

COBERTURA CON CONTRATOS DE FUTURO: APROXIMACIÓN COEFICIENTE MEDIA DE GINI** .

Aragó Manzana*, V.; Fernández Izquierdo, M.A .
Universidad Jaume I.

RESUMEN

En este trabajo proponemos la utilización del *coeficiente Media de Gini Extendido (MGE)* como una medida alternativa de dispersión para determinar el ratio de cobertura con contratos de futuro sobre el índice bursátil IBEX-35. La utilización de esta medida de dispersión es consistente con las *reglas de dominio estocástico de segundo orden* y puede ser aplicada sin necesidad de hacer ningún tipo de supuesto sobre la *función de distribución*, lo que relaja las hipótesis que implícitamente se asumen en la aproximación media-varianza a la cobertura. Además, permite considerar inversores con diferente grado de *aversión al riesgo*.

INTRODUCCIÓN.

La cobertura con contratos de futuros utilizando una aproximación media varianza (M-V) ha sido ampliamente estudiada. La mayor parte de los trabajos que siguen esta aproximación intentan determinar el ratio de cobertura que minimiza el riesgo de la posición cubierta (medido este por la varianza del rendimiento). Ejemplos de estos trabajos son: Johnson (1960), considera posiciones al contado sobre mercaderías; Ederington (1979) quien realiza el estudio sobre dos instrumentos de deuda (GNMA y T-bill); Figlewski (1984,1985) realiza el mismo estudio sobre índices de acciones y Hill et.al. (1982) quienes realizan este estudio sobre divisas. No obstante, y de forma paralela a estos estudios, comienzan a proliferar otros en los que se intenta explicitar, como objetivo principal, nuevas medidas de efectividad de la cobertura que tengan en cuenta no solo el efecto de la cobertura sobre el rendimiento de la posición cubierta, sino también sobre el riesgo de esta posición. Para ello tratan de maximizar la función de utilidad del inversor. Dentro de este tipo de estudios destacan los trabajos de: Howard et.al (1984 y 1987), Chang et.al. (1986), Gjerde (1987), Lindhal (1991) y Hsin et.al (1994), entre otros.

De acuerdo con el análisis M-V que se realiza para determinar tanto la razón de cobertura que minimiza el rendimiento de la posición cubierta, como la que maximiza la función de utilidad del inversor, se está asumiendo implícitamente que la función de utilidad de los inversores es cuadrática y que la función de distribución del rendimiento de los precios es normal. Sin embargo, gran cantidad de trabajos sugieren que la asunción de la normalidad de los rendimientos no es correcta y que asumir funciones de utilidad cuadrática es demasiado restrictivo. Por ejemplo, Ruíz (1993), rechaza la hipótesis de normalidad en el mercado español de capitales.

Con el objeto de superar estas restricciones, comienzan a proliferar trabajos en los que se intenta fijar un nuevo modelo a partir del que determinar el ratio de cobertura, y medir la efectividad de los contratos de futuros. Dentro de los trabajos que intentan alcanzar estos objetivos destacan: Cheung et.al(CKY) (1990), quienes son los primeros en aplicar la aproximación de dominio estocástico a la cobertura con instrumentos financieros y utilizar un análisis Media-Gini consistente con las reglas de dominio estocástico. Hodgson et.al (1992), Kolb et.al (1992, 1993), Shalit (1995) y Lien te.al(1999), utilizan una extensión del modelo Media-Gini utilizado por CKY -llamado modelo Media Gini Extendido (MGE)-, que les permite considerar diferentes valores del parámetro que recoge la aversión al riesgo del coberturista. Mientras que Lien et.al (1993), utilizan un modelo de estimación no paramétrica para evaluar los ratios de cobertura estimados con la aproximación MGE.

