

ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL

Instituto de Ciencias Humanísticas y Económicas

Economía y Gestión Empresarial

**“VOLATILIDAD DE LOS PRECIOS DE MERCADOS
DE FUTUROS DE COMMODITIES PRIMARIOS”**

TESIS DE GRADO

Previo la obtención del Título de:

ECONOMISTA EN GESTIÓN EMPRESARIAL

Especialización: **SECTOR PÚBLICO**

Presentada por:

Gabriel Andrés Hernández Aranda

GUAYAQUIL – ECUADOR – 2004

AGRADECIMIENTO

Al Ser Supremo, luz y sabiduría infinita en mi constante caminar.

A mis padres, hermanos, familiares y amigos más cercanos por su apoyo verdadero y guía incondicional.

A Fabián Soriano, mi buen amigo y Director de Tesis por su invaluable guía y paciencia en la realización de este trabajo.

Y a todas las personas que de alguna manera colaboraron en la realización de esta tesis .

A Dios y a mis padres

A mis familiares y amigos

Todos los días debiéramos preocuparnos por escuchar buena música, leer hermosos poemas, extasiarnos en lindas pinturas, y hablar palabras razonables.

Goethe.

*¿De qué sirve enseñar lo que es Evidente?
De mucho, porque algunas veces sabemos una cosa, pero no reflexionamos en ella. En este caso los preceptos advierten y nos enseñan.*

Séneca

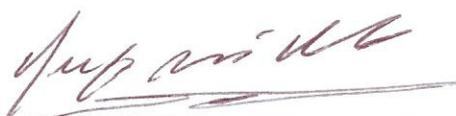
DECLARACIÓN EXPRESA

“La responsabilidad del contenido de esta Tesis de Grado, me corresponde exclusivamente; y, el patrimonio intelectual de la misma, a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL (ESPOL)”

Gabriel Hernández A.

Gabriel Andrés Hernández Aranda

TRIBUNAL DE GRADUACIÓN



Dr. Hugo Arias
PRESIDENTE DEL TRIBUNAL



MSc. Fabián Soriano I.
DIRECTOR DE TESIS



MSc. Pedro Gando C.
VOCAL PRINCIPAL

MSc. Mario Fernández C.
VOCAL PRINCIPAL

ÍNDICE GENERAL

RESUMEN EJECUTIVO

INTRODUCCIÓN

CAPÍTULO 1

1. MODELOS DE VOLATILIDAD.....	13
1.1 Introducción.....	13
1.2 Modelo ARCH.....	14
1.3 Modelo GARCH.....	15
1.4 Modelos Asimétricos.....	19
1.4.1 Modelo TGARCH.....	20
1.4.2 Modelo EGARCH.....	21

CAPÍTULO 2

2. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	23
2.1 Introducción.....	23
2.2 Fuentes de Datos	23
2.3 Hechos estadísticos	24
2.4 Resultados de las estimaciones	30
2.4.1 Modelo GARCH(1,1)	30
2.4.2 Modelo EGARCH(1,1)	32
2.4.3 Modelo TGARCH(1,1).....	34

CAPÍTULO 3

3. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD.....	37
3.1 Introducción.....	37
3.2 Intervalos y Hechos Estadísticos.....	37
3.3 Test de cambios significativos en los parámetros: Análisis de Estabilidad	38

3.4	Estimación de la volatilidad: Primera Submuestra.....	40
3.4.1	Modelo – GARCH(1,1).....	40
3.4.2	Modelo – TGARCH(1,1).....	41
3.4.3	Modelo – EGARCH(1,1).....	41
3.5	Estimación de la Volatilidad: Segunda Submuestra.....	42
3.5.1	Modelo – GARCH(1,1).....	42
3.5.2	Modelo – TGARCH(1,1).....	43
3.5.3	Modelo EGARCH(1,1).....	44

CAPÍTULO 4

4.	ESTIMACIÓN RECURSIVA DE LOS PARÁMETROS α y β.....	45
4.1	Introducción.....	45
4.2	Procedimiento.....	45
4.3	Estimación Empírica.....	46
4.3.1	Senda y correlaciones de los precios futuros diarios.....	47
4.3.2	Senda y correlaciones de los estimadores recursivos alpha (α).....	48
4.3.3	Senda y correlaciones de los estimadores recursivos beta (β).....	52
4.3.4	Senda y correlaciones de los estimadores recursivos de la Persistencia Total ($\alpha+\beta$).....	56

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	61
--	-----------

ANEXOS

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

RESUMEN EJECUTIVO

El presente trabajo tiene la finalidad de investigar empíricamente la volatilidad de los retornos de los precios futuros diarios de cierre de doce productos primarios¹ cotizados en bolsas de productos de Estados Unidos para el período 1991-2004. Esto considerando los modelos de heteroscedasticidad autorregresivos generalizados (GARCH) y sus extensiones asimétricas: Threshold GARCH (TGARCH) y GARCH exponencial (EGARCH).

El análisis de la varianza de los retornos de los precios futuros de estos productos primarios sirve como base para la valoración de opciones de estos commodities, es así que Black y Scholes (1973) establece una metodología para valorar las opciones call (compra) y put (venta) utilizando el supuesto de que la volatilidad de los activos se mantiene constante, debiendo considerarse una volatilidad heteroscedástica como se evidencia en el presente trabajo. Adicionalmente la metodología para el cálculo de la volatilidad de los precios futuros de estos commodities tienen implicancia al momento de cuantificar un VaR (valor en riesgo) de una cartera de activos.

Los resultados apoyan la hipótesis de que la volatilidad de los precios futuros diarios no permanece constante a través del tiempo. Existe evidencia de persistencia a largo plazo y engrupamiento en la volatilidad para la mayoría de commodities analizados. Esto puede ocurrir por factores intrínsecos de cada mercado, por ejemplo:

¹METALES: cobre, oro, plata; GRANOS: maíz, soya, trigo; BEBIDAS SUAVES: azúcar, cacao, café; ENERGÍA: petróleo, heating oil, gas natural.

actividades especulativas, cambios de demanda, stocks de los commodities, políticas de administración de riesgo, etc. Hay evidencia de asimetría en la volatilidad ante impactos de diferentes signos en la mayoría de los mercados futuros de los productos analizados. La hipótesis de estabilidad en los coeficientes de la volatilidad condicional es rechazada para todos los commodities a excepción del cacao, considerando un eventual quiebre en julio de 1997, cuando se inicia la crisis Asiática que afectó a los mercados financieros.

Se realizan estimaciones recursivas de los parámetros α y β , considerando el modelo simétrico GARCH(1,1). Se comprueba la existencia de períodos de variabilidad en las series de estimadores recursivos y se compara la volatilidad entre commodities, analizando la correlación de sus estimadores recursivos. Se concluye que tanto los efectos de corto plazo (α) como los de largo plazo de los shocks (β), entre commodities de un mismo grupo, tienen efectos en la volatilidad poco similares, para la mayoría de los casos.

Los modelos asimétricos del tipo TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) se presentan como dominantes estadísticos al modelo simétrico base GARCH(1,1). Esto evidencia el sesgo en especificación que involucra utilizar modelos de volatilidad simétricos, lo que produce subestimación o sobreestimación ante diferentes impactos para implementar mediciones de riesgo en la administración de portafolios. Estos modelos son más apropiados para la obtención de la volatilidad implícita en la valoración de opciones y desarrollo de estrategias dinámicas de coberturas para la administración del riesgo que involucren este tipo de activos subyacentes.

