA}$  (32, 30 y 25) o  $H_{EGAR}$  (15, 13, 13), y evidentemente mayor que los que se producen con  $H_{MCE}$  (un cambio con independencia del valor de los costes de transacción).

Destacar las diferencias que se obtiene en el nivel de utilidad, entre los modelos condicionales y el estático, para los meses de julio-agosto y octubre-noviembre. En el primer periodo se engloba el proceso de corrección y ajustes que se producen en la bolsa española a partir del máximo alcanzado el 7 de julio, mientras que el segundo tienen lugar, como aspectos más destacados, las crisis asiáticas (Hong Kong y Japón). Este resultado, muestra claramente que las predicciones de los modelos dinámicos son sensibles a valores u observaciones extremas (Frances y Dijk, 1996), siendo este aspecto más destacado en el modelo E-GARCH.

Si no se consideran los anteriores meses, los niveles de utilidad que se alcanzan con los modelos condicionales claramente superan los obtenidos con el modelo estático considerado. Este aspecto pone de manifiesto que la realización de coberturas dinámicas en momentos del tiempo de relativa calma, mejora la utilidad del inversor. Sin embargo, de acuerdo con los resultados obtenidos, esta situación no se mantiene para periodos de alta inestabilidad. Este hecho, es a nuestro entender, un tanto contra intuitivo, ya que es en esos momentos donde parece tener más sentido la realización de coberturas dinámicas que permita ajustar la composición de la cartera frente a la cambiante información que se produce en los mercados financieros. Estos resultados creemos que se deben a que

las predicciones de la matriz de covarianzas obtenidas con el modelo estático (MCE), no son correctas y no recogen adecuadamente los aumentos de volatilidad que se producen en esos periodos.

CUADRO 4: COMPARACIÓN EX-ANTE ESTUDIO VIABILIDAD  
ECONÓMICA MODELOS CONDICIONALES Y TRADICIONAL  
INCORPORANDO RELACIONES DE COINTEGRACIÓN  
(2/1/97-30/12/97).

mes	H <sub>GJRG</sub>			H <sub>EGAR</sub>			H <sub>BEKK</sub>			H <sub>MCE</sub>		
	0.3%	0.35%	0.4%	0.3%	0.35%	0.4%	0.3%	0.35%	0.4%	0.3%	0.35%	0.4%
1	-8.09 (6)	-8.10 (5)	-8.11 (4)	-7.91 (1)	-7.91 (1)	-7.91 (1)	-6.85 (0)	-6.88 (0)	-6.88 (0)	-8.12	-8.12	-8.12
2	-6.15 (0)	-6.15 (0)	-6.15 (0)	-6.62 (1)	-6.62 (1)	-6.62 (1)	-5.98 (2)	-5.98 (2)	-5.99 (2)	-8.41	-8.41	-8.41
3	-7.16 (2)	-7.16 (2)	-7.17 (1)	-7.08 (2)	-7.08 (1)	-7.08 (1)	-6.50 (2)	-6.50 (2)	-6.51 (1)	-7.92	-7.92	-7.92
4	-7.60 (1)	-7.60 (1)	-7.56 (0)	-8.70 (1)	-8.67 (0)	-8.67 (0)	-7.03 (2)	-7.40 (0)	-7.03 (2)	-9.04	-9.04	-9.04
5	-6.32 (2)	-6.29 (1)	-6.30 (1)	-6.36 (2)	-6.36 (2)	-6.37 (2)	-5.98 (2)	-6.00 (4)	-5.98 (1)	-7.65	-7.65	-7.65
6	-8.22 (1)	-8.22 (1)	-8.22 (1)	-8.58 (0)	-8.58 (0)	-8.58 (0)	-7.78 (4)	-7.87 (4)	-7.78 (1)	-8.38	-8.38	-8.38
7	-10.9 (0)	-10.9 (0)	-10.9 (0)	-10.3 (0)	-10.3 (0)	-10.3 (0)	-9.43 (0)	-9.43 (0)	-9.43 (0)	-8.75	-8.75	-8.75
8	-9.00 (3)	-9.00 (3)	-9.00 (3)	-10.4 (2)	-10.4 (2)	-10.4 (2)	-9.56 (2)	-9.57 (2)	-9.57 (2)	-7.95	-7.95	-7.95
9	-5.95 (1)	-5.95 (1)	-5.96 (0)	-7.02 (0)	-7.02 (0)	-7.02 (0)	-5.59 (2)	-5.59 (2)	-5.59 (2)	-8.16 (1)	-8.17	8.17
10	-14.8 (5)	-14.8 (5)	-14.8 (4)	-13.5 (2)	-13.5 (2)	-13.5 (2)	-13.8 (11)	-13.8 (11)	-13.8 (11)	-8.93	-8.95 (1)	-8.95 (1)
11	-13.6 (6)	-13.6 (6)	-13.6 (6)	-12.4 (3)	-12.4 (3)	-12.4 (3)	-13.8 (10)	-13.8 (10)	-13.8 (8)	-7.99	-7.99	-7.99
12	-7.8 (5)	-7.81 (5)	-7.81 (5)	-8.00 (1)	-8.01 (1)	-8.00 (1)	-6.94 (4)	-6.95 (4)	-6.95 (4)	-7.99	-7.99	-7.99
Nº aju.	32	30	25	15	13	13	41	41	34	1	1	1

El cuadro presenta la utilidad total del inversor, desagregada por meses, considerando que ajusta su posición en futuros solo cuando las ganancias potenciales en utilidad derivadas de la reducción de riesgo superan los costes de transacción a los que debe hacer frente. En concreto se asumen tres valores para el coste, 0.3%, 0.35% y 0.4%. Entre paréntesis aparece el número de veces que se realiza un ajuste.

## IV. Efectividad cobertura duración semanal.

Los resultados obtenidos en el capítulo IV para coberturas de duración semanal, muestran que existe un efecto convergencia del RCMV hacia la unidad en la última semana antes del vencimiento del contrato de futuros. No obstante, este efecto solo se produce para coberturas que se realizan con el contrato más cercano a esa fecha, de forma que únicamente se aprecia si se consideran cuatro semanas antes.

El objetivo que se persigue en este apartado es analizar la efectividad de la cobertura comparando los resultados obtenidos si se considera el efecto convergencia frente a los de una cobertura estática. Señalar que el estudio se plantea realizando nuevamente un análisis ex-post, frente a uno ex-ante.

### IV.1.- Aproximación ex-post.

Para llevar a cabo este análisis, se propone la utilización de dos medidas de efectividad: En primer lugar se ha estimado la expresión (V.14). En segundo lugar, y con la finalidad de considerar los efectos que los costes de transacción puedan tener en la decisión de seguir una aproximación dinámica frente a la estática, se determinará el nivel de utilidad que le reporta una alternativa frente a la otra, para cada uno de los contratos que se analizan. La idea que subyace en esta última expresión, es la misma que la utilizada en el apartado anterior. No obstante, por causas obvias (no existen indicios que las series de rendimientos de contado y futuro semanal presenten un esquema GARCH), no se dispone de estimaciones semanales de la matriz de varianzas-covarianzas condicionales. En este caso para medir el nivel de utilidad del inversor, se ha procedido a la

estimación, para cada vencimiento de contrato de futuros (59 en total), la expresión (V.16).

$$2 * CT - \lambda \text{Var}(R_{p,t}) = 2 * CT - \lambda \text{Var}(R_{s,t} - b_t R_{f,t}) \quad (\text{V.16.})$$

Donde: CT son los costes de transacción que vienen multiplicados por dos ya que para cada contrato se realizan únicamente dos ajustes de la posición de futuro;  $b_t$  son los valores estimados del RCMV considerando el efecto convergencia, en este caso los valores utilizados son los que se recogen en la segunda parte cuadro 7 (para el caso de regresión múltiple) del capítulo IV (0.991, 0.950, 0.880 y 0.887, para 1, 2, 3 y 4 semanas antes de vencimiento, respectivamente). Señalar que para la tercera y cuarta semana antes de vencimiento, debido a que los valores estimados del RCMV no son estadísticamente diferentes, el valor que finalmente se ha utilizado es la media aritmética de ambos  $((0.880+0.887)/2=0.8835)^{83}$ .