La finalidad de nuestro trabajo es doble. En primer lugar, estimar el ratio de cobertura sin necesidad de asumir las dos hipótesis restrictivas que se realizan en la aproximación M-V, para ello utilizaremos un análisis MGE, ya que este es consistente con las reglas de dominio estocástico y permite considerar diferentes valores del parámetro que mide la aversión al riesgo del inversor. En segundo lugar, comparar

** Los autores desean agradecer la ayuda financiera recibida por la Fundación Caixa Castelló-Bancaixa (PIA97-24)

* Quisiera agradecer la ayuda financiera recibida por la Fundación Caixa Castelló-Bancaixa 1998, para la realización de una estancia de investigación en la Universidad Carlos III de Madrid.

los ratios de cobertura estimados de acuerdo con la aproximación MGE con los ratios de cobertura obtenidos utilizando tres modelos econométricos (MCO, incluyendo mecanismo de corrección de error y modelos ARIMA) para la obtención del RCMV considerando una aproximación M-V. Para alcanzar este doble objetivo, hemos estructurado el trabajo de la siguiente forma. El segundo epígrafe lo dedicamos a analizar la metodología propuesta por Ederington para estimar el RCMV y su medida de efectividad. En el tercero, analizamos la aproximación Media-Gini (MG), y la aproximación Media-Gini Extendida (MGE). El cuarto lo dedicamos a resumir los datos utilizados, contrastando si se cumple la hipótesis de normalidad en el mercado de contado y de futuro para el índice IBEX-35 y los resultados obtenidos de aplicar las diferentes aproximaciones que se proponen. El quinto epígrafe lo dedicamos a resumir los resultados del estudio empírico y finalmente recogemos las referencias bibliográficas.

METODOLOGÍA EDERINGTON.

La metodología propuesta por Ederington (1979), se basa en la aplicación de la aproximación Media-Varianza, y por lo tanto en la asunción implícita de que los rendimientos de los precios es normal o que la función de utilidad de los inversores es cuadrática. El objetivo del coberturista es el de minimizar el riesgo (medido por la varianza de los rendimientos) de la posición cubierta.

De acuerdo con esta aproximación, se considera, por lo tanto, inversores aversos al riesgo, donde tal y como se presenta en la ecuación (1), el objetivo del coberturista es el de minimizar (Min) la varianza (Var) del cambio en el valor de la cartera cubierta durante el periodo t ($R_{p,t}$), donde $R_{s,t}$ y $R_{f,t}$ son el cambio en el logaritmo neperiano de los precios al contado y futuro durante el periodo t , respectivamente, y N el ratio de cobertura.

$$\begin{aligned} \text{Min Var}(R_{p,t}) &= \text{Var}(R_{s,t} + NR_{f,t}) = \\ &= \text{Var}(R_{s,t}) + N^2 \text{Var}(R_{f,t}) + 2NCov(R_{s,t}, R_{f,t}) \end{aligned} \quad (1)$$

El valor del RCMV (N^*), se obtendrá al igualar a cero la derivada de la varianza de la posición cubierta ($R_{p,t}$) respecto a N , tal y como queda recogido en la ecuación (2). El RCMV es igual a la pendiente (β) de la recta de regresión por MCO de los cambios de los precios al contado ($R_{s,t}$) respecto a los cambios en los precios de futuro ($R_{f,t}$), de acuerdo a la ecuación (3)¹.

$$\frac{\partial \text{Var}(R_{p,t})}{\partial N} = 2N\text{Var}(R_{f,t}) + 2Cov(R_{s,t}, R_{f,t}) = 0 \quad (2)$$

$$N^* = - \frac{Cov(R_{s,t}, R_{f,t})}{\text{Var}(R_{f,t})}$$

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

El grado de efectividad (HE) de la cobertura viene medido por el grado de reducción del riesgo de la posición cubierta respecto a la posición al contado. La ecuación (4) muestra que esta medida de efectividad es el cuadrado del coeficiente de correlación entre los cambios de precios al contado y futuro ($\rho_{s,f}^2$), de forma que cuanto mayor sea el grado de correlación, más efectiva será la cobertura.

$$HE = \frac{\text{Var}(R_{s,t}) - \text{Var}(R_{p,t})}{\text{Var}(R_{s,t})} = 1 - \frac{\text{Var}(R_{p,t})}{\text{Var}(R_{s,t})} = \rho_{s,f}^2 \quad (4)$$

APROXIMACIONES MEDIA-GINI Y MEDIA-GINI EXTENDIDA.

Cheung et.al (1990) son los primeros en proponer la aproximación de dominio estocástico a la cobertura con instrumentos derivados. Estos autores utilizan la diferencia media de Gini (Γ) como una medida del riesgo. La ventaja de esta medida de dispersión respecto a la varianza, es que no se tiene que

¹ La frecuencia de la serie de precios la ajustaremos al horizonte temporal de inversión del coberturista. Así, para estudiar el RCMV y la efectividad de la cobertura para duraciones semanales, trabajaremos con las primeras diferencias de series de precio de frecuencia semanal.

realizar ningún supuesto restrictivo sobre la función de distribución. Estos autores utilizan, lo que llaman, un análisis Media-Gini (MG), que tiene la ventaja de ser consistente con las reglas de dominio estocástico.