INTRODUCCIÓN

Las fluctuaciones de precios de un producto primario pueden tener efectos importantes en la economía de un país o una región económica. Estas pueden ser aun más considerable si el mercado de bienes exportables es poco diversificado. Existen factores que en su mayoría son impredecibles, y se asocian tanto a la oferta como a la demanda de productos primarios que pueden afectar el precio de uno o varios de estos mercados: las sequías, inundaciones, guerras, problemas políticos internos o externos, etc., pueden tener efectos catastróficos tanto en el precio como en la disponibilidad de los productos primarios.

Las Bolsas de productos de relevancia mundial surgen por la necesidad de determinar el precio de los commodities. En estas se cotizan diariamente los precios de distintos productos primarios, y se negocian derivados como futuros, opciones, etc. Estos precios en muchos casos son referenciales para el comercio internacional. El crecimiento y mayor complejidad del mismo, son razones por las que existe mayor énfasis en lograr una eficiente administración del riesgo asociado a estos productos, existiendo importantes oportunidades de inversión.

Es común pensar que la información de mercado, cobertura, riesgo, etc. son atributos particulares de los mercados financieros, y la disponibilidad física de un producto ser algo propio solamente de los mercados de commodities primarios. La realidad de estos mercados revela que la llegada de información, riesgo, cobertura y especulación son entre otros, factores que afectan la volatilidad de los mercados de

productos primarios². En los últimos años se han realizado estudios que logran caracterizar la volatilidad de los precios de los commodities mundiales usando distintos enfoques³.

Es así que el uso de derivados financieros se ha hecho frecuente debido al interés de los especuladores, arbitrajistas y los operadores de cobertura de riesgo. Por lo que la valoración de riesgo ha sido objeto de investigación, especialmente en la literatura econométrica, surgiendo así los modelos de volatilidad heterocedásticos autorregresivos.

El análisis de la varianza de los retornos de los precios futuros de estos productos primarios sirve como base para la valoración de opciones de estos commodities. Black y Scholes (1973) establecen una metodología para valorar las opciones call (compra) y put (venta) utilizando el supuesto de que la volatilidad de los activos se mantiene constante, debiendo considerarse una volatilidad heteroscedástica como se evidencia en el presente trabajo. Adicionalmente la metodología para el cálculo de la volatilidad de los precios futuros de estos commodities tiene implicancia al momento de cuantificar un VaR (valor en riesgo) de una cartera de activos.

Son diversas las causas económicas que explican la volatilidad: A nivel micro por ejemplo se establece una relación volatilidad respecto al volumen transado. Schwert (1989) señala que los mercados no son tan

² Herrman, 1983, Gilbert 1994

³ Cuddington and Liang (1999), Swaray (2002)

eficientes como se esperaba, al encontrar una relación entre volatilidad del activo y volumen transado; sí los inversionistas poseen diferentes expectativas, la llegada de nueva información causará variaciones en el precio y en el monto de transacción; sí los inversionistas utilizan la información para tomar decisiones, entonces un cambio en el precio causará una variación en el volumen de transacción. Entre las causas macroeconómicas se puede citar la de Officer (1973), él establece que los cambios en la volatilidad de los retornos se explican perfectamente por shocks macroeconómicos en el mercado en el cual se transan los activos y portafolios. Por ejemplo, la volatilidad de los precios de los activos puede cambiar significativamente durante los periodos de recesión. Así también Schwert (1989) destaca que las variables macroeconómicas como la tasa de interés y precios de bonos de empresas pueden tener un papel influyente en la determinación de la varianza de los activos.

Esta investigación se encuentra estructurada de la siguiente forma: en el capítulo uno se indicará los modelos de volatilidad de heteroscedasticidad autorregresivos para realizar las estimaciones; en la segunda sección empíricamente se mostrará la aplicación de estos modelos para los retornos de los precios futuros de los commodities; en el capítulo tres se establece un análisis de sensibilidad considerando un eventual quiebre en Julio de 1997 por la presencia de la crisis asiática que afectó a la mayoría de mercados bursátiles alrededor del mundo; En el capítulo cuatro se realizan estimaciones recursivas de los parámetros de la volatilidad

de corto y largo plazo para el modelo GARCH (1,1) en todos los commodities; Y finalmente se presentan las conclusiones.

CAPITULO 1

MODELOS DE VOLATILIDAD.

1.1. INTRODUCCIÓN:

Es usual en economía investigar sucesos que están condicionados a movimientos que se produjeron en el pasado. Un análisis dinámico del segundo momento de una variable se lleva a cabo cuando se asume que su comportamiento actual responde a expectativas generadas en algún tiempo precedente.

En la teoría económica moderna, en tópicos como macroeconomía y finanzas, cada vez es mayor la importancia el considerar tanto la incertidumbre como el riesgo implícito en las variables a investigar. Por lo tanto comprender la naturaleza de la dependencia intertemporal en la varianza resulta valioso. Citando ejemplos de en los que servirían estos análisis: inflación, tipos de interés, valoración de opciones, índices bursátiles, tipos de cambio, etc.

Se han desarrollado modelos econométricos que definen el comportamiento de la varianza condicional en las series de tiempo y así surgen los modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresivos del tipo ARCH (Engle-1982) y la versión generalizada GARCH (Bollerslev-1986).

El capítulo hará un breve repaso de los modelos de volatilidad condicional comúnmente usados para el análisis de la varianza condicional. Se comenzará con el modelo ARCH, luego con el GARCH y serán consideradas también sus versiones asimétricas: el de tipo umbral (TGARCH) y el exponencial (EGARCH).

1.2. MODELO ARCH:

Existen dos fenómenos que regularmente se observan en las series de tiempo financieras: a) “engrupamiento de la volatilidad” (volatility clustering), donde los shocks que se dan en el componente aleatorio de los retornos de una acción ocurren de manera grupal. Tal como Mandelbrot (1963) escribió: “..Grandes cambios tienden a estar seguidos por grandes cambios, independiente del signo, y pequeños cambios son seguidos de pequeños cambios...”. b) Como efecto de lo anterior será la presencia de colas anchas en la distribución de los retornos. Esto hizo deducir que aquellas innovaciones (al cuadrado) debían ser generadas por algún proceso autorregresivo.

En el modelo ARCH(q) originalmente introducido por Engle (1982), la varianza condicional es postulada como una combinación lineal de los cuadrados de las innovaciones retardadas del modelo.

Si se quiere explicar la volatilidad del siguiente sistema para los retornos r_t entonces:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t|\Phi_{t-1}} &\sim N(0, \sigma_t^2) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (2)$$

Donde μ es una constante y ε_t es una variable aleatoria con distribución normal. La modelación se centra, en la distribución de probabilidad de ε_t . Esta es condicional a un conjunto de información relevante Φ_{t-q} que está formada por los shocks aleatorios producidos en fechas anteriores a $t-q$. La varianza condicional es la suma de los cuadrados de las perturbaciones retardadas del modelo, hasta el retardo q , y una constante. Esta estructura es la que se denomina modelo de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva.

1.3. MODELO GARCH

Bollerslev (1986) desarrolla la versión Generalizada (GARCH) de los Modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH) desarrollados por Engle (1982). A más de incluir rezagos de ε_t^2 , se incluyen también rezagos de σ_t^2 . Por esto los modelos ARCH son un caso especial de los generalizados, donde la varianza del tiempo precedente no predice la varianza condicional.

El modelo GARCH (p,q) puede utilizarse para explicar la volatilidad del siguiente sistema para los retornos r_t :

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t/\Phi_{t-1}} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (4)$$

La especificación GARCH en la ecuación (4) es interpretada usualmente en un contexto financiero. Los agentes predicen la varianza para el período con un promedio ponderando de la media a largo plazo (constante, ω), la varianza de predicción (σ_{t-i}^2) de los períodos anteriores [término GARCH] y las noticias acerca de la volatilidad observada en los períodos previos, medidos como los rezagos de los residuos al cuadrado (ε_{t-i}^2) de la ecuación (3) de la media condicional [término ARCH].