En el cuadro 5, se recogen los resultados de estimar la primera medida de efectividad (expresión (V.14)), así como el porcentaje de mejora de la estrategia dinámica sobre el resto. En concreto, se compara la efectividad de la estrategia donde el RCMV se ajusta teniendo en cuenta el efecto vencimiento, con la aproximación tradicional<sup>84</sup>, ingenua (RCMV=1) y no cubrirse (RCMV=0). Los resultados muestran que el menor riesgo se obtiene al realizar una cobertura dinámica, seguida por la tradicional, ingenua y por último no realizar cobertura. Respecto a los resultados referidos a la mejora porcentual en el nivel de riesgo, que se obtiene al ajustar el ratio de

<sup>83</sup> Las conclusiones que se obtienen no varían si la comparación del riesgo de las diferentes aproximaciones se realiza utilizando ambos valores en vez de la media aritmética, ya que las diferencias cualitativas de los resultados es pequeña.

<sup>84</sup> En este caso el valor estimado del RCMV (0.941) se corresponde con la pendiente de la recta de regresión entre el rendimiento de contado sobre el rendimiento para la serie larga de futuros, incluyéndose como variable explicativa el TCE para considerar los desequilibrios respecto a la senda de largo plazo.

cobertura si se considera el efecto vencimiento respecto al resto de aproximaciones, los resultados muestran que la reducción del riesgo es importante respecto a los tres casos considerados. En concreto, esta es del 9.72%, 24.11% y del 94.34% respecto a la tradicional, ingenua y no cobertura, respectivamente.

**CUADRO 5: COMPARACIÓN RIESGO DIFERENTES MODELOS.**

	Dinámica	Tradicional	Ing.	No-Cob.
$\text{Var}(R_{s,t}-b_{t-1}R_{f,t})$	2.06	2.28	2.71	36.34
<b>Mejora porcentual efectividad cobertura dinámica respecto a:</b>				
	Tradicional		9.72%	
	Ing.		24.11%	
	No-Cob		94.34%	

El riesgo se mide como la varianza del rendimiento de la cartera cubierta (expresión (V.14) del texto) y viene expresada en términos anuales.

Como ocurría para las coberturas de duración diaria, el siguiente paso que se ha acometido consiste en estudiar la viabilidad económica de una cobertura de carácter dinámico. Para ello se considerarán los costes de transacción derivados de la rectificación de la posición de futuros. Esto se ha realizado estimando la expresión (V.17) para cada contrato utilizado. Los resultados, recogidos en el cuadro 6, evidencian que sigue siendo la realización de coberturas dinámicas la que reporta un nivel superior de utilidad, con independencia del valor que tomen los costes<sup>85</sup>. De los 59 contratos utilizados, e independientemente del valor de los costes, la mejora en el nivel de utilidad al considerar el efecto vencimiento del RCMV se produce en 45 (el 76% de los casos) y 42 (72% de los casos) contratos respecto a la aproximación tradicional y a la ingenua, respectivamente.

<sup>85</sup> Se han utilizado los mismos valores que en el apartado anterior.

CUADRO 6: VIABILIDAD ECONÓMICA APROXIMACIÓN  
DINÁMICA VERSUS ALTERNATIVAS.

C.T.	Aproximación utilizada			
	Dinámica	Tradicional	Ing.	No-Cob.
0.3%	-72.60	-82.59	-102.57	-1211.84
0.35%	-72.66	-82.59	-102.57	-1211.84
0.4%	-72.72	-82.59	-102.57	-1211.84

El cuadro recoge los niveles de utilidad totales, utilizando la expresión (V.16), estimados para el periodo temporal comprendido 19/2/1993 hasta 19/12/1997, de las diferentes aproximaciones consideradas.

#### IV.2.- Aproximación ex-ante.

Para llevar a cabo este análisis se ha seguido un proceso de regresiones encadenadas o ventanas móviles. Concretamente, se ha estimado la ecuación (IV.9) del capítulo IV para el periodo 1993-1996 (47 meses), las estimaciones obtenidas del RCMV<sup>86</sup> para las 4 semanas antes de vencimiento son utilizadas como predicciones de la posición a tomar en el contrato de futuros de siguiente vencimiento. Con posterioridad se ajusta el periodo de estimación eliminando las observaciones del primer mes e incluyendo uno nuevo, manteniéndolo en 47 meses. Este procedimiento se repite para los doce vencimientos de 1997.

Con posterioridad, y siguiendo el trabajo de Lindahl (1992), se estima la tasa de convergencia para las doce regresiones estimadas anteriormente. Para obtener esta tasa se ha realizado una regresión entre los valores estimados del RCMV para las cuatro últimas semanas y el número de semanas hasta vencimiento, tal y como se recoge en la ecuación (V.17).

<sup>86</sup> En todas las estimaciones realizadas los valores estimados para la tercera y cuarta semana, aunque no coinciden, se ha contrastado que no son estadísticamente diferentes. Por ello se ha adoptado el criterio de utilizar, para ambas semanas como valor estimado del RCMV, la media aritmética de ambos.

$$\text{RCMV}_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + e_t \quad (\text{V.17.})$$

Donde:  $T_t$ , recogen el número de semanas hasta vencimiento;  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  son los parámetros a estimar, y  $\beta_1$ , indica la tasa de convergencia.

De acuerdo con este resultado, se obtendría un ratio de cobertura igual a la unidad para la última semana antes de vencimiento, la unidad menos una vez la tasa de convergencia para la segunda semana, y así sucesivamente hasta la cuarta semana. Los valores que se obtendría, dadas las tendencias estimadas en cada contrato se recogen en el cuadro 7. Estos valores han sido los utilizados para determinar la posición a tomar en futuros para cada contrato del año 1997.

CUADRO 7: EVOLUCIÓN RCMV CONSIDERANDO LA TENDENCIA OBTENIDA.

Valor estimados del RCMV para vencimientos 1997												
Sem	Ene	Feb	Mar	Abr	Ma	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
vto.												
1 <sup>a</sup>	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	0.954	0.952	0.953	0.954	0.955	0.956	0.956	0.965	0.964	0.967	0.966	0.963
3	0.908	0.905	0.906	0.909	0.909	0.911	0.915	0.931	0.927	0.933	0.932	0.926
4	0.862	0.857	0.859	0.863	0.867	0.867	0.873	0.897	0.891	0.900	0.898	0.889
Tasa de convergencia estimada( $\beta_1$ )												
	-4.59	-4.73	-4.69	-4.55	-4.52	-4.44	-4.24	-3.43	-3.63	-3.33	-3.38	-3.71

En el cuadro se resumen el valor estimado del RCMV que se aplicará hasta cuatro semanas antes del vencimiento de los contratos de futuro negociados en 1997, dada la tasa de convergencia obtenida para cada vencimiento en tantos por cien.

a. Para la semana de vto., el RCMV es uno ya que el valor de la constante obtenido de la regresión anterior no es significativamente diferente a la unidad.

Para estimar la efectividad alcanzada se han utilizado, nuevamente, dos medidas de efectividad, tal y como se ha realizado en el análisis ex-post. Los resultados de la primera de las medidas de efectividad (solo se consideran los efectos sobre el riesgo de la posición cubierta) se recogen en el cuadro 8. La ordenación jerárquica de las diferentes aproximaciones obtenida es la siguiente: en primer lugar la cobertura dinámica, seguida por la ingenua y por último la tradicional<sup>87</sup>. Este resultado, que no se corresponde al obtenido en el análisis ex-post, es sorprendente, por cuanto la toma posiciones de la misma cuantía pero de signo opuesto a las mantenidas en el mercado de contado, lo que supone ignorar la existencia del riesgo de base, proporciona una efectividad superior a la obtenida con la aproximación tradicional, en la que se considera este aspecto.

CUADRO 8: COMPARACIÓN RIESGO DIFERENTES MODELOS.

	Dinámica	Tradicional	Ing.	No-Cob.
$\text{Var}(R_{s,t}-b_{t-1}R_{f,t})$	1.52	1.77	1.62	54.05
Mejora porcentual efectividad cobertura dinámica respecto a:				
	Tradicional		14.5%	
	Ingenua		6.1%	
	No-Cob		97.19%	

El cuadro recoge los resultados de estimar la efectividad de la cobertura para las diferentes aproximaciones considerando únicamente los efectos que ésta tiene sobre el riesgo. Para calcular la varianza muestral, que se presenta en tantos por ciento anual, se calcula la expresión (V.14), sustituyendo, en cada caso, el valor del RCMV que corresponda a cada estrategia.