La diferencia media de Gini (Γ) 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. Siguiendo el trabajo de Shalit et.al (1984) este estadístico se puede expresar de acuerdo a la ecuación (5), donde: $F(R)$ es, la función de distribución del proyecto de inversión R , y $a \geq -\infty$ y $b \leq \infty$ de forma que $F(a)=0$ y $F(b)=1$.

$$\Gamma = \int_a^b (1 - F(R)) dR - \int_a^b (1 - F(R))^2 dR \quad (5)$$

Yitzhaki (1982) 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 de dominio estocástico, es necesario que se cumplan las siguientes desigualdades (6) y (7), donde: μ_i y Γ_i son la media y la diferencia media de Gini de los dos proyectos de inversión que estamos comparando.

$$\mu_1 \geq \mu_2 \quad (6)$$

$$\mu_1 - \Gamma_1 \geq \mu_2 - \Gamma_2 \quad (7)$$

Al combinar las expresiones (6) y (7) Yitzhaki, define el siguiente criterio de eficiencia: Un proyecto de inversión es eficiente de acuerdo a la aproximación Media-Gini (MG) sobre otro proyecto de inversión, si se cumplen las anteriores desigualdades. Si estas se cumplen, se podrá asegurar que el primer proyecto domina estocásticamente de acuerdo a las reglas de segundo orden al primer proyecto.

Destacar que si se utilizan 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 tener que realizar ningún supuesto sobre la función de distribución de los rendimientos como ocurría en el análisis M-V. 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.

Hodgson et.al(1992) y Kolb et.al(1992), amplían el análisis inicial de Cheung et.al. Estos autores proponen que se utilice el coeficiente Media Gini Extendido (MGE) como coeficiente de dispersión, en vez del coeficiente Media Gini (MG), ya que de esta forma, será posible ampliar el estudio considerando diferentes valores del parámetro que mide la aversión al riesgo de los inversores.

Yitzhaki (1983) define el coeficiente MGE de acuerdo con la ecuación (8), donde: $G(R)$ es la función de distribución del proyecto de inversión R y V es el parámetro que mide la aversión al riesgo.

$$\Gamma(V) = \int_a^b (1 - G(R)) dR - \int_a^b (1 - G(R))^V dR \quad (8)$$

El coeficiente MGE definido en (8) representa una familia de coeficientes de dispersión, donde las diferencias entre estos coeficientes se producen de acuerdo a diferentes valores del parámetro V . Cuanto mayor es el valor de V más averso al riesgo es un inversor; 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 $0 \leq V < 1$. En definitiva, la aproximación MG es un caso particular de la MGE para $V=2$.

De forma similar a las desigualdades (6) y (7), pero de acuerdo con las condiciones de eficiencia de la aproximación MGE, un proyecto de inversión es eficiente respecto a otro, tal y como demuestra Yitzhaki (1983), si se cumplen las desigualdades (9) y (10):

$$\mu_1 \geq \mu_2 \quad (9)$$

$$\mu_1 - \Gamma_{1(V)} \geq \mu_2 - \Gamma_{2(V)} \quad (10)$$

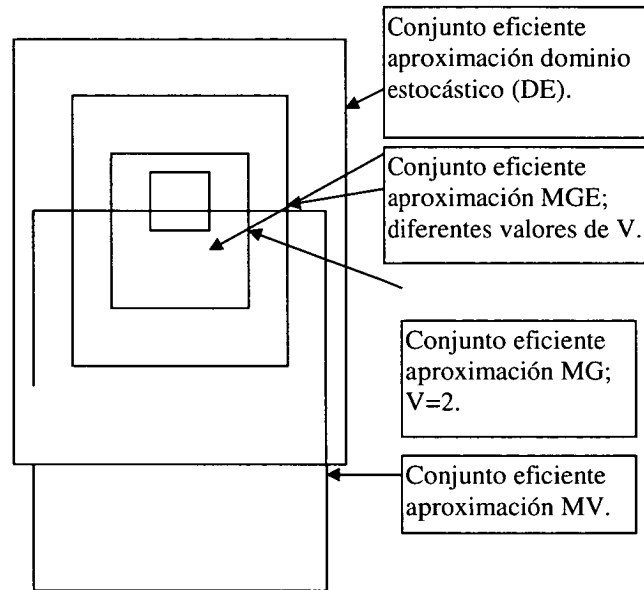
Tal y como se puede apreciar en la figura N°1 (Fuente: Hodgson et.al. 1992), algunos proyectos que son eficientes desde el punto de vista de la aproximación M-V, no lo son desde la aproximación de dominio estocástico.