Para lograr la estacionariedad del sistema y que la varianza condicional sea finita, debe cumplirse:

- a. $\omega \geq 0$
- b. $\alpha_j \geq 0$
- c. $\beta_i \geq 0$; y
- d. $0 < \sum_{j=1}^q \alpha_j + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1$

Por otra parte $q \geq 0$ y $p > 0$ definen el orden de los procesos. La ecuación de la varianza incondicional o a largo plazo será no negativa y finita:

$${}^u\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - \left(\sum_{j=1}^q \alpha_j + \sum_{i=1}^p \beta_i \right)} \quad (5)$$

Si de otra manera ocurre que:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i = 1$$

Esto implicará que los shocks en la volatilidad de los retornos de los precios futuros de los commodities son persistentes y permanentes en la serie. Proceso particularmente conocido como GARCH Integrado (IGARCH) y fue desarrollado por Nelson (1990).

La representación GARCH(1,1), para ayudar a interpretar este modelo:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

i) Si se tiene $0 \leq \beta < 1$, y recursivamente se sustituyen los rezagos de la varianza en la parte derecha de la ecuación (6). Se podrá expresar la varianza condicional como un promedio ponderado de todos los rezagos de los residuos al cuadrado o ARCH (∞):

$$(1-\beta L) \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2;$$

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{1-\beta} + \frac{\alpha}{1-\beta L} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (7)$$

Donde L es el operador de rezago. Y considerando el desarrollo en serie de la equivalencia:

$$\frac{\alpha}{1-\beta L} = \alpha(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \beta^3 L^3 + \dots)$$

Se reemplaza esta última equivalencia en el segundo termino de la parte derecha de la ecuación (7) y se tendrá:

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{1-\beta} + \alpha \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \varepsilon_{t-1-i}^2 \quad (8)$$

La especificación de la varianza dará cada vez menor peso a los rezagos de los errores al cuadrado que se estén más distantes al valor t .

ii) Si se define $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$; El modelo GARCH(1,1) podrá ser reescrito como un proceso heteroscedástico ARMA(1,1):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 = \varepsilon_t^2 - (\omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2)$$

$$\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 = \varepsilon_t^2 - \omega - (\alpha + \beta)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha + \beta)\varepsilon_{t-1}^2 + (\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) - \beta(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

Reemplazando la equivalencia $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ en la última ecuación:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha + \beta)\varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta v_{t-1} \quad (9)$$

El caso para el modelo GARCH (p,q) será:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha(L) + \beta(L))\varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta(L)v_{t-1} \quad (10)$$

Se identifica la parte AR por los rezagos de ε_t^2 y la parte MA por los términos v_t y sus rezagos. La raíz que determinará la persistencia de los shocks en la volatilidad es la suma de los coeficientes $(\alpha+\beta)$. En la mayoría de las aplicaciones empíricas que utilizan datos financieros de alta frecuencia, el estimado para $(\alpha+\beta)$ suele ser cercano a uno, por lo que el efecto perturbaciones permanecerá durante largo tiempo. Y esto afecta la predicción de volatilidad futura de una serie.

Los modelos GARCH son considerados apropiados en establecer la varianza condicional y la persistencia en la volatilidad de algunas variables como las mencionadas anteriormente, permitiendo el análisis de su riesgo implícito. Este tipo de modelos logra una representación más comprensible al parametrizar la dependencia temporal de la volatilidad, en comparación con el modelo ARCH(q).

En los modelos ARCH y GARCH no se diferencia entre los distintos tipos de shocks que afectan a la serie; el efecto de las perturbaciones será similar independientemente del signo del shock. Esto ocurre porque estos modelos sólo son funciones de las magnitudes de los rezagos de los residuos o varianzas de predicción, y no de sus signos. Se repasará dos modelos que logran capturar este efecto.

1.4. MODELOS ASIMÉTRICOS

Estudios realizados han basado sus conclusiones en estructuras de modelos simétricos, donde los shocks positivos o negativos de los retornos tienen el mismo impacto en la volatilidad. Cuando Mandelbrot (1963) escribió sobre el “engrupamiento de la volatilidad”, si bien hubo intuición de la existencia de asimetría en aquellos años, los modelos que logran incorporar este fenómeno aparecen a partir de los años 90s.

En variables Macroeconómicas, así como en los Mercados Bursátiles, se ha podido analizar empíricamente que los shocks positivos tienen un efecto mayor o menor en la volatilidad de aquellas variables comparado con la volatilidad que

producen los shocks negativos. Así por ejemplo para la inflación⁴ existen estudios que confirman que los shocks inflacionarios positivos tienen mayor impacto en la volatilidad que shocks negativos similares; en los mercados bursátiles en cambio, se ha podido probar empíricamente que los movimientos a la baja son generalmente más volátiles que los movimientos a la alza⁵.

Existen algunos modelos que incorporan la asimetría existente en datos de alta frecuencia. Entre los más usados, el Threshold-GARCH (Umbral) y el Exponencial-GARCH (EGARCH).

1.4.1. MODELO TGARCH

Aunque el modelo GARCH logra capturar los efectos de las colas anchas en los retornos, engrupamiento en la volatilidad y hechos estilizados como días de no-negociación, etc. Este no logra capturar la asimetría ante impactos dependiendo del signo del shock. Su especificación sólo es función de las magnitudes de los rezagos de los residuos y varianzas de predicción, mas no de sus signos.

El modelo TGARCH(1,1) o Threshold ARCH fue introducido independientemente por Zakoian (1990) y Glosten, Jaganathan, y Runkle (1993). La especificación de la varianza condicional es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

donde $d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{c.o.v.} \end{cases}$

⁴ Johnson (2002)

⁵ Soriano (2003)

Las condiciones de no negatividad de este modelo son satisfechas si:

$$\text{a) } \beta \geq 0, \text{ y}$$

$$\text{b) } (\alpha + \gamma) \geq 0$$

Si el valor de $\varepsilon_{t-1}^2 < 0$ entonces la ecuación de la varianza condicional quedará:

$$\sigma_t^2 = \omega + (\alpha + \gamma)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

de otra forma la ecuación quedaría:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (13)$$

En este modelo los impactos positivos o negativos tienen diferentes efectos en la varianza condicional: buenas noticias tienen impacto por α , mientras malas noticias tendrán un impacto de $(\alpha + \gamma)$. Con $\gamma > 0$, se dice que el efecto “leverage” existe. Si la observación se situara debajo de su media, la varianza (riesgo) será mayor. Con $\gamma \neq 0$, el impacto de noticias será asimétrico. El efecto “leverage” (apalancamiento) implica que las variaciones de los precios de algún activo están negativamente correlacionados con cambios en la volatilidad del mismo.

1.4.2. MODELO E-GARCH

Otra especificación asimétrica de la volatilidad es el modelo EGARCH (GARCH Exponencial) propuesto por Nelson (1991). La especificación para la varianza condicional depende de ambos: la magnitud tanto de los residuos como de la varianza para predicción y el signo de residuos rezagados:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (14)$$

La influencia de los residuos sobre la varianza condicional es de tipo exponencial y no cuadrático. Y se lo escribe de la siguiente manera:

$$\sigma_t^2 = (\sigma_{t-1}^2)^\beta \exp \left[\omega + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] \quad (15)$$

Obsérvese que la variable es una variable estandarizada.

$$z_t = \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}};$$

Su esperanza es igual al término:

$$E(z_t) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

Este modelo es una función asimétrica de los valores pasados de sus datos.