Una vez analizada la reducción en el nivel de riesgo que se alcanza al ajustar la posición de futuro, el siguiente paso es analizar la viabilidad económica de la cobertura dinámica. En este caso la expresión que se utiliza es la (V.16), los resultados obtenidos con ella, se recogen<sup>88</sup> en el cuadro 9. Destacar que la ordenación jerárquica,

<sup>87</sup> Para obtener el valor del RCMV según la aproximación tradicional, se ha seguido el procedimiento de regresiones encadenadas ya comentado anteriormente. Los valores del RCMV, aplicados para cada vencimiento, se corresponden con la pendiente de la recta de regresión estimados con la muestra en la que se incluye hasta el vencimiento anterior.

<sup>88</sup> En este caso el valor de los costes e transacción se multiplican por 3, que son, en este caso, el número de ajustes que se producirán del RCMV.

coincide con la que se obtenía con la anterior medida de efectividad.

CUADRO 9: EFECTIVIDAD APROXIMACIÓN DINÁMICA  
VERSUS ALTERNATIVAS.

C. T.	Aproximación utilizada			
	Dinámica	Tradicional	Ing.	No-Cob.
0.3%	-11.07	-13.05	-12.19	-408.58
0.35%	-11.10	-13.05	-12.19	-408.58
0.4%	-11.11	-13.05	-12.19	-408.58

El cuadro recoge los niveles de utilidad totales, para los 12 vencimientos de 1997, de las diferentes estrategias consideradas para diferentes valores de los costes de transacción (C. T.).

Una posible explicación a esta, en principio, sorprendente ordenación, podría desprenderse al analizar las tasas de convergencia estimadas para los vencimiento del año 1997, recogidas en el cuadro 7. Se aprecia que disminuyen ostensiblemente respecto a su valor medio a partir de agosto, lo que provocará un acercamiento del valor del RCMV a la unidad y por tanto a la estrategia *ingenua*. Si estos valores se comparan con la evolución de los niveles de utilidad, desglosados para cada uno de los vencimientos considerados, recogidos en el cuadro 10, se puede observar a que lo que nos referimos. A partir del mes de agosto la disminución en el valor de la tasa de convergencia coincide, se corresponde con valores del nivel de utilidad superiores a los obtenidos con la aproximación tradicional<sup>89</sup>. Destacar que si se consideran el efecto convergencia la mejora en el nivel de utilidad, respecto a la aproximación tradicional e ingenua se produce, respectivamente, en 6 y 8 contratos de los 12 analizados.

<sup>89</sup> Aunque solo se recogen los resultados para costes de transacción igual al 0,3%, los resultados no varían cualitativamente si se consideran el resto de costes utilizados hasta el momento .

CUADRO 10: UTILIDAD ESTRATEGIA DINÁMICA VS TRADICIONAL E INGENUA, PARA UNOS COSTES DE TRANSACCIÓN DE 0,3%.

Mes de Vto.	Estrategia seguida		
	Dinámica	Tradicional	Ingenua
Ene.	-2.99	-2.86	-2.77
Feb.	-1.93	-2.02	-1.95
Mar.	-0.33	-0.61	-0.91
Abr.	-0.47	-0.68	-1.08
May.	-0.07	-0.23	-0.26
Jun.	-0.22	-0.22	-0.07
Jul.	-1.92	-1.10	-2.28
Ago.	-0.65	-0.69	-0.52
Sept.	-0.53	-0.52	-0.26
Oct.	-0.52	-1.14	-0.34
Nov.	-1.23	-2.62	-1.54
Dic.	-0.23	-0.35	-0.16

En el cuadro se recoge el nivel de utilidad alcanzado con la estrategia de cobertura donde se considera la convergencia el RCMV a la unidad debido al efecto convergencia (dinámica) y las estrategias tradicional e ingenua. La información se desglosa para cada uno de los 12 vencimientos de 1997, considerando únicamente las cuatro semanas antes a esta fecha. El nivel de utilidad se ha calculado para cada vencimiento estimando la expresión V.16, con la salvedad que los costes de transacción (CT), en este caso, vendrán multiplicados por 3, que es el número de veces que se ajusta la posición en futuros para cada vencimiento.

## V.- Conclusiones.

Este capítulo perseguía un doble objetivo. En primer lugar, realizar un análisis, de marcado carácter teórico, de las medidas de efectividad que mayor predicamento han tenido en la literatura sobre cobertura con contratos de futuro. Considerando este aspecto, se han presentado o recogido diferentes medidas, haciendo especial hincapié en señalar los problemas e inconvenientes que la utilización de cada una de ellas presenta.

En segundo lugar, se ha comparado la efectividad que se alcanza con cada uno de los modelos de estimación utilizados para determinar el RCMV. El estudio se ha realizado, en un primer momento, desde un punto de vista ex-post, lo que supone considerar que el inversor conoce de antemano cual es la posición que debe tomar en el mercado de futuros, y que el periodo de estimación y de cobertura coinciden. Para superar esta restricción, también se ha realizado un análisis ex-ante. Este se ajusta, en mayor medida, a la forma de comportamiento que realmente adopta el inversor frente a la decisión de llevar a cabo una cobertura. Desde este punto de vista, se diferencia el periodo de estimación, donde se determina el valor del RCMV, y el periodo en el que se acomete la cobertura dada la estimación que previamente se ha realizado.

Por último, y con objeto de analizar la viabilidad económica de las coberturas de carácter dinámico, se han considerado los costes de transacción. Creemos que es importante considerar este aspecto al realizar este tipo de coberturas, ya que los costes de transacción en los que debe incurrir el coberturista al ajustar su posición en el mercado de futuros pueden ser, para un determinado periodo, demasiado elevados, de forma que la reducción que alcanza con la cobertura no sea lo suficientemente elevada para compensarlos. En definitiva, la realización de este análisis nos permitirá estudiar si la disminución del riesgo alcanzada con cada uno de los modelos es lo suficientemente elevada para compensar al coberturista por los costes de transacción en los que incurre al ajustar la composición de su cartera de inversión.

Los resultados se han diferenciando para considerar duraciones de la cobertura diaria y semanal. De esta forma, y para duraciones diarias, los modelos de cobertura condicionados o dinámicos representan una mejora respecto al conjunto de modelos alternativos considerados desde el punto de vista de ajuste estadístico. Sin embargo, la efectividad que reportan los primeros, cuando se analiza únicamente la disminución en el riesgo, solo es marginalmente

superior desde el punto de vista ex-post. Por otra parte, los resultados obtenidos al considerar los costes de transacción y analizar la viabilidad económica, considerando para ello, el nivel de utilidad que alcanza el coberturista, tampoco ofrecen una diferencia notable en este aspecto.

Por lo que respecta al análisis ex-ante, destacar, en primer lugar, los resultados obtenidos cuando solo se considera el efecto de la cobertura sobre el nivel de riesgo. Estos resultados muestran un cambio en la ordenación jerárquica de los modelos respecto al análisis ex-post. Si bien sigue siendo el modelo H<sub>EGAR</sub>, el que menor riesgo presenta, el segundo lugar pasa a ocuparlo el modelo H<sub>MCE</sub>. No obstante, la mejora porcentual del primero respecto al resto de modelos solo es importante para el caso del modelo de cobertura ingenua y la no cobertura, resultado que coincide con el obtenido en el análisis ex-post.

Para el caso del análisis de la viabilidad económica, los resultados obtenidos indican que con los modelos condicionales se obtiene una mejoría, aunque ésta solo se alcanza en meses en los que no existe una gran inestabilidad y la volatilidad no ha sido excesivamente elevada en los mercados financieros. A pesar de este resultado, destaca el hecho de que es en los meses de mayor volatilidad (julio-agosto y octubre-noviembre de 1997) donde los ajustes del valor del RCMV viables desde un punto de vista económico se producen en mayor número.

Considerando los objetivos que se buscan al iniciar una determinada política de cobertura, es en periodos de relativa estabilidad donde la realización de ésta parece tener menos sentido. A priori, un inversor decidirá llevar a cabo una estrategia de cobertura si espera un periodo de inestabilidad que pueda afectar a sus inversiones. Es en estos momentos, donde cabría esperar que el ajuste del ratio de cobertura a la llegada de noticias al mercado mejorase los resultados que se obtienen con una cobertura estática. No obstante, y tal y como ya hemos destacado, la mejora de los modelos condicionales respecto

a los estáticos, recogidos en el nivel de utilidad, se produce de forma sistemática, únicamente en los meses de reducida inestabilidad. Este resultado, creemos que se produce ya que el modelo estático no predice de forma adecuada el incremento de la volatilidad que acontece en ambos mercados en los periodos de alta inestabilidad.