El calculo del coeficiente extendido de Gini se realiza, tal y como queda recogido en la expresión² (11), 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 la unidad ($(1-F(R_p))^{V-1}$):

$$\Gamma(V) = -VCov(R_p, (1-F(R_p))^{V-1}) \quad (11)$$

² Véase Shalit et.al. (1984).

FIGURA N°1: RELACIÓN ENTRE LOS CONJUNTOS EFICIENTES DE LAS APROXIMACIONES MV, MG, MGE Y DE.



Para estimar el coeficiente MGE se deberá calcular previamente el valor del CFD. No obstante, la verdadera función de distribución no es conocida. Para estimarla, Hodgson et.al.(1992), Kolb et.al.(1992, 1993) ordenan los rendimientos observados de la cartera cubierta de menor a mayor, y expresan el CFD³ de acuerdo a la expresión (12), 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.

$$(1 - F(R_p))^{V-1} = \frac{(N - \text{Orden}(R_p))^{V-1}}{N} \quad (12)$$

El siguiente paso será determinar el ratio de cobertura considerando la aproximación MGE. Hodgson et.al. (1992) y Kolb et.al.(1992), definen el rendimiento de una cartera compuesta por la compra de un activo al contado más la venta de contratos de futuros cuyo subyacente es la posición que se toma al contado. El rendimiento de esta cartera queda representado en (13), donde: R_{pt} , R_{st} , R_{ft} son, respectivamente, el rendimiento de la cartera, de la posición al contado y del contrato de futuros en el momento t, y X_f es el ratio de cobertura.

$$R_{pt} = R_{st} + X_f R_{ft} \quad (13)$$

Al sustituir R_p en (11) y diferenciar respecto a X_f , se obtiene el ratio de cobertura de acuerdo a la aproximación MGE. El valor de este ratio viene determinado en la siguiente expresión:

$$X_f = \frac{-\text{Cov}\left(R_f, (1 - F(R_p))^{V-1}\right)}{\frac{\partial \text{Cov}\left(\left(R_f, (1 - F(R_p))^{V-1}\right)\right)}{\partial X_f}} \quad (14)$$

El problema de esta última expresión, es que el denominador es difícil de calcular, por lo que para estimar el ratio de cobertura (X_f) se utiliza un proceso de iteración⁴. Este proceso comenzará, para un determinado valor del parámetro V, dándole un valor al ratio de cobertura (X_f). Con este valor se podrá estimar el rendimiento de la posición cubierta, y de acuerdo con la expresión (12), el CFD elevado a V-1. 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 (11). Este proceso se repetirá, para diferentes valores del X_f , hasta minimizar el valor de $\Gamma(V)$.

³ Para una crítica al método de estimación de la función de distribución, ver Lien et.al.(1993).

⁴ En Kolb et.al.(1992) y Hodgson et.al.(1992), se explica, de forma detallada, el proceso de iteración que posibilita estimar el ratio de cobertura que minimiza el coeficiente MGE.

CONTRASTACIÓN EMPÍRICA.

Antes de pasar a estudiar y comparar los ratios de cobertura estimados de acuerdo con las aproximaciones M-V y MGE, creemos que es importante detenernos en analizar los datos utilizados en el estudio.

Los datos fueron proporcionados por MEFF-RV, en concreto precios de cierre del índice IBEX-35 y precios de liquidación del contrato de futuros sobre este mismo subyacente para los vencimientos más cercanos. Hemos trabajado con series de precio diarias para el periodo temporal comprendido entre el 8 de enero de 1993 y el 29 de diciembre de 1995. El rendimiento de las series de precio se ha calculado como al diferencia del logaritmo neperiano de los precios de dos sesiones de negociación consecutivas ($R_{i,t} = \log(P_{i,t}/P_{i,t-1})$).