Por lo tanto, si $\varepsilon_{t-1} > 0$, la ecuación de la varianza condicional será:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + (\alpha + \gamma) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (16)$$

De otra manera la ecuación de la varianza condicional será:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + (\alpha - \gamma) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (17)$$

El modelo EGARCH asegura un efecto de asimétrico de tipo exponencial. La presencia del efecto “leverage”⁶ se analiza con la hipótesis $\gamma < 0$. Si $\gamma < 0$, entonces la volatilidad aumentará (disminuirá) cuando el error t-1 es negativo (positivo). Malas noticias, disminuyen los retornos de los activos, aumentará el efecto “leverage” y aumentará la volatilidad. Si se estima $\gamma \neq 0$ el impacto será asimétrico; y de estimarse

⁶ El llamado efecto “leverage” mostrado primeramente por Black (1976), se refiere la tendencia de cambios en los precios de los activos a estar negativamente correlacionados con cambios en la volatilidad del mismo.

$\gamma = 0$ un shock positivo o negativo tendrá el mismo efecto en la volatilidad (efecto simétrico).

CAPITULO 2

EVIDENCIA EMPÍRICA

2.1. INTRODUCCIÓN

En el inicio de este capítulo se detallan las fuentes estadísticas, el tipo de datos a usar, la frecuencia a considerar; y el comportamiento de las series de datos de precios futuros y sus respectivos retornos logarítmicos usando estadística descriptiva y gráficos de las series.

Con las series de retornos logarítmicos y los modelos planteados anteriormente GARCH, TGARCH y EGARCH se realizarán las estimaciones empíricas. Esto se dividirá en diferentes secciones con el objeto de lograr un análisis mejor detallado del comportamiento de la varianza.

2.2. FUENTES DE DATOS

La tabla (1) a continuación muestra los commodities, cuyos precios futuros fueron considerados para realizar este estudio; las fechas para las que se cotizan los contratos; y su bolsa de productos en EEUU. Con la ayuda del software AnalyzerXL®

que se instala y ejecuta en Microsoft® EXCEL, fue posible descargar las series históricas de precios futuros diarios a cierre directamente a las hojas de cálculo.

TABLA 1

COMMODITIES: FECHAS DE COTIZACIONES Y BOLSA DE PRODUCTO

Commodity	Fechas para las que se cotizan contratos de futuros	Bolsa de Producto
Cobre	todos los meses	COMEX
Oro	febrero, abril, agosto, octubre, diciembre	COMEX
Plata	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	COMEX
Maíz	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CBOT
Soya	enero, marzo, mayo, julio, agosto, septiembre, noviembre	CBOT
Trigo	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CBOT
Azúcar	marzo, mayo, julio, octubre	CSCE
Cacao	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CSCE
Café	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CSCE
Petróleo	todos los meses	NYMEX
Heating Oil	todos los meses	NYMEX
Gas Natural	todos los meses	NYMEX

ELABORACIÓN: El Autor

La fecha de vencimiento de las series históricas de precios futuros consideradas es la más próxima en cada caso⁷. Los commodities considerados fueron clasificados en cuatro grupos principales: metales, granos, bebidas suaves y energía.

2.3. HECHOS ESTADÍSTICOS

Con el objeto de asegurar un número suficiente de observaciones fueron considerados los precios futuros diarios de cierre. El intervalo escogido corresponde

⁷ Dependiendo del producto, existen futuros de commodities cuyos contratos se cotizan y vencen cualquiera de los doce meses del año, como el petróleo crudo; en cambio otros que se cotizan un número menor meses en el año, como el azúcar.

desde Abril 30 de 1991 hasta Septiembre 21 de 2004 teniendo en promedio cerca de 3.350 datos para cada uno los mercados.

De estas series de precios de futuros, los retornos logarítmicos fueron calculados de la siguiente manera:

$$\ln r_{i,t} = \ln p_{i,t} - \ln p_{i,t-1}$$

Donde r_{it} es el retorno para el commodity “i” en el período t-1 hasta t, y p_{it} indica el precio del futuro para el commodity “i” en el tiempo t.

En el panel gráfico (1) y en el anexo (1) se puede observar gráficamente las series de precios y las series de retornos logarítmicos correspondientes a los grupos metales, granos, bebidas suaves y energía.

Cada serie contiene numerosas observaciones que se conoce como “outliers”. En algunas series se observan eventos negativos extremos que son corregidos por eventos positivos extremos al siguiente día de negociación, aunque esto no ocurre como regla general.

Es interesante notar que en general las observaciones extremas ocurren en diferentes puntos del tiempo entre las series de retornos, indicando que los shocks afectan a un mercado específico en un momento del tiempo. A pesar de esto, pueden existir ciertos puntos particulares en los que un mismo shock podría haber afectado paralelamente a dos o más mercados.

Existen períodos de engrupamiento en la volatilidad comunes y evidentes entre las series que pertenecen a un mismo grupo. En ciertos casos gobernados por una observación extrema, aunque no siempre ocurre así. Por otra parte la prolongación del efecto engrupamiento de la volatilidad puede ser mayor en un tipo de commodities y mucho menor en otros.

En tres de las doce series de retornos se encontraron eventos muy alejados de lo esperado. Se los consideró datos aberrantes o “extreme outliers”, y fueron eliminados para realizar las estimaciones empíricas: a) en la serie de retornos del maíz se eliminó el generado entre el 22 y 23 de julio de 1996; b) en la del trigo fueron eliminados dos; el primero entre el 19 y 20 de marzo de 1996 y el segundo entre el 20 y 21 de marzo de 1996; c) en la del azúcar fueron eliminados dos; el primero entre el 29 y 30 de diciembre de 2003 y el segundo entre el 31 de diciembre de 2003 y 05 de enero de 2004. La consecuencia de considerar datos aberrantes al momento de estimar la varianza condicional, será obtener coeficientes posiblemente sesgados y poco eficientes para predecir la varianza.

A continuación en la tabla (2) se muestra los estadígrafos que describen el comportamiento de las diferentes series de retornos logarítmicos para la muestra considerada:

TABLA 2
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS RETORNOS DE LAS SERIES
PERÍODO: ABRIL 30 DE 1991 - SEPTIEMBRE 21 DE 2004

Estadístico	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera ⁸	Probabilidad
Cobre	0,00007050	0,000000	0,0832	-0,1163	0,0146	-0,35169	7,6101	3039,244	0,00
Oro	0,00004100	0,000000	0,0889	-0,0567	0,0082	0,64279	14,3182	18133,12	0,00
Plata	0,00014000	0,000093	0,0929	-0,1184	0,0147	-0,28243	8,1506	3751,954	0,00
Maíz	0,00003820	0,000000	0,0851	-0,1212	0,0141	-0,07702	7,7244	3141,133	0,00
Soya	-0,00001810	0,000000	0,0763	-0,1743	0,0146	-1,22839	16,1105	25020,13	0,00
Trigo	0,00007650	0,000000	0,0794	-0,1957	0,0165	-0,74609	13,5889	16071,17	0,00
Azúcar	-0,00024300	0,000000	0,2355	-0,2349	0,0229	-0,86538	17,1018	28142,25	0,00
Cacao	0,00011500	0,000000	0,1274	-0,1001	0,0198	0,22653	5,3857	822,8869	0,00
Café	-0,00001960	0,000000	0,2377	-0,2206	0,0276	0,21479	10,8945	8722,487	0,00
Petróleo	0,00024100	0,000456	0,1423	-0,1654	0,0217	-0,29229	7,0832	2377,700	0,00
Heating Oil	0,00026500	0,000405	0,1155	-0,2097	0,0225	-0,80661	10,1612	7530,381	0,00
Gas Natural	0,00041900	0,000464	0,3244	-0,3757	0,0372	-0,22484	10,7944	8518,378	0,00

ELABORACIÓN: El Autor

Nota: El software econométrico e-views 3.1 fue utilizado para computar la estadística descriptiva y los resultados mostrados en los cuadros posteriores.