Respecto a coberturas de duración semanal destaca, para el análisis ex-post, que la toma de posiciones en el mercado de futuro considerando el efecto vencimiento (cobertura dinámica) mejora de forma sustancial la efectividad respecto a la aproximación tradicional, ingenua y no cobertura, tanto al considerar la reducción del riesgo como al comparar la viabilidad económica alcanzada.

No obstante la anterior ordenación jerárquica no se mantiene al realizar el estudio desde el punto de vista ex-ante. La aproximación más efectiva sigue siendo la dinámica, seguida por la ingenua, la tradicional y por último no realizar la cobertura. Estos resultados se mantienen tanto al comparar la reducción del riesgo, como el nivel de utilidad que se alcanza con cada aproximación, evidenciándose que la efectividad es superior con el modelo donde no se considera la existencia del riesgo de base (Ingenua) frente a la tradicional, donde este concepto se considera. La explicación a este resultado creemos que se debe a la reducción de la tasa de convergencia estimada para el ratio de cobertura a partir del mes de Julio de 1997. Este reducción provoca que los valores del RCMV tiendan en mayor medida hacia la unidad, lo que justificaría la ordenación jerárquica que se obtiene.



## Consideraciones finales.

Para finalizar, quisiéramos recoger las conclusiones que de forma general pueden extraerse del trabajo, así como las futuras líneas de investigación que pueden seguirse considerando como punto de partida los resultados obtenidos.

Los objetivos que se perseguían con la realización de la presente tesis, creemos que quedan recogidos en el propio título del trabajo: "Cobertura dinámica con contratos de futuro sobre índices bursátiles". En este trabajo nos hemos centrado en el estudio del dinamismo del ratio de cobertura de mínima varianza (RCMV). La razón de ello se debe a que de esta forma se considerará, únicamente, aquella parte de la negociación de contratos de futuro que se realiza por motivos puramente de cobertura, eliminando aquella parte de la negociación que se realiza por motivos especulativos (Anderson y Danthine, 1980,1981). Esto nos permitirá comparar los resultados obtenidos con los diferentes modelos de cobertura, con independencia de las preferencias de los inversores.

Concretamente, los objetivos que se persiguen quedan recogidos en las siguientes preguntas:

a) ¿El valor del RCMV es constante temporalmente o por el contrario debe variar frente a la llegada y/o creación de información, ya sea en el mercado de contado o de futuro?.

b) ¿Existe un comportamiento diferencial del RCMV hacia la fecha de vencimiento? ¿Se produce un efecto vencimiento del RCMV?.

c) ¿Cual es el nivel de efectividad que se alcanza con diferentes modelos de cobertura a seguir? ¿Influyen los costes de transacción al realizar políticas de cobertura dinámicas respecto a los estáticos?. ¿Pueden los costes de transacción convertir una determinada política de cobertura efectiva desde el punto de vista de reducción del riesgo en económicamente no viable?.

Aunque cada una de estas preguntas es contestada en diferentes capítulos, todas ellas tienen un nexo común. Éste no es otro que estudiar los diferentes aspectos que motivan o aconsejan la realización de políticas de cobertura en las que se produzca un ajuste de la posición del mercado de futuros frente a la generación o llegada de información al mercado. Analizadas estas causas, y en caso de que éstas se produzcan, el siguiente paso será, estudiar si la realización de dichas políticas de cobertura mejoran en términos de efectividad los resultados obtenidos respecto a la posición de contado o a políticas estáticas.

Señalar que el estudio empírico se ha realizado considerando como marco objeto de estudio el mercado español de renta variable; concretamente el mercado de futuros sobre el índice bursátil IBEX-35.

La primera de las preguntas se trata en el capítulo III. Los resultados que se obtienen evidencian que existen razones de carácter estadístico suficientes que justifican la realización de políticas de cobertura de duración diaria de carácter dinámico. A esta conclusión se llega después de la obtención de resultados que muestran que la función de distribución conjunta de los precios de contado y futuro no es constante. En este caso los momentos condicionales diferirán

de los incondicionales, lo que provocará que no tenga sentido estimar el valor del RCMV a partir de momentos de segundo orden constantes. Lo adecuado será utilizar momentos de segundo orden condicionales donde se ajuste la posición en futuros frente a cambios en el conjunto de información de que dispone el inversor. Para estimar estos momentos se han utilizado modelos de corrección de error GARCH Bivariantes donde, la modelización de la varianza condicional se ha realizado, considerado la respuesta asimétrica de ésta frente a innovaciones de carácter negativo (malas noticias) y positivo (buenas noticias).

En el capítulo IV se responde a la segunda de las preguntas planteadas. Concretamente, se estudia la existencia de un comportamiento diferencial del valor del RCMV hacia la fecha de vencimiento. La existencia de un efecto convergencia de los precios de contado y de futuro en esa fecha, lo que se traducirá en la reducción de la base, parece un indicio más que razonable para esperar una disminución del riesgo de base. Si el riesgo de base es nulo, el valor del RCMV será igual a la unidad (Castellino, 1992). De esto se deriva que el valor del RCMV debería aumentar hacia la unidad conforme nos acerquemos a la fecha de vencimiento.

La evidencia empírica obtenida en este capítulo muestra que, para duraciones de la cobertura semanal, este aspecto se produce únicamente para los contratos más cercanos a vencimiento, concretamente para las cuatro semanas antes del vencimiento. Este aspecto recoge, a nuestro entender, que los inversores utilizan en mayor medida los contratos de futuro más cercanos a vencimiento, tal y como se desprende de los bajos volúmenes de negociación de los contratos de vencimiento más lejano. No obstante, los resultados para duraciones de la cobertura diarias, evidencian que el valor del RCMV disminuye durante la última semana. La explicación a este resultado hay que buscarla en la evolución del riesgo de base en este periodo. Al estudiar la evolución, tanto del valor de la base como del

riesgo de ésta, se obtiene que el primer concepto disminuye, produciéndose la convergencia de ambos precios (se cumple el efecto convergencia), pero el riesgo de base incrementa en ese periodo temporal. Este aspecto puede deberse a la proximidad del vencimiento. En estas fechas la posibilidad para poder tomar o deshacer posiciones se reduce, lo que puede provocar reacciones de los diferentes operadores del mercado frente a la llegada de noticias al mercado, derivado del efecto extinción del contrato de futuros, que justifiquen el aumento del riesgo de base.

Las diferencias en los resultados para ambas duraciones, son consecuencia directa de las propias características de series de diferente frecuencia. El impacto de la llegada de noticias al mercado se desvanece al incrementar la duración de la cobertura, aspectos que se mantienen para duraciones diarias. De esta forma, al incrementar la duración de la cobertura será la relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de contado y futuro la que determine en mayor medida el valor del ratio de cobertura, desapareciendo lo que tradicionalmente se viene llamando ruido, y que si es posible recoger a más corto plazo (Geppert, 1995). La existencia de este ruido es el que justifica las diferencias de los resultados en ambos casos.

La metodología utilizada para analizar el comportamiento del RCMV alrededor de la fecha de vencimiento es diferente dependiendo de la frecuencia de la serie considerada. Así para las series de frecuencia semanal, no se encuentran problemas de heterocedasticidad. Por ello, se ha utilizado la técnica de regresión diferenciando las semanas que restan hasta la fecha de vencimiento (Lindhal, 1992). No obstante, y a diferencia del trabajo anterior, nosotros hemos considerado la existencia de relaciones de cointegración entre las series de contado y futuro, incorporando un término de corrección de error (TCE).

Por otra parte, para coberturas de duración diaria, la obtención de la serie temporal de RCMV, se ha realizado utilizando modelos de

corrección de error GARCH Bivariantes. Con posterioridad, y sobre esta serie se estudia la existencia de un "efecto vencimiento" (esto es, la existencia de un comportamiento diferencial de esta serie hacia la fecha de vencimiento). Para ello se sigue la técnica de regresión, donde se han generado dos tipos de variables ficticias. Las primeras, representativas del día de la semana para estudiar la existencia de estacionalidad diaria y las segundas para recoger un comportamiento diferencial días antes de vencimiento. Adicionalmente, con objeto de obtener una explicación a los resultados obtenidos respecto al comportamiento de la serie temporal de RCMV se analiza el dinamismo de la base y del riesgo de base en estas mismas fechas. Para ello, se han utilizado modelos GARCH univariantes incluyendo variables ficticias que recogen los días hasta vencimiento, tanto en la ecuación de la media como de la varianza condicional.