Antes de estimar el RCMV considerando las dos aproximaciones expuestas, en el cuadro 1 se presentan diferentes estadísticos descriptivos de las series de contado y de futuro, y principalmente el contraste de normalidad de Bera y Jarque (1982). De los resultados destaca la existencia de problemas de autocorrelación -de acuerdo al test Ljung Box para 15 retardos(Q(15))- para la serie de contado, no así para el futuro, y de heterocedasticidad -considerado los resultados del test de Ljung Box sobre el cuadrado de las series(Q²(15)) y con el test de multiplicadores de Lagrange de Engle (1982)-, tanto para la serie de contado como de futuro.

Adicionalmente, en la segunda parte del cuadro se presentan los resultados del test de raíces unitarias de Dickey y Fuller ampliado (DFA) y Phillips-Perron(PP), para analizar la integrabilidad del logaritmo del precio de ambas series, así como el resultado de contrastar la existencia de relaciones de cointegración siguiendo la metodología de dos etapas de Engle y Granger (1987)⁵. Para ello, hemos contrastado si los residuos estimados de la ecuación de equilibrio a largo plazo entre el logaritmo de los precios contado y futuro es estacionaria, si no se rechaza esta hipótesis se dice que ambas series comparten una tendencia estocástica común o que están cointegradas.

CUADRO 1: ANÁLISIS DESCRIPTIVO RENDIMIENTOS Y CONTRASTES RAÍCES UNITARIAS.

ANÁLISIS DESCRIPTIVO RENDIMIENTOS						
	ASIM	CURT	B-J	Q(15)	Q ² (15)	LM(5)
R _{S,T}	-0.039	3.65	13.13(0.001)	26.33(0.035)	27.85(0.023)	14.86(0.011)
R _{F,T}	-0.064	3.56	10.30(0.006)	20.87(0.141)	35.97(0.002)	18.23(0.003)
TEST RAÍCES UNITARIA Y COINTEGRACIÓN.						
	LIBEX		LFUT		COINT.	
DFA	-2.386		-2.466		-7.648*	
PP	-2.604		-2.671		-20.263*	

En este cuadro se recoge, en la primera parte, estadísticos descriptivos de las series de rendimiento de contado y futuro. ASIM y CURT son, respectivamente, los coeficientes de asimetría y curtosis; B-J es el test de normalidad de Bera-Jarque que se distribuye como una χ^2_2 bajo la hipótesis de normalidad; Q(15) es el test de Ljung Box para contrastar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación para 15 retardos, bajo esta hipótesis se distribuye como un χ^2_{15} ; Q²(15) test de Ljung-Box sobre el cuadrado de las series y se utiliza para detectar problemas de heterocedasticidad; LM(5) Test de Engle, basado en multiplicadores de Lagrange, que bajo la hipótesis nula de homocedasticidad, se distribuye como una χ^2_5 .

En la segunda parte se recogen los test de raíces unitarias de DFA(con constante sin tendencia y un único retardo) y PP (para un retardo de truncamiento de 6) para las series de logaritmo de precios de contado (LIBEX) y de futuro (LFUT). También se resumen, siguiendo el test de cointegración en dos etapas de Engle y Granger (1987), los resultados de aplicar esos mismos test de raíces unitarias sobre la serie de residuos(ϵ_t) estimados de la ecuación de equilibrio de largo plazo ($\text{libex}_t = a + b\text{lfut}_t + \epsilon_t$). En este último caso para DFA se ha considerado constante y 3 retardos y para PP 6 retardos de truncamiento

Los valores entre paréntesis son niveles de significación críticos o valores-p.

* Se rechaza la hipótesis nula al 1% de significación.

RESULTADOS RCMV.

Tal y como recogíamos en la expresión (2), el RCMV se obtiene al regresar por MCO la diferencia de precios el contado respecto a la diferencias de los precios de futuro. No obstante, y tal y como demuestra de forma teórica Lien (1996), no considerar las relaciones de cointegración entre las series de precio al contado y futuro, ocasionará problemas de infraestimación del ratio de cobertura óptimo, dando

⁵ Los resultados que se obtienen al aplicar el método propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), son los mismos.

lugar a que la efectividad de la cobertura no sea la máxima alcanzable⁶. Por otra parte, siguiendo el trabajo de Herbst, et.al.(1989, 1992), también estimaremos el RCMV utilizando la metodología ARIMA desarrollada por Box-Jenkins para solucionar los problemas de autocorrelación que existen entre las series de precio al contado y futuro. La no consideración de este aspecto dará lugar a estimaciones no eficientes e invalidará la aplicación de métodos de inferencia (Jhonston, 1984).