⁸El test Jarque-Bera comprueba si la serie corresponde a una distribución normal, midiendo la diferencia entre la asimetría y curtosis de la serie respecto a la de una distribución normal. La hipótesis nula es que el JB es cero. La distribución de este estadístico es Chi cuadrado con dos grados de libertad. Su especificación es la siguiente:

$$JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right)$$

donde S es la asimetría, K es la curtosis, y k el número de coeficientes estimados para crear las series.

Es algo habitual en las series de retornos financieras tener valores en la media y mediana cercanas a cero. Nueve de los doce commodities presentan un valor negativo en el coeficiente de asimetría, que evidencia mayor probabilidad de ocurrencia de eventos negativos. Siete commodities reflejan valores bajos de asimetría tanto negativa como positiva, por lo que las distribuciones de los retornos de estas series son bastante simétricas, los cinco commodities restantes muestran valores que superan a $+0,50$ o $-0,50$.

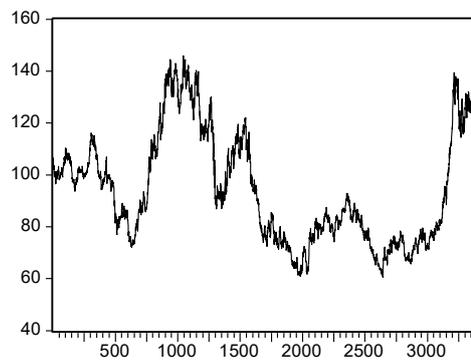
Todas las series de los retornos muestran valores altos en la curtosis, que exceden al valor de 3, por lo tanto son leptocúrticas si se las compara con una distribución normal. Esta distribución tendrá colas más anchas y mayor altura que la distribución normal, existiendo una alta probabilidad de ocurrencia de episodios alejados de lo considerado como normal, que se denominan “outliers”. En todos los casos el test de jarque-bera rechaza el supuesto de normalidad de los retornos, causado principalmente por la alta curtosis de las series de retornos.

A continuación se presentarán gráficamente las series de precios futuros y sus retornos logarítmicos de algunos commodities, el resto de series se las puede visualizar en el Anexo NC 1.

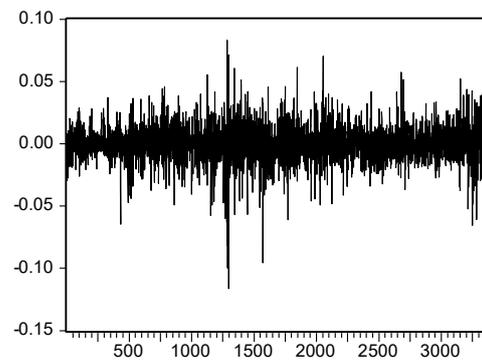
PANEL DE GRÁFICOS 1

PRECIOS FUTUROS Y RETORNOS LOGARÍTMICOS DIARIOS

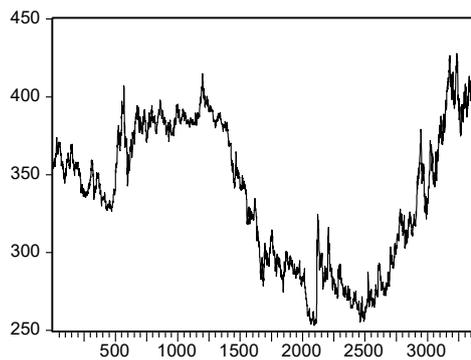
METALES



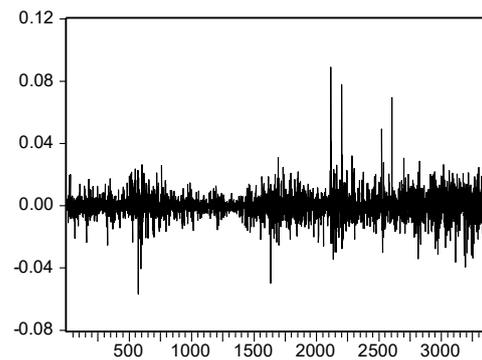
— Precios Futuros, Cobre



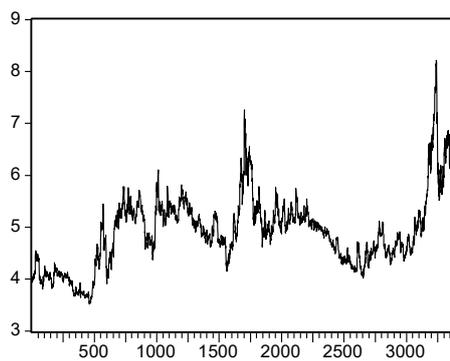
— Log Retornos, Cobre



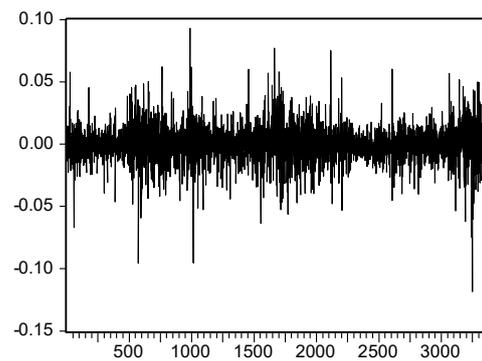
— Precios Futuros, Oro



— Log Retornos, Oro



— Precios Futuros, Plata



— Log Retornos, Plata

ELABORACIÓN: El Autor

2.4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Los resultados de las estimaciones de la volatilidad condicional para los tres modelos en la muestra considerada son presentados a continuación.

2.4.1. MODELO – GARCH(1,1)⁹

La tabla (3) muestra los resultados de las estimaciones del modelo GARCH(1,1), propuesto por Bollerslev (1986). Todos los mercados presentan coeficientes significativos para esta ecuación de la volatilidad; por lo tanto para los doce commodities, la volatilidad de los precios de los futuros para el período t , depende tanto del rezago del residuo al cuadrado y de su varianza de predicción pasada.

El test de coeficientes Wald en la última columna de la tabla prueba si la suma de los coeficientes de los estimadores α y β es estadísticamente igual a uno, $\alpha + \beta = 1$. De ser así no se cumpliría la condición que $\alpha + \beta < 1$, para que el proceso de la varianza sea estacionario. En todos los mercados a excepción del petróleo se cumple esta última condición. El proceso de la varianza puede ser infinito o no estacionario, implicando cambio persistentes en la volatilidad de sus precios.

⁹ Los valores de los criterios Akaike y Schwarz fueron mucho menores para esta especificación en lugar de una que incluya un número mayor de rezagos en la parte ARCH o GARCH.