Por último, en el capítulo V se responde a la tercera de las preguntas. Concretamente se compara la efectividad de la cobertura alcanzada con los diferentes modelos de cobertura. A pesar de que en el capítulo III y IV se obtiene evidencia a favor de la utilización de modelos de cobertura dinámicos, tanto para duraciones diarias como semanales, la implementación de éstos solo tendrá sentido si se obtienen mejoras en el nivel de efectividad alcanzado. El continuado ajuste de la cartera de inversión que se realiza en una política de cobertura dinámica, supondrá tener que soportar unos costes de transacción que deben ser considerados al medir la efectividad alcanzada. Puede ocurrir, que éstos sean de tal cuantía, que la reducción del riesgo que se consigue no sea lo suficientemente elevada como para compensarlos. El inversor solo decidirá ajustar su carrea si el incremento en su nivel de utilidad esperada es lo suficientemente elevado para compensarle por el incremento de costes al que deberá hacer frente. En definitiva, se realiza un estudio de la viabilidad económica de las coberturas de carácter dinámico.

Para comparar la efectividad alcanzada, se han diferenciado los resultados obtenidos, tanto para un análisis ex-post como ex-ante (más ajustado la proceso de decisión que deberá seguir el potencial coberturista), para coberturas de duración diaria y semanal. De los resultados obtenidos para la cobertura de duración diaria podemos concluir, que la mejora tanto en términos de reducción del riesgo como en el nivel de utilidad, tanto en el análisis ex-post como ex-ante, no son elevados, lo que nos conduce a preguntarnos, tal y como ya recoge Myers (1991), si el esfuerzo computacional que se necesita para modelizar y calcular los modelos condicionales respecto a los modelos estáticos, compensa al potencial coberturista.

Para el caso de coberturas de duración semanal, los resultados que se obtienen, con independencia del análisis realizado (ex-post y ex-ante), al considerar el efecto vencimiento de la cobertura, proporcionan resultados donde la mejora en el nivel de efectividad es bastante elevado como para considerar este aspecto, y ajustar la posición en futuros.

Aunque los objetivos que nos planteábamos al iniciar la Tesis han sido alcanzados. Creemos, no obstante, necesario recoger algunas de las posibles ampliaciones que, a nuestro entender, podrían acometerse:

- Estudiar la efectividad de la cobertura considerando diferentes estrategias de inversión desde el punto de vista de un análisis ex-ante. En nuestro trabajo, se ha considerado que el inversor predecía el valor del RCMV un periodo hacia adelante. Nos planteamos en este caso los resultados de considerar horizontes de predicción más amplios (semanales, quincenales, mensuales, etc.) con los que se obtengan resultados más favorables con los modelos dinámicos.
- Realizar coberturas donde el objetivo sea la disminución del riesgo

de pérdidas (downside risk) del inversor, y no el riesgo o variabilidad tanto de las pérdidas como de las ganancias, como mide el estadístico de la varianza. Una aplicación de este concepto para la realización de coberturas de carácter dinámico se encuentra en Lien y Tse (1998).

- Incorporar nuevas variables explicativas tanto en la ecuación de la media como de la varianza condicional, que puedan tener influencia sobre la operación de cobertura. Un posible ampliación sería considerar el volumen de negociación.

- Otro aspecto a considerar sería como afecta la liquidación diaria de pérdidas y ganancias del contrato de futuros. Esto supondrá una nueva fuente de riesgo derivado de la inestabilidad del tipo de interés, lo que se traducirá en ajustar el valor del ratio de cobertura para cada periodo por un factor que permita considerar este hecho. Esto es lo que se conoce como "Tailing the hedge" (Figlewski et.al, 1991 y Chang et.al., 1996).

- Utilizar modelos multivariantes de volatilidad estocástica para modelizar la heterocedasticidad temporal de las series de precio diarias (Ruiz, 1994).

Para finalizar, creemos que esta Tesis no es más que el comienzo de lo que en el futuro pueden ser nuevos trabajos de investigación.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKGIRAY V. (1989): "Conditional heteroskedasticity in time series of stock returns: Evidence and forecast". *Journal of Business*, 1, 55-80

ALEXAKIS P. y M. XANTHAKIS (1995): "Day of the week effect on the Greek stock market". *Applied Financial Economics*. 5, 43-50

ALONSO F. (1995): "La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español". *Documento de Trabajo*, N° 9507, Servicio de Estudios, Banco de España.

ALONSO F. y F. RESTOY (1995): "La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable". *Documento de Trabajo*, N° 9508, Servicio de Estudios, Banco de España.

ANDERSON R. y J. P. DANTHINE (1980): "Hedging and joint production: theory and illustrations". *The Journal of Finance*. 5, 487-501.

\_\_\_\_\_ (1981): "Cross hedging". *Journal of Political Economy*. Vol 89, N°61. 1182-1196.

AYUSO J., S. NUÑEZ y M. PÉREZ (1996): "Volatility in Spanish financial markets: the recent experience". *Documento de Trabajo*, N° 9601, Servicio de Estudios, Banco de España.

BABA Y., R. F. ENGLE, D. F. KRAFT y K. F. KRONER(1990): "Multivariate simultaneous generalized ARCH ". *Mimeo, Department of Economics, University of California, San Diego*.

BAWA V. S. (1975): " Optimal rules for ordering uncertain prospects". *Journal of Financial Economics*, 2,95-121.

\_\_\_\_\_ (1978): " Safety first, stochastic dominance and optimal portfolio choice". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 255-271.

BAILLIE R. T. y R. J. MYERS (1991): "Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge". *Journal of Applied Econometrics*, 6, 109-124.

BARONE E. (1990): "The italian stock market". *Journal of Banking and Finance*. 14, 483-510.

BENET B. C. (1992): " Hedge period length and ex-ante futures hedging effectiveness: the case of foreign-exchange risk cross hedges". *Journal of Futures Markets*. 2, 153-175.

BENINGA S., R. ELDOR y I. ZILCHA (1983): "Optimal hedging in the futures market under price uncertainty". *Economics Letters*. 13. 141-145.

\_\_\_\_\_ (1984): "The optimal hedge ratio in unbiased futures markets". *The Journal of Futures Markets*. 4, 155-159.

BERA A. K. y C. JARQUE (1982): "Model specification tests: A simultaneous approach". *Journal of Econometrics*, 20. 59-82.

BERA A. y M. HIGGINS (1993): "ARCH models: Properties, estimation and testing". *Journal of economics surveys*. 7, 305-366

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.

BLACK F. (1976): "Studies of stock market volatility changes". *Proceedings of the american statistical association business and economic statistic section*, 177-181.

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.

BLANCO R. (1996): "Efectos sobre la volatilidad de la introducción

del mercado de futuros sobre el índice Ibex-35", *Mimeo*.

\_\_\_\_\_ (1998): "Transmisión de información y volatilidad entre el mercado de futuros sobre el índice IBEX-35 y el mercado de contado", *Documento de Trabajo, Nº 9815, Servicio de Estudios, Banco de España*

BOLLERSLEV T. (1990): "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach". *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.

BOLLERSLEV T., R. F. ENGLE y J.M. WOOLDRIDGE (1988): "A capital asset pricing model with time-varying covariances". *Journal of Political Economy*, 96. 116-131.

BOLLERSLEV T., R. CHOU y K. KRONER (1992): "ARCH modeling in finance". *Journal of econometrics*, 52, 5-59

BOND G. E., S. R. THOMPSON y B. M. S. LEE (1987): "Application of a simplified hedging rule". *Journal of Futures Markets*, 7, 65-72.

BONDT W. F. M. y R. THALER (1985): "Does the stock market overreact?". *The Journal of Finance*. 40, 793-808.

\_\_\_\_\_ (1987): "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality". *The Journal of Finance*. 42, 557-581.

BRONW S. (1985): "A reformulation of the portfolio model of hedging". *American Journal of Agricultural Economics*, 67, 1010-1012.

BRONW S. (1986): "A reformulation of the portfolio model of hedging: Reply". *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 508-512.

CASTELLINO M. G. (1992): "Hedge effectiveness: basis risk and minimum-variance hedging". *The Journal of Futures Markets*. 2, 187-201.

CASTELLINO M. G. y FRANCIS (1982): "Basis speculation in commodity futures: The maturity effect". *Journal of Futures Markets*. Vol.2, N°2, 195-206.