Los resultados que se obtienen al aplicar cada uno de los métodos de estimación quedan recogidos en el cuadro (2), destaca: que el mayor valor del RCMV (**0.791**) se obtiene al considerar la existencia de una tendencia estocástica común y utilizar modelos de corrección de error (MCE), resultado que coincide plenamente con los obtenidos por, Ghosh (1993) y Lien (1996) en coberturas sobre diferentes índices bursátiles. Por otra parte, el valor del RCMV obtenido utilizando modelos ARIMA (**0.788**) es superior al obtenido con la simple regresión por MCO (**0.771**).

Los resultados obtenidos, demuestran que la consideración del MCE para estimar el RCMV es importante. su no consideración, provocará infraestimaciones del verdadero valor del RCMV y una disminución de la efectividad de la cobertura. En definitiva, al incluir el MCE, lo que estamos considerando es el valor desfasado un periodo de la base⁷ como una nueva variable explicativa en el modelo de regresión⁸.

CUADRO 2: RESULTADOS RCMV DIFERENTES TÉCNICAS ECONÓMICAS DE ESTIMACIÓN.

	MCO	MCE	ARIMA
RCMV	0.771	0.791	0.788
E.S.(ESTIMADORES)	0.016	0.013	0.0151
Q(15)	88.27	79.43	39.31
R ²	0.798	0.861	0.796

Se recogen los resultados de la estimación del RCMV y efectividad (R²) de las tres aproximaciones econométricas ya comentadas. El modelo ARIMA se ha estimado de acuerdo a un modelo de transferencia (0,1,0) y una modelización ARIMA(0,1,1) para el termino estocástico de error. Se ha llegado a esta modelización tras utilizar los criterios de selección de Akaike y Schwartz.

RESULTADO APROXIMACIÓN MGE.

Para estimar el ratio de cobertura que minimiza el coeficiente MGE, hemos seguido el proceso iterativo descrito en el tercer epígrafe. Debemos recordar que para estimar el CFD, ordenábamos los rendimientos de la cartera cubierta de menor a mayor, de forma que CFD lo expresábamos como: $(N - \text{Orden}(R_p))/N$. Esta expresión, disminuye al incrementar el orden en el rendimiento de la cartera ($\text{Orden}(R_p)$). Si el CFD lo elevamos a $(V-1)$, entonces cuanto mayor sea el parámetro que mide la aversión al riesgo del inversor (V), la expresión $(N - \text{Orden}(R_p))^{V-1}/N$ que utilizamos para calcular el CFD será más pequeño. En definitiva, cuando V incrementa, los inversores tendrán más en cuenta la posibilidad de obtener rendimientos negativos en sus inversiones que la posibilidad de que estos sean positivos o elevados.

La diferencia principal entre la varianza de los rendimientos y el Coeficiente de Gini Extendido, radica básicamente; en que para el calculo de la varianza todos los rendimientos tienen el mismo peso, mientras que para el calculo del Coeficiente de Gini Extendido cuanto mayor es la aversión al riesgo del inversor mayor atención se presta a los rendimientos bajos o negativos (o lo que es lo mismo, a la parte baja de la función de distribución de los rendimientos).

Los resultados de estimar el ratio de cobertura que minimiza el coeficiente MGE, los resumimos en el cuadro 3. Destacar que los resultados los recogemos para diferentes valores del parámetro con el que medimos la aversión al riesgo de los inversores (V). Los resultados indican que para valores pequeños de V el valor estimado del ratio de cobertura no es diferente al obtenido con la aproximación MCO-resultado que coincide con el obtenido por Hodgson et.al (1992)-. Por otra parte, al aumentar el valor del coeficiente de aversión al riesgo el ratio de cobertura aumenta tendiendo a coincidir con el obtenido con el modelo que incorpora el MCE. Sin embargo, para valores intermedios de V se produce una disminución

⁶ Recordar que la efectividad de la cobertura de acuerdo con la metodología de Ederington, se mide a partir de la reducción de la varianza del rendimiento de la posición cubierta (riesgo posición cubierta), respecto a la varianza del rendimiento de la posición mantenida al contado.

⁷ Si definimos la base como la diferencia entre el precio de futuro menos contado ($LFUT_t - LIBEX_t$) y no se rechaza que el vector de cointegración sea igual a $(1, -1)$, como se obtiene en nuestro caso, ambos conceptos coincidirán.