TABLA 3
MODELO GARCH (1,1)
MUESTRA GENERAL
PERÍODO: ABRIL 30 DE 1991 - SEPTIEMBRE 21 DE 2004

Mercado	μ	ω	α	β	$\alpha + \beta$	Log Lhood	Test de Wald*
Cobre	3,83E-05 (0,8645)	2,66E-06 (0,0000)	0,0447 (0,0000)	0,9432 (0,0000)	0,988	9606,230	19,4405 *
Oro	-9,76E-05 (0,3791)	1,28E-07 (0,000)	0,0415 (0,000)	0,9602 (0,000)	1,002	11699,127	3,9597 **
Plata	-1,39E-04 (0,5318)	1,36E-06 (0,000)	0,0339 (0,000)	0,9606 (0,000)	0,994	9628,698	14,3545 *
Maíz	2,14E-04 (0,3287)	5,88E-06 (0,000)	0,0740 (0,000)	0,8995 (0,000)	0,974	9763,995	52,2461 *
Soya	1,48E-05 (0,9407)	2,77E-06 (0,000)	0,0822 (0,000)	0,9081 (0,000)	0,990	9911,399	12,0033 *
Trigo	-1,67E-04 (0,4914)	2,74E-05 (0,000)	0,0903 (0,000)	0,8149 (0,000)	0,905	9120,038	52,9588 *
Azúcar	5,98E-06 (0,9857)	1,85E-04 (0,000)	0,2375 (0,000)	0,4146 (0,000)	0,652	8096,519	316,3519 *
Cacao	-1,47E-05 (0,9614)	3,08E-06 (0,000)	0,0423 (0,000)	0,9513 (0,000)	0,994	8520,650	9,7618 *
Café	-6,27E-04 (0,1242)	2,49E-05 (0,000)	0,0869 (0,000)	0,8826 (0,000)	0,970	7540,077	78,3611 *
Petróleo	1,31E-04 (0,6654)	1,97E-06 (0,000)	0,0418 (0,000)	0,9557 (0,000)	0,997	8320,990	2,3865
Heating Oil	2,81E-04 (0,3731)	5,94E-06 (0,000)	0,0720 (0,000)	0,9197 (0,000)	0,992	8241,693	8,3496 *
Gas Natural	5,94E-04 (0,1679)	7,12E-05 (0,000)	0,1921 (0,000)	0,7759 (0,000)	0,968	6597,822	15,5338 *

ELABORACIÓN: El Autor

* Test de Wald, Ho: $\alpha + \beta = 1$

* 5% de probabilidad

** 10% de probabilidad

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Los once mercados restantes a excepción del azúcar, presentan una alta persistencia en la volatilidad ($\alpha+\beta$). A la existencia de un shock en estos commodities, la volatilidad requerirá mucho tiempo antes de situarse nuevamente en su estado de largo plazo.

Los commodities azúcar y gas natural, reflejan una relativa mayor valoración a la persistencia de corto plazo en la volatilidad (coeficiente α), y una relativa menor valoración a la persistencia de largo plazo (coeficiente β), comparado con el resto de commodities.

Este modelo GARCH(1,1) se encuentra restringido al imponer la condición de que tanto innovaciones positivas o negativas tendrán la misma magnitud de impacto en la volatilidad del activo, y por tanto ser un modelo simétrico.

2.4.2. MODELO – TGARCH(1,1)¹⁰

Los resultados de las estimaciones en los doce mercados para este modelo definido asimétrico se los muestra en la tabla (4). Todos los mercados de commodities analizados a excepción del cacao y petróleo permiten una especificación asimétrica de la volatilidad.

¹⁰ Los valores de los criterios Akaike y Schwarz fueron mucho menores para esta especificación en lugar de una que incluya un número mayor de rezagos en la parte ARCH o GARCH.

TABLA 4
MODELO TGARCH (1,1)
MUESTRA GENERAL
PERÍODO: ABRIL 30 DE 1991 - SEPTIEMBRE 21 DE 2004

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log Lhood.
Cobre	7,97E-05 (0,7289)	2,72E-06 (0,000)	0,0515 (0,000)	-0,01106 (0,0996)	0,9418 (0,000)	9606,959
Oro	-2,42E-05 (0,8252)	1,75E-07 (0,000)	0,0603 (0,000)	-0,03933 (0,000)	0,9597 (0,000)	11716,218
Plata	6,39E-05 (0,7713)	1,22E-06 (0,000)	0,0546 (0,000)	-0,04447 (0,000)	0,9633 (0,000)	9654,128
Maíz	1,83E-04 (0,4181)	5,86E-06 (0,000)	0,0651 (0,000)	0,02092 (0,0366)	0,8986 (0,000)	9765,076
Soya	1,85E-04 (0,3655)	2,89E-06 (0,000)	0,1246 (0,000)	-0,08045 (0,000)	0,9073 (0,000)	9927,287
Trigo	8,55E-05 (0,7537)	1,54E-05 (0,000)	0,0965 (0,000)	-0,08923 (0,000)	0,8943 (0,000)	9135,697
Azúcar	-6,60E-05 (0,8588)	1,91E-04 (0,000)	0,2178 (0,000)	0,04065 (0,0900)	0,4014 (0,000)	8096,983
Cacao	-1,04E-05 (0,9727)	3,07E-06 (0,000)	0,0425 (0,000)	-0,00091 (0,8900)	0,9515 (0,000)	8520,656
Café	-1,10E-04 (0,7851)	3,03E-05 (0,000)	0,1395 (0,000)	-0,10578 (0,000)	0,8750 (0,000)	7564,149
Petróleo	2,37E-04 (0,4565)	4,15E-06 (0,000)	0,0681 (0,000)	-0,00432 (0,6539)	0,9288 (0,000)	8315,913
Heating Oil	5,77E-04 (0,0791)	6,25E-06 (0,000)	0,0983 (0,000)	-0,05397 (0,000)	0,9207 (0,000)	8250,933
Gas Natural	1,15E-03 (0,0334)	6,56E-05 (0,000)	0,2146 (0,000)	-0,07746 (0,000)	0,7937 (0,000)	6603,960

ELABORACIÓN: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

donde

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{c.o.v} \end{cases}$$

De estos diez mercados, ocho (cobre, oro, plata, soya, trigo, café, heating oil y gas natural) tienen signo negativo¹¹ en el coeficiente “ γ ”, mientras que los dos restantes tienen signo positivo (azúcar y maíz).

Los commodities azúcar y gas natural, y en mucho menor grado soya y café, los valores de los estimadores α reflejan una relativa mayor contribución a la persistencia de corto plazo en la volatilidad y los de β reflejan una relativa menor contribución a la persistencia de largo plazo en comparación con el resto de commodities.

2.4.3. MODELO – EGARCH(1,1)¹²

Este modelo también permite una especificación asimétrica de la volatilidad condicional, pero su formulación es distinta a la del modelo anterior.

La tabla (5) muestra los resultados de los coeficientes estimados para este modelo. Para todos los commodities de la muestra, la constante “ ω ” y los coeficientes “ α ” y “ β ” de la ecuación de la varianza condicional son significativos.

¹¹En este modelo si el coeficiente “ γ ” es negativo, la volatilidad será menor cuando los precios del commodity están a la baja y mayor cuando los precios se encuentren al alza. Si el coeficiente “ γ ” es positivo la volatilidad será mayor cuando los precios están a la baja y menor cuando estén al alza.

¹² Los valores de los criterios Akaike y Schwarz fueron mucho menores para esta especificación en lugar de una que incluya un número mayor de rezagos en la parte ARCH o GARCH.

TABLA 5
MODELO EGARCH (1,1)
MUESTRA GENERAL
Período: Abril 30 de 1991 - Septiembre 21 de 2004

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log Lhood.
Cobre	2,45E-05 (0,9138)	-0,2058 (0,000)	0,1104 (0,000)	0,01115 (0,0491)	0,9855 (0,000)	9600,725
Oro	8,74E-05 (0,4365)	-0,1888 (0,000)	0,1080 (0,000)	0,05898 (0,000)	0,9885 (0,000)	11717,712
Plata	1,95E-04 (0,3577)	-0,1065 (0,000)	0,0606 (0,000)	0,05550 (0,000)	0,9927 (0,000)	9665,544
Maíz	1,63E-04 (0,4545)	-0,3718 (0,000)	0,1595 (0,000)	-0,00188 (0,7883)	0,9705 (0,000)	9796,975
Soya	2,53E-04 (0,1967)	-0,2587 (0,000)	0,1781 (0,000)	0,04841 (0,000)	0,9855 (0,000)	9938,566
Trigo	2,01E-04 (0,4576)	-0,4458 (0,000)	0,1135 (0,000)	0,06550 (0,000)	0,9563 (0,000)	9151,945
Azúcar	-2,39E-04 (0,4958)	-1,0569 (0,000)	0,2885 (0,000)	-0,00542 (0,4618)	0,8890 (0,000)	8116,297
Cacao	-4,69E-05 (0,8770)	-0,1854 (0,000)	0,1103 (0,000)	0,01258 (0,0645)	0,9871 (0,000)	8519,285
Café	1,16E-04 (0,7712)	-0,3303 (0,000)	0,1511 (0,000)	0,07526 (0,000)	0,9700 (0,000)	7570,373
Petróleo	1,39E-05 (0,9654)	-0,1317 (0,000)	0,1015 (0,000)	-0,01948 (0,000)	0,9928 (0,000)	8326,036
Heating Oil	6,20E-04 (0,0541)	-0,2408 (0,000)	0,1570 (0,000)	0,02767 (0,000)	0,9840 (0,000)	8254,196
Gas Natural	5,28E-04 (0,3188)	-0,4718 (0,000)	0,2541 (0,000)	0,03729 (0,000)	0,9581 (0,000)	6633,989