CECCHETTI S. G., R. E. CUMBY y S. FIGLEWSKI (1988): "Estimation of the optimal futures hedge". *Review of Economics and Statistics*. 70, 623-630

CHANG W. C., J.S. CHANG y H. FANG (1996): "Optimal futures hedge with marking-to-market and stochastic interest rates". *The Journal of Financial Research*, 19, 309-326.

CHANG J.S. y H. FANG (1990): "An intertemporal measure of hedging effectiveness". *Journal of Futures Markets*, 10, 307-321.

CHANG J. S. y L. SHANKER (1986): "Hedging effectiveness of currency options and currency futures". *The Journal of Futures Markets*. 6, 298-305.

CHEN K. C., SEARS R. S. y TZANG D. N. (1987): "Oil prices and energy futures". *Journal of Futures Markets*. 7, 501-518.

CHEUNG C. S., C. C. KWAN y P.C. YIP (1990): "The hedging effectiveness of options and futures: A mean-gini approach". *The Journal of Futures Markets*. 10, 61-73.

CHRISTIE A. (1982): "The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage, and interest rate effects". *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.

CLIMENT F. y A. PARDO (1996): "Estudio de las relaciones entre el contrato de futuro sobre IBEX-35 y su activo subyacente". *Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques, IVIE, Working Paper, WP-EC 96-13*

CORNEL B. (1985): "The weekly pattern in stock returns: Cash versus futures: A note". *Journal of Finance*, 40, 583-588.

CORREDOR P., P. LECHON y R. SANTAMARIA (1997): "El vencimiento de los derivados y el IBEX-35". *Revista de Economía Aplicada*. 5, 81-97.

CORREDOR P. y R. SANTAMARIA (1996): "El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. 15, 235-252.

CORREDOR P. y R. SANTAMARIA (1998): " Does derivatives trading destabilise the underlying assets? Evidence from the Spanish stock market". *Documento de trabajo 26/98. Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Pública de Navarra*.

COX C. C. (1976): " Futures trading and market information". *Journal of Political Economy*, 84, 1215-1237.

CROWDER W. J. y A. HAMED (1993): " A cointegration test for oil futures market efficiency". *Journal of Futures Markets*, 13, 933-941.

DICKEY D. y W. FULLER (1979): "Distribution of the estimators for autorregresive time series with unit root. *Journal of American statistical Assotiation*. 74. 427-431.

DUFFIE, D. (1989) : "*Futures Markets*". Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

DYL E. A. (1977): "Capital gains taxation and the year-end stock market behavior". *The Journal of Finance*. 32, 165-175.

DYL E. A y E. D. MARBELY (1986,a): "The weekly ptttern in stock index futures: a further note". *The Journal of Finance*. 41, 1149-1152.

\_\_\_\_\_ (1986,b): "The daily distribution of changes in the price of stock index futures". *Journal of Futures Markets*, 6, 513-521.

EDERINGTON L. (1979): "The hedging performance of the new futures markets". *The Journal of Finance*. 34, 157-170.

EFTEKHARI, B. (1998): " Lower partial moment hedge ratios". *Applied Financial Economics*, 8, 645-652.

ENGLE R. F. (1982): "Autorregresive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation". *Econometrica*. 50, 987-1008.

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

ENGLE R. F., T. ITO y W. L. LEE (1990): "Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market. *Econometrica*, 58, 525-542.

ENGLE R. F. y V. K. NG, (1993): "Measuring and testing the impact of news on volatility". *Journal of Finance*, 5, 1749-1778.

FIGLEWSKI S. (1984): "Hedging performance and basis risk in stock index futures". *The Journal of Finance*. 39, 657-669.

\_\_\_\_\_ (1985): " Hedging with stock index futures: Theory and application in a new futures market", *The Journal of Futures Markets*. 5, 183-199.

FIGLEWSKI S., Y. LANDSKRONER y W. L. SILBER (1991): "Tailing the hedge: Why and how". *Journal of Futures Markets*, 11, 201-212.

FORTENBERY T. R. y H. O. ZAPATA (1993): " An examination of cointegration relations between futures and local grain markets". *Journal of Futures Markets*, 13, 921-932.

FRANCES P. H. y D. V. DIJK (1996): "Forecasting stock market volatility using (Non-Linear) GARCH models". *Journal of Forecasting*. 15, 229-235.

FRENCH K. R., G. W. SCHWERT y R. F. STAMBAUGH(1987): "Expected stock returns and volatility". *Journal of Financial Economics*,

19, 3-29. 3-30.

GAGNON L. y G. LYPNY (1995): "Hedging short-term interest risk under time-varying distributions". *The Journal of Futures Markets*. 15, 767-783.

GEPPERT J. M. (1995): "A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length". *Journal of Futures Markets*. 5, 507-536.

GHOSH A. (1993): "Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model". *The Journal of Futures Markets*. 13, 743-752.

GHOSH A. y C. G. GILMORE (1997): "The rolling spot futures contract: An error correction model analysis". *Journal of Futures Markets*, 17, 117-128.

GIVOLY D. y A. OVADIA (1983) "Year-end tax-induced sales and stock market seasonality". *The Journal of Finance*. 38, 171-185.

GJERDE O. (1987): "Measuring hedging effectiveness in a traditional one periodic portfolio framework" *The Journal of Futures Markets*. 7, 663-674.

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.

GONZALO J. (1994): "Comparasion of five alternative methods of estimation long run equilibrium relationships" *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.

GRAMMATIKOS T. y A. SAUNDERS (1983): "Stability and the hedging performance of foreing currency futures". *The Journal of Futures Markets*. 3, 295-305.

\_\_\_\_\_ (1986): "Futures price variability: A test of maturity and volume effects". *Journal of Business*. 59, 319-330.

GRANGER C. (1981): "Some properties of time series data and their use in econometric model specification". *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.

HEANEY J. y G. POITRAS (1991): "Estimation of the optimal hedge ratio, expected utility, and ordinary least squares regression. *The Journal of Futures Markets*. 11, 603-612.

HEIFNER R. G. (1972): "Optimal hedging levels and hedging effectiveness in cattle feeding". *Agricultural Economics Research*. 2, 25-36.

HERBST A., D. KARE y S. CAPLES (1989): "Hedging effectiveness and minimum risk hedge ratios in the presence of autocorrelation: Foreign currency futures" *The Journal of Futures Markets*. 9, 185-197.

HERBST A., D. KARE y J. F. MARSHALL (1993): "A time varying, convergence adjusted, minimum risk futures hedge ratio". En *Advances in Futures and Options Research*, Editado por D.M. Cahnce y R.R. Trippi, JAI Press Inc., Greenwich, Connecticut, vol. 6, 137-155.

HILL J. y T. SCHNEEWEIS (1981): "A note on hedging effectiveness of foreign futures markets". *Journal of Futures Markets*, 1, 659-664.

\_\_\_\_\_ (1982): "The hedging effectiveness of foreign currency futures". *The Journal of Financial Research*, 1, 95-104.

\_\_\_\_\_ (1986): "International risk reduction with financial and foreign currency futures". En *Advances in Futures and Options Research*, Edited by F.J. Fabozzi, vol 1, part B, JAI Press. Greenwich, Connecticut, 113-135.

HODGSON A. y J. OKUNEV (1992): "An alternative approach for

determining hedge ratios for futures contracts". *Journal of Business Finance & Accounting*. 19(2), 211-224.

HOWARD CH. y L. D'ANTONIO (1984): "A risk return measure of hedging effectiveness". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 19, 101-112.

\_\_\_\_\_ (1987): "A risk return measure of hedging effectiveness: A reply". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 22, 377-381.

\_\_\_\_\_ (1991): "Multiperiod hedging using futures: A risk minimization approach in the presence of autocorrelation". *The Journal of Futures Markets*. 11, 697-710.

HSIN CH., J. KUO y CH. LEE (1994): "A new measure to compare the hedging effectiveness of foreign currency futures versus options". *The Journal of Futures Markets*. 14, 685-707.

JOHNSON L. (1960): "The theory of hedging and speculation in commodity futures". *Review of Economic Studies*. 27, 139-151.

JOHNSTON J. (1989): "Métodos de econometría". Vicens-Vives, Barcelona.

JOHNSTON E. T., W. A. KRACAW y J. McCONNELL (1991): "Day-of-the-week effects in financial futures: An analysis of GNMA, T-Bond, T-Note, and T-Bill contracts". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 26, 23-44.

JOHANSEN S (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economics Dynamics and Control*. 12, 231-254.

JOHANSEN S. y K. JUSELIUS (1990): "The full information maximum likelihood procedure for inference on cointegration with applications". *Oxford Bulletin of Economics Statistics*. 52, 169-210.