⁸ Viswanath(1993) analiza los efectos que tiene la inclusión de la base como variable explicativa en la regresión del contado futuro sobre el valor del RCMV y la efectividad de la cobertura.

del ratio de cobertura, de forma que no existe una relación de carácter positivo entre el grado de aversión y el valor del ratio de cobertura.

CUADRO 3: RATIOS DE COBERTURA APROXIMACIÓN MGE.

V(COEF. AVER.)	2	3	4	5	6	7	20	50	75	100
RATIO DE COBERTURA	0.77	0.77	0.77	0.76	0.76	0.76	0.77	0.78	0.79	0.79

CONCLUSIONES.

En este trabajo hemos utilizado una aproximación a la cobertura con contratos de futuro, donde no se asumen las hipótesis que implícitamente se consideran al utilizar la aproximación M-V, por otra parte muy restrictivas. En concreto, se utiliza como medida de dispersión el coeficiente Medio de Gini Extendido (MGE). Esta aproximación tiene la ventaja sobre la anterior que es consistente con las reglas de dominio estocástico y permite considerar inversores con diferente grado de aversión al riesgo.

Se ha estimado el RCMV bajo un análisis M-V, considerando diferentes aproximaciones econométricas, en concreto: MCO, ARIMA y MCE. La conclusión que se obtienen de estos resultados, es que la mayor efectividad se obtienen con la aproximación donde se incorporan un mecanismo de corrección de error, de forma que se consideren los desequilibrios respecto a la senda de largo plazo, o lo que es lo mismo el valor de la base desfasada un periodo.

Respecto a los resultados obtenidos con la aproximación MGE, destaca que para valores del coeficiente de aversión al riesgo (V) bajos, el ratio de cobertura coincide con el obtenido con MCO, mientras que para valores muy elevados este ratio incrementa y se asemeja al que se obtiene con MCE. Destaca el hecho que para valores intermedios de V el ratio de cobertura disminuya respecto a valores mas bajos.

BIBLIOGRAFIA.

- CHEUNG, C. S., KWAN C. C. Y YIP P.C. (1990): "THE HEDGING EFFETIVENESS OF OPTIONS AND FUTURES: A MEAN-GINI APPROACH". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.10, Nº1.
- CHANG J. AND SHANKER L. (1986): "HEDGING EFFECTIVENESS OF CURRENCY OPTIONS AND CURRENCY FUTURES". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.6, Nº2.
- DICKEY D. AND FULLER W. (1981): "LIKELIHOOD RATIO STATISTICS FOR AUTORREGRESIVETIME SERIES WITH UNIT ROOT". ECONOMETRICA. VOL.49, Nº4.
- EDERINGTON L. (1979): "THE HEDING PERFORMANCE OF THE NEW FUTURES MARKETS". THE JOURNAL OF FINANCE. VOL XXXIV, Nº1.
- FIGLEWSKI S. (1985): "HEDGING WITH STOCK INDEX FUTURES: THEORY AND APPLICATIONS IN A NEW MARKET". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.5, Nº2.
- FIGLEWSKI S. (1984): "HEDGING PERFORMANCE AND BASIS RISK IN STOCK INDEX FUTURES". THE JOURNAL OF FINANCE. VOL.XXXIX, Nº3.
- GJERDE Ø. (1987): "MEASURING HEDGING EFFECTIVENESS IN A TRADITIONAL ONE PERIODIC PORTFOLIO FRAMEWORK" THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.7, Nº6.
- GHOSH A. (1993): "HEDGING WITH STOCK INDEX FUTURES: ESTIMATION AND FORECASTING WITH ERROR CORRECTION MODEL". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.13, Nº7.
- HERBST A., KARE D. AND CAPLES S. (1989): "HEDGING EFFECTIVENESS AND MINIMUM RISK HEDGE RATIOS IN THE PRESENCE OF AUTOCORRELATION: FOREING CURRENCY FUTURES" THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.9, Nº3.
- HERBST A., SWANSON, P. E. Y CAPLES S. (1992): "A REDETERMINATION OF HEDGING STRATGIES USING FOREING CURRENCY FUTURES CONTRACTS AND FORWARD MARKETS" THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS.
- HILL J. AND SCHNEEWEIS T. (1982): " THE HEDGING EFFECTIVENES OF FOREING CURRENCY FUTURES". THE JOURNAL OF FINANCIAL RESEARCH. VOL. V, Nº1.
- HODGSON, A. Y OKUNEV J. (1992): "AN ALTERNATIVE APPROACH FOR DETERMINING HEDGE RATIOS FOR FUTURES CONTRACTS". JOURNAL OF BUSSINES FINANCE AND ACCOUNTING. VOL.19, Nº1
- HOWARD CH. AND D'ANTONIO L. (1984): "A RISK RETURN MEASURE OF HEDGING EFFECTIVENESS". JOURNAL OF FINANCIAL AND QUANTITATIVE ANALISYS. VOL.19, Nº1.
- HOWARD CH. AND D'ANTONIO L. (1987): "A RISK RETURN MEASURE OF HEDGING EFFECTIVENESS: A REPLY". JOURNAL OF FINANCIAL AND QUANTITATIVE ANALISYS. VOL.22, Nº3.
- HSIN CH., KUO J. AND LEE CH. (1994): "A NEW MEASURE TO COMPARE THE HEDGING EFFECTIVENESS OF FOREING CURRENCY FUTURES VERSUS OPTIONS". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.14, Nº6.