ELABORACIÓN: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

Para esta especificación de la varianza, todos los mercados a excepción del maíz y azúcar, logran capturar la asimetría ante impactos en los retornos dependiendo de su signo. Nueve mercados (cobre, oro, plata, soya, trigo, cacao, café, heating oil y gas natural) tienen “ γ ” positivo, lo que implica que existirá una mayor volatilidad cuando el shock es positivo y menor volatilidad cuando el shock es negativo.

A diferencia del modelo anterior, el petróleo tiene el “ γ ” significativo y con signo contrario a los nueve mercados. Por lo tanto cuando los precios están a la baja habrá mayor volatilidad y ocurrirá lo contrario con la volatilidad cuando los precios estén al alza.

Se puede observar que los modelos GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1), se ajustan apropiadamente para explicar la varianza condicional de los retornos de los futuros de commodities aquí examinados. En todos los commodities a excepción del cacao predomina una o ambas especificaciones asimétricas de la volatilidad a la especificación simétrica¹³.

¹³ A excepción de los commodities cobre y cacao, los valores obtenidos en los criterios Akaike (AIC) y Schwarz (SC) fueron menores en uno o ambos modelos asimétricos respecto a los obtenidos en el modelo simétrico GARCH.

CAPITULO 3

ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

3.1. INTRODUCCIÓN

En esta sección se realizará un análisis de sensibilidad ante cambios estadísticamente significativos en los parámetros de los estimadores de la varianza condicional, para las tres especificaciones planteadas. Se dividió la muestra en dos subgrupos considerando un eventual quiebre causado por la crisis asiática que afecto los mercados bursátiles mundiales en 1997.

3.2. INTERVALOS Y HECHOS ESTADÍSTICOS

El intervalo escogido para la primera submuestra corresponde desde abril 30 de 1991 hasta julio 03 de 1997 teniendo en promedio cerca de 1550 datos para cada uno de los mercados; para la segunda submuestra, el intervalo corresponde desde julio 7 de 1997 hasta septiembre 21 de 2004, con aproximadamente 1800 datos para cada uno de los mercados.

Los Anexos (2) y (3) detallan la estadística descriptiva de las series de retornos para las dos submuestras: La rentabilidad media en el cobre, oro, plata, petróleo, heating oil y gas natural es mayor para la segunda submuestra; y por el contrario para el maíz, trigo, soya, azúcar, cacao y café la rentabilidad promedio

disminuyó. Por otra parte la desviación estándar de los retornos para nueve de los doce mercados es mayor. Se concluye que en general el riesgo aumentó pero el efecto en la rentabilidad es diverso ya que en unos casos aumentó y en otros disminuyó:

En cinco de los doce mercados aumentó el riesgo y la rentabilidad (oro, plata, petróleo, heating oil y gas natural); en cuatro aumentó el riesgo pero disminuyó la rentabilidad (maíz, soya, azúcar y cacao); en dos mercados disminuyó el riesgo y la rentabilidad (café y trigo); y en un solo mercado disminuyó el riesgo y aumentó su rentabilidad (cobre).

Por último se observa que nueve de las doce series en la segunda submuestra reflejan valores menores en la curtosis, aunque no una menor asimetría. En general los estadígrafos Jarque-Bera que recogen ambos efectos, muestran valores menores. Esto corresponde a un comportamiento de las series de retornos menos alejado de lo normal para la segunda submuestra.

3.3. TEST DE CAMBIOS SIGNIFICATIVOS EN LOS PARÁMETROS: ANÁLISIS DE ESTABILIDAD

En la tabla (6) se muestran los resultados del test de Wald que permiten evidenciar cambios en los estimadores de la varianza condicional, en los modelos GARCH, TGARCH y EGARCH.

El estadístico se lo calcula de la siguiente manera:

$$w = \left(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \right)' \left(\hat{I}_1 + \hat{I}_2 \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \right) \sim \chi^2_{(k+1)} \quad (8)$$

Donde, β_n corresponde a la matriz de los coeficientes de la ecuación de la varianza condicionada para el período n . \hat{I}_n corresponde a la matriz de Varianza y Covarianza para la ecuación de la volatilidad condicionada en el período n . El estadístico del test tiene distribución Chi cuadrado con $k + 1$ grados de libertad, correspondiente al número de parámetros más la constante. La Hipótesis nula considerada está representada por $\beta_1 = \beta_2$, que no evidencia cambios significativos en los estimadores.

TABLA 6
TEST DE QUIEBRE ESTRUCTURAL (TEST DE WALD)

Primer Periodo: 30 de Abril de 1991 - 03 de Julio de 1997

Segundo Periodo: 7 de julio de 1997 – 21 de septiembre de 2004

Mercado	MODELOS		
	GARCH(1,1)	TGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
Cobre	21,2895	27,154	219,3744
Oro	63,0488	84,1127	108,5285
Plata	13,6412	19,5955	9,1679 *
Maíz	17,9016	24,7761	22,1269
Soya	4,1748 *	9,8805 *	16,6741
Trigo	169,2967	180,7710	114,5151
Azúcar	319,8000	355,3411	293,8185
Cacao	6,0680 *	6,0394 *	1,4922 *
Café	43,9155	76,2293	177,8621
Petróleo	20,6801	23,7595	30,2860
Heating Oil	27,5638	27,3523	34,9482
Gas Natural	121,1224	128,2319	105,7363

ELABORACIÓN: El Autor

Ho: Parámetros de la ecuación de la volatilidad son iguales en ambos períodos.

** no se rechaza la Ho con 95% de confianza*

Según los resultados y con un nivel de significancia del cinco por ciento, el único commodity que presenta estimadores estables para las dos submuestras y para

los tres modelos de volatilidad es el cacao. La plata evidencia estimadores estables en las dos submuestras para el modelo EGARCH(1,1). La soya por último presenta estimadores estables en las dos submuestras para los modelos GARCH(1,1) y TGARCH(1,1).

Con los resultados anteriores, se procederá a realizar el mismo análisis de los modelos considerados GARCH(1,1) TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) tomando en cuenta separadamente las dos submuestras para todos los commodities. Logrando un análisis con mayor detalle de los resultados obtenidos hasta ahora.

3.4. ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD PRIMERA SUBMUESTRA

A continuación los resultados de las estimaciones de la volatilidad de los retornos de los precios futuros diarios en el intervalo: abril 30 de 1991 hasta julio 03 de 1997. Modelos GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1).