\_\_\_\_\_ (1992): "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for the UK". *Journal of Econometrics*. 53, 211-244.

JUNKUS J. (1986): " Weekend and day of the week effects in returns on index futures". *The Journal of Futures Markets*. 6, 397-407.

JUNKUS J. y Ch. LEE (1985): "Use of three stock index futures in hedging decisions". *The Journal of Futures Markets*. 5, 201-222

KAROLYI G. A. (1995): "A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: the case of United States and Canada. *American Statistical Association*, 13, 11-25.

KETTERER J. A. y P. LARRAGA (1990): "El mercado de futuros financieros". *Suplementos sobre el Sistema Financiero de Papeles de Economía Española*. 29. 85-109

KAHL K. (1983): "Determination of the recommended hedging ratio". *American Journal of Agricultural Economics*. 65, 603-605

KAHL K. (1986): "A reformulation of the portfolio model of hedging: Comment". *American Journal of Agricultural Economics*. 68

KOLB R. y J. OKUNEV (1992): " An empirical evaluation of the extended mean-gini coefficient for futures hedging". *The Journal of Futures Markets*. 12, 177-186.

\_\_\_\_\_ (1993): "Utility maximizing hedge ratios in the extended mean-gini framework". *The Journal of Futures Markets*. 13, 597-609.

KOUTMOS G. (1995): "Asymmetric volatility transmissions in international of stock markets". *Journal of International Money Finance*, 14, 747-762.

KOUTMOS G. y A. PERICLI (1998): "Dynamic hedging of commercial paper whit T-bill futures". *Journal of Futures Markets*, 8,

925-938.

KOUTMOS G. y M. TUCKER (1996): "Temporal relationships and dynamic interactions between spot and futures stock markets". *Journal of Futures Markets*.16, 55-69.

KREMERS J.J.M., N.R. ERICSSON y J. DOLADO (1992): "The power of cointegration test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,169-210.

KRONER K. y J. SULTAN (1991): "Exchange rate volatility and time varying hedge ratios". *Pacific-Basin Capital Markets Research, Vol II*, S. G. Rhee y R. P. Chang, eds. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, North- Holland.

\_\_\_\_\_. (1993): "Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 28, 535-551.

KUO Ch. y K. CHEN (1995): "A risk-return measure of hedging effectiveness: A simplification". *Journal of Futures Markets*.15,39-44.

KWIATKOWSKI D., P. PHILLIPS, P. SCHMIDT y Y. SHIN (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*. 52. 159-178.

LAKONISHOK J. y E. MARBELY (1990): "The weekend effect: trading patterns individual and institutional investors". *The Journal of Finance*. 45, 231-243.

LAI K. S. y M. LAI (1991): " A cointegration test for market efficiency". *Journal of Futures Markets*, 11, 567-575.

LAFUENTE J. A. (1995): "Rendimientos y volatilidad en el mercado español de futuros sobre el IBEX-35". *Mimeo*.

\_\_\_\_\_ (1998): "Estrategias dinámicas de cobertura en el mercado de futuros sobre el IBE-35". *III Jornadas de Economía Financiera. Bilbao. Vol. 2, 85-138.*

LENCE S. H. (1995): " On the optimal hedge under unbiased futures price". *Economics Letters, 47, 385-388.*

LENCE S. H., M. L. HAYENGA y M.D. PATTERSON (1996): "Storage profitability and hedge ratio estimation". *Journal of Futures Markets, 16, 655-676.*

LEE T. H. y Y. K. TSE (1996): " Cointegration test with conditional heteroskedasticity". *Journal of Econometrics, 73, 401-410.*

LEON A. y J. MORA (1996): "Modelling conditional heteroskedasticity: Application to stock return index IBEX-35". *Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques, IVIE, Working Paper, WP-AD 96-11.*

LEVY H. y H. M. MARKOWITZ (1979): "Approximating expected utility by a function of mean and variance". *The American Economic Review. 3, 308-317.*

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

LIEN D. y X. LUO (1993a): " Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets". *The Journal of Futures Markets. 13, 909-920.*

\_\_\_\_\_ (1993b): "Estimating the extended mean-gini coefficient for futures hedging". *The Journal of Futures Markets. 13, 665-676.*

\_\_\_\_\_ (1994): "Multiperiod hedging in the presence of conditional heteroskedasticity". *The Journal of Futures Markets. 14, 927-955.*

LIEN D. y Y. K. TSE (1998): "Hedging time-varying downside risk".

---

*The Journal of Futures Markets*. 18, 705-722.

LINDAHL M. (1989): "Measuring hedging effectiveness with  $R^2$ : A note". *The Journal of Futures Markets*. 9, 469-475.

\_\_\_\_\_ (1990): "Erratum: measuring hedging effectiveness with  $R^2$ : A note". *The Journal of Futures Markets*. 10, 679.

\_\_\_\_\_ (1991): "Risk- return hedging effectiveness measures for stock index futures". *The Journal of Futures Markets*. 11, 399-409.

\_\_\_\_\_ (1992): " Minimum variance hedge ratios for stock index future: Duration and expiration effects". *Journal of Futures Markets*. 12, 33-53

LYPNY G. y M. POWALLA (1998): "The hedging effectiveness of DAX futures". *The European Journal of Finance*, 4, 345-355.

MALLIARIS A. G. (1997): " *Futures markets (Volumen I)*". Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham, Glos, UK.

MALLIARIS A. G. y J. URRUTIA(1991a): "Test of random walk of hedge ratios and measures of hedging effectiveness for stock indexes and foreing currencies". *Journal of Futures Markets*. 11, 55-68.

\_\_\_\_\_ (1991b): "The impact of the lengths of estimation periods and hedging horizons on the effectiveness of a hedge: Evidence from foreing currency futures". *The Journal of Futures Markets*. 11, 271-289.

MASIH A. M. y R. MASIH(1992): "A fractional cointegration approach to testing mean reversion between spot and forward exchange rates: A case of high frequency data with low frequency dynamics". *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, 987-1003.

McCABE G. y D. SOLBERG (1989): " Hedging in the treasury bill futures market when the hedged instrument and the deliverable instrument are not matched". *The Journal of Futures Markets*. 9, 529-537

McLEOD A. y W. K. LI (1983): "Diagnostic checking ARMA times series models using squared residual autocorrelation". *Journal of Time Series Analysis*, 4, 269-273.

MERRICK J.J. (1988): "Hedging with mispriced futures". *The Journal of Futures Markets*. 3, 451-464.

MILLER M. H. (1994): "Innovación y Volatilidad en los mercados financieros". Celeste Ediciones, Madrid. Traducción Título Original: "Financial innovations and market volatility" (1991).

MORRIS, Ch. (1989): "Managing stock market risk with stock index futures", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. June, 3-16. En *The Financial Derivatives Reader* (1992). Kolb Publishing Company, Miami, Florida.

MUÑOZ M<sup>a</sup>. J., M<sup>a</sup>. A. FERNANDEZ y L. NIETO (1997): "Análisis de causalidad entre el IBEX-35 y el futuro sobre el índice en un contexto de cointegración". *Análisis Financiero*, 71, 16-26.

MYERS R. (1991): "Estimating time varying optimal hedge ratios on futures markets". *The Journal of Futures Markets*. 11, 39-53.

MYERS R. J. y S. R. THOMPSON (1989): "Generalized optimal hedge ratio estimation" *American Agricultural Economics association*, 71, 858-868.

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

NEWBY W. Y K. WEST (1987): "A simple positive-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometrica*, 55, 703-708.

OVERDHAL J. y D. STARLEAF(1986): "The hedging performance of the CD futures market". *The Journal of Futures Markets*. 6,71-82.

PAGAN A. R. y G. W. SCHWERT(1990): "Alternative models for

conditional stock volatility". *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.

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.

PARK T. y L. SWITZER(1995a): "Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: A note". *The Journal of Futures Markets*. 15, 61-67.

\_\_\_\_\_ (1995b): "Time-varying distributions and the optimal hedge ratios for stock index futures". *Applied Financial Economics*, 5, 131-137.

PECK A. (1975): "Hedging and income stability: Concepts, Implications, and an example". *American Economic Review*. 57, 410-419.

PEIRO A. (1994a): "La estacionalidad diaria del mercado de acciones español". *Investigaciones Económicas*, 3, 557-569.

\_\_\_\_\_ (1994b): "Daily seasonality in stock returns: further international evidence". *Economics Letters*, 45, 227-232.