- JOHANSEN S (1988): "STATISTICAL ANALYSIS OF COINTEGRATION VECTORS". JOURNAL OF ECONOMICS DYNAMICS AND CONTROL", Nº12.
- JOHANSEN S. Y JUSELIUS K.(1990): "THE FULL INFORMATION MAXIMUM LIKELIHOOD PROCEDURE FOR INFERENCE ON COINTEGRATION WITH APPLICATIONS". OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS STATISTICS", Nº52.
- JOHNSON L. (1960): "THE THEORY OF HEDGING AND SPECULATION IN COMMODITY FUTURES". REVIEW OF ECONOMIC STUDIES. Nº27
- JOHNSTON J. (1989): "MÉTODOS DE ECONOMETRIA". VICENS-VIVES, BARCELONA.
- KOLB, R. Y OKUNEV J. (1992): " AN EMPIRICAL EVALUATION OF THE EXTENDED MEAN-GINI COEFFICIENT FOR FUTURES HEDGING". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.12.
- _____ (1993): "UTILITY MAXIMIZING HEDGE RATIOS IN THE EXTENDED MEAN-GINI FRAMEWORK". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.13.
- LIEN, D.(1996): "THE EFFECT OF COINTEGRATION RELATIONSHIP ON FUTURES HEDGING: A NOTE". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.9:Nº3.
- LIEN, D. Y LUO, X. (1993): "ESTIMATING THE EXTENDED MEAN-GINI COEFFICIENT FOR FUTURES HEDGING". JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.11, Nº4.
- LIEN, D. Y SHAFFER, D. (1999): "A NOTE ON ESTIMATING THE MINIMUM EXTENDED GINGI HEDGE RATIO" THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.19.Nº1.
- LINDAHL M. (1991): "RISK- RETURN HEDGING EFFECTIVENESS MEASURES FOR STOCK INDEX FUTURES". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.13, Nº6.
- RUIZ, F. J. (1993): "ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA HIPÓTESIS DE NORMALIDAD EN EL MERCADO ESPAÑOL DE CAPITALES". REVISTA ESPAÑOLA DE FINANCIACIÓN Y CONTABILIDAD.
- SHALIT, H. (1995): "MEAN-GINI HEDGING IN FUTURES MARKETS". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.15. Nº5. 617-635.
- SHALIT, H. Y YITZHAKI, S (1984): "MEAN-GINI, PORTFOLIO THEORY, AND THE PRICING OF RISKY ASSETS" THE JOURNAL OF FINANCE. VOL. XXXIX. Nº5.
- VISWANATH, P. V. (1993): "EFFICIENT USE OF INFORMATION, CONVERGENCE ADJUSTMENTS, AND REGRESSION ESTIMATES OF HEDGES RATIOS". THE JOURNAL OF FUTURES MARKETS. VOL.13. Nº1.
- YITZHAKI, S. (1982) "STOCHASTIC DOMINANCE, MEAN VARIANCE AND GINI'S MEAN DIFFERENCE". AMERICAN ECONOMIC REVIEW. VOL. 72. Nº1.
- _____ (1983): "ON AN EXTENSION OF THE GINI INEQUALITY INDEX". INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW. VOL. 24. Nº3.