PEÑA J. I. (1992): "On meteor showers in stock markets: new York vs Madrid". *Investigaciones Económicas*, 2, 225-234.

\_\_\_\_\_ (1995): "Daily seasonalities and stock market reforms in Spain". *Applied Financial Economics*, 5, 419-423.

PHILLIPS-PATRICK F. y T. SCHNEEWEIS (1988): "The "weekend effect" for stock indexes and stock index futures: Dividend and interest rate effect". *Journal of Futures Markets*, 8, 115-121.

PIZZI M. A., A. J. ECONOMOPOULOS y H. M. O'NEILL (1998): "An examination of the relationship between stock index cash and futures markets: A cointegration approach". *Journal of Futures Markets*, 18, 297-305.

- RUIZ E. (1994): "Modelos para series temporales heterocedásticas". *Cuadernos económicos de I.C.E.*, 56, 73-108.
- SAMUELSON P.A. (1965). "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly". *Industrial Management Review*, 6, 41-49.
- SANTESMASES M. (1986): "An investigation of the spanish stock market seasonalities". *Journal of Business and Accounting*, 13, 267-275.
- SATYANARAYAN S. (1998): " A note on a risk-return measure of hedging effectiveness". *Journal of Futures Markets*, 18, 867-870.
- SCHROEDER T. C. y B. K. GOODWIN (1991): " Price discovery and cointegration for live hogs". *Journal of Futures Markets*, 11, 685-696.
- SCHWARTZ T.V. y F.E. LAASTSCH (1991): " Dynamic efficiency and price leadership in stock index cash and futures markets". *Journal of Futures Markets*, 6, 669-683.
- SHALIT H. (1995): "Mean-gini hedging in futures markets". *The Journal of Futures Markets*. Vol.15. Nº5. 617-635.
- SHALIT H. y S. YITZHAKI (1984): "Mean-gini, portfolio theory, and the pricing of risky assets" *The Journal of Finance*. 39, 1449-1468.
- SHEFRIN H. y M. STATMAN (1985): "The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence". *The Journal of Finance*. 40, 777-790.
- SKINNER D. J. (1989): " Options markets and stock return volatility". *Journal of Financial Economics*, 23, 61-78.
- SOLNIK B. (1990): "The distribution of daily stock returns and settlement procedures:The Paris bourse". *The Journal of Finance*. 45, 1601-1609.
- SOLNIK B. y L. BOUSQUET (1990): "Day-of the week effect on the Paris Bourse". *Journal of Banking and Finance*. 14, 461-468.

STEIN J.L. (1961): "The simultaneous determinations of spot and futures prices". *American Economic Review*, 5, 1012-1025.

STOLL, H. R. y R.E. WHALEY (1993): "Futures and Options: Theory and Applications". South-Western Publishing Co., Cincinnati, Ohio.

TONG W. (1996): "An examination of dynamic hedging". *Journal of International Money and Finance*, 15, 19-35.

TORRO H. (1995): "Evolución temporal de la razón de cobertura. Una aplicación al IBEX-35". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 82, 125-144.

TORRO H. y E. NAVARRO (1998): "Cobertura dinámica del riesgo de interés con futuros. Una aplicación al mercado interbancario español". *III Jornadas de Economía Financiera. Bilbao. Vol. 2*, 55-84.

TSE Y. K. (1998): "International transmission of information: evidence from the Euroyen and Eurodollar futures markets". *International Money and Finance*. 17, 909-929.

WAHAB M. y M. LASHGARI (1993): "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets". *Journal of Futures Markets*, 13, 711-742.

WEISS, A. A. (1986): "Asymptotic theory for ARCH models: estimation and testing". *Econometric Theory*, 2, 107-131.

WHITE H. (1980): "A heteroskedasticity-Consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity". *Econometrica*, 48, 817-838.

VISWANATH P. V. (1993): "Efficient use of information, convergence adjustments, and regression estimates of hedge ratios". *The Journal of Futures Markets*. 13, 43-53.

WITT H., T. SCHROEDER y M. HAYENGA (1987): "Comparison of analytical approaches for estimating hedge ratios for agricultural

commodities". *The Journal of Futures Markets*. 7, 135-146.

WONG K.A., T. K. HUI y C.Y. CHAN (1992): " Day-of-the-week effects:evidence from developing stock markets". *Applied Financial Economics*. 2, 4956.

WORKING H. (1953): "Futures traiding and hedging". *American Economic Review*. 43, 314-343.

YITZHAKI S. (1982) "Stochastic dominance, mean variance and gini's mean difference". *American Economic Review*. 72, 178-185.

\_\_\_\_\_ (1983): " On an extension of the gini inequality index". *International Economic Review*. 24, 617-628.

ZULAICA A. (1992): " Estrategias de gestión de riesgo de carteras de renta variable española con futuros y opciones sobre índices bursátiles extranjeros". *Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI). Doc. de Trabajo N° 9202.*

#### REFERENCIAS LEGISLATIVAS:

- Orden del Ministerio de Economía y Hacienda del 10 de Junio de 1997 sobre Operaciones de las Instituciones de Inversión Colectiva de carácter financiero en instrumentos derivados, publicada en el BOE del 13 de Junio de 1997.

- Circular 122/92 y 123/92 de MEFF-RV donde se recogen las comisiones de los contratos de opciones y futuros sobre el IBEX-35.

- Circular 17/93 y 18/93 de MEFF-RV donde se recogen las comisiones de los contratos de opciones y futuros sobre el IBEX-35 y opciones sobre acciones. Estas Circulares dejan sin efecto a las 122/92 y 123/92, respectivamente.

- Circular 1/96 de MEFF-RV donde se refunden en una sola circular todas las tarifas y comisiones recogidas en diversas Circulares, así como modificar las que sea necesario.

- Circular 18/96 de MEFF-RV sobre tarifas relativas a comisiones de negociación y liquidación de los contratos IBEX-35 Plus.
- Circular 9/97 de MEFF-RV donde se refunden en una sola circular todas las tarifas y comisiones recogidas en diversas Circulares, así como modificar las que sea necesario.

# **Resumen Tesis Doctoral**

**Vicent Aragó Manzana.**

## **COBERTURA DINÁMICA CON CONTRATOS DE FUTURO SOBRE ÍNDICES BURSÁTILES.**

El objetivo principal de esta Tesis es estudiar la constancia temporal del ratio de cobertura óptimo. El estudio se realiza para duraciones de la cobertura diaria y semanal. Con objeto de estimar ratios de cobertura no constantes, se propone la utilización de modelos de Corrección de Error GARCH Bivariantes. Estos modelos permiten determinar ratios de cobertura que se ajustan frente a la llegada de noticias al mercado. También se analiza la existencia de un comportamiento diferencial del valor del ratio de cobertura alrededor de la fecha de vencimiento del contrato de futuro. Los resultados muestran que el ratio de cobertura debe ajustarse a la llegada de información frente a políticas de cobertura estáticas.

Para determinar la conveniencia de realizar políticas de carácter dinámico, se utilizan medidas de efectividad que incorporan los costes de transacción en los que se incurre al ajustar la posición de futuros. El estudio de la efectividad se realiza desde una óptica ex-post y una ex-ante, más ajustada al verdadero proceso de decisión llevado a cabo por el inversor. Como conclusión de este estudio, se obtiene que con las políticas de cobertura dinámicas se producen resultados en los que se consigue reducir el riesgo de la posición cubierta, aunque su realización, en determinados casos, no es viable económicamente.

# **Doctorate Thesis Abstract**

**Vicent Aragó Manzana**

## **DYNAMIC HEDGING WITH STOCK INDEX FUTURES CONTRACTS**

The main aim of this thesis is to study the time constancy of the optimal hedge ratio. The study is carried out on daily and weekly hedge period lengths. With the aim of estimating non-constant hedge ratios, we propose to use Bivariate Error Correction GARCH Models. These models allow the determination of hedge ratios that adjust to market news. Another aspect to be analysed is the observation of hedge ratio differential behaviour around the expiration date of the futures contract. The results show that the hedge ratio should adjust to information over static hedging policies.

In order to prove the advisability of adopting dynamic policies, measures of effectiveness have been carried out that incorporate transaction costs incurred when adjusting the position of futures. The study of effectiveness is made from ex ante and ex post points of view, as it is closer to the real-life investors decision-making process. Finally, we draw the conclusion that dynamic hedging policies produce results that allow a reduction in the risk of the hedged position, although its implementation is not economically viable in some cases.