3.4.1. MODELO – GARCH(1,1)

En el Anexo (4) se detallan las estimaciones de este modelo con la muestra propuesta. Se observa que todos los coeficientes de la ecuación de la volatilidad condicional son significativos. Los estadísticos del test de Wald de la última columna de la tabla, bajo la hipótesis nula: $\alpha + \beta = 1$, confirman el rechazo de la misma para todos los commodities a excepción del oro, café y gas natural implicando persistencia permanente en la volatilidad para la muestra considerada. Existe de todas formas alta persistencia en la volatilidad, por lo que a la presencia de shocks esta requerirá mucho tiempo antes de volver a situarse en su nivel de largo plazo.

Los commodities Trigo y Gas Natural en la muestra considerada reflejan una relativa mayor valoración de la persistencia de corto plazo en la volatilidad (coeficiente α) , y una relativa menor valoración de la persistencia de largo plazo (coeficiente β), a diferencia del resto de commodities.

3.4.2. MODELO – TGARCH(1,1)

En el Anexo (5) se muestran los resultados de las estimaciones en los doce mercados para este modelo asimétrico. En esta submuestra, todos los mercados de commodities analizados a excepción del cobre, cacao y petróleo permiten una especificación asimétrica de la volatilidad. Los nueve mercados restantes, (oro, plata, maíz, soya, trigo, azúcar café, heating oil y gas natural) tienen el coeficiente “ γ ” con signo negativo y estadísticamente significativo. Para esta especificación los commodities gas natural y en menor grado el trigo reflejan una relativa mayor valoración de la persistencia de corto plazo en la volatilidad y una relativa menor valoración de la persistencia de largo plazo comparado con el resto de commodities.

3.4.3. MODELO – EGARCH(1,1)

En el Anexo (6) se muestra los resultados de los coeficientes estimados para este modelo. Para todos los commodities de la muestra, la constante “ ω ” y los coeficientes “ α ” y “ β ” de la ecuación de la varianza condicional son significativos.

En esta especificación de la varianza e intervalo escogido, todos los commodities a excepción del cobre, cacao, petróleo, logran capturar la asimetría ante

impactos en los retornos dependiendo de su signo. Los nueve commodities restantes (oro, plata, maíz, soya, trigo, azúcar, café, heating oil y gas natural) tienen “ γ ” positivo y estadísticamente significativo.

Para este intervalo escogido, existe como se esperaba un buen ajuste de los modelos asimétricos de la volatilidad condicional. En esta submuestra los resultados encontrados en ambos modelos asimétricos son mucho más similares entre sí que cuando se considera la muestra general. A excepción del cobre, cacao y petróleo, en el resto de commodities analizados predomina una o ambas especificaciones asimétricas de la volatilidad condicional a la especificación simétrica¹⁴.

3.5. ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD: SEGUNDA SUBMUESTRA

Las estimaciones para los tres modelos de volatilidad condicional [GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1)] en este segundo intervalo, julio 07 de 1997 - septiembre 21 de 2004 se detallan a continuación.

3.5.2. MODELO – GARCH(1,1)

En el Anexo (7) se muestra las estimaciones para este modelo con la segunda submuestra propuesta. Se observa que todos los coeficientes de la ecuación de la volatilidad condicional son significativos.

¹⁴ A excepción de los commodities cobre, cacao y petróleo, los valores obtenidos en los criterios Akaike (AIC) y Schwarz (SC) fueron menores en uno o ambos modelos asimétricos respecto a los obtenidos en el modelo simétrico GARCH.

Bajo la hipótesis nula: $\alpha + \beta = 1$, los estadísticos del test de Wald de la última columna de la tabla confirman el rechazo de la misma para todos los commodities. Pero a excepción del azúcar, existe alta persistencia en la volatilidad ante la presencia de shocks. Por lo que de darse uno, requerirá la varianza mucho tiempo para situarse nuevamente en su nivel de largo plazo. En esta segunda submuestra, los commodities azúcar y en mucho menor grado café, heating oil y gas natural reflejan una relativa mayor valoración de la persistencia de corto plazo en la volatilidad (coeficiente α), y una relativa menor valoración de la persistencia de largo plazo (coeficiente β), a diferencia del resto de commodities.

3.5.3. MODELO – TGARCH(1,1)

Los resultados de las estimaciones en los doce mercados para este modelo se los muestra en el Anexo (8). Todos los commodities excepto trigo, cacao y petróleo recogen la especificación asimétrica de la volatilidad. De estos diez mercados, siete (cobre, oro, plata, soya, café, heating oil y gas natural) tienen signo negativo en el coeficiente “ γ ”, mientras que los dos restantes tienen signo positivo (maíz y azúcar).

Los commodities azúcar y gas natural, y en mucho menor grado soya y café, los valores de los estimadores α reflejan una relativa mayor contribución a la persistencia de corto plazo en la volatilidad y los de β reflejan una relativa menor contribución a la persistencia de largo plazo en comparación con el resto de commodities.

3.5.4. MODELO EGARCH(1,1)

En el Anexo (9) se presentan los resultados de los coeficientes estimados para este modelo. Nuevamente para todos los commodities de la muestra, la constante “ ω ” y los coeficientes “ α ” y “ β ” de la ecuación de la varianza condicional son significativos.

En esta especificación de la varianza e intervalo escogido, todos los commodities a excepción del cobre, maíz y trigo logran capturar la asimetría ante impactos en los retornos dependiendo de su signo: siete de los nueve commodities restantes (oro, plata, soya, cacao, café, heating oil y gas natural) tienen “ γ ” positivo y estadísticamente significativo. Por el contrario el signo del coeficiente “ γ ” es negativo en los commodities azúcar y petróleo.

Para la segunda submuestra, los modelos de varianza condicionada GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) explican adecuadamente la volatilidad de los retornos de los precios futuros de los commodities analizados. Existe como se esperaba un buen ajuste de los modelos asimétricos de la volatilidad condicional. En todos los commodities a excepción del trigo predomina una o ambas especificaciones asimétricas de la volatilidad condicional a la especificación simétrica¹⁵.

¹⁵ A excepción del commodity trigo, los valores obtenidos en los criterios Akaike (AIC) y Schwarz (SC) fueron menores en uno o ambos modelos asimétricos respecto a los obtenidos en el modelo simétrico GARCH.

CAPITULO 4

ESTIMACIÓN RECURSIVA DE LOS COEFICIENTES α y β

4.1 INTRODUCCIÓN

Se realizan estimaciones recursivas de los estimadores α , β y $(\alpha+\beta)$ de la varianza condicional de cada uno de los commodities, considerando el modelo GARCH (1,1). Llevado esto a cabo, se analizan las correlaciones entre aquellos estimadores α , β y $(\alpha+\beta)$ recursivos de los commodities pertenecientes a un mismo grupo. Por último se detalla gráficamente cómo es el comportamiento de los estimadores recursivos α , β y $(\alpha+\beta)$ en la especificación considerada.

4.2 PROCEDIMIENTO

Un procedimiento fue programado en EViews® para estimar el modelo GARCH(1,1) con una muestra¹⁶ suficientemente grande, que permita obtener estimadores suficientemente estables.

La estimación del modelo se la realiza con las primeras “m” observaciones¹⁷, luego el intervalo se lo mueve un día hacia el futuro eliminando la primera

¹⁶La muestra constante de observaciones fue de: 2354 para los commodities pertenecientes a metales y energía, 2375 para los de granos y 2349 para los de bebidas suaves.

¹⁷ “m” representa el número de observaciones en la muestra constante. En la nota al pie anterior se especifica cuantas observaciones se consideran en los distintos grupos.

observación y aumentando una extra al final de la muestra. En todo caso la muestra permanece siempre constante, los parámetros son re-estimados nuevamente y este proceso se repite 1000 veces. Las estimaciones de aquellos parámetros son tratadas como “series de datos” y la descripción de las correlaciones entre las series de los estimadores recursivos α , β y la persistencia total $(\alpha+\beta)$ serán analizadas más adelante.

4.3 ESTIMACIÓN EMPÍRICA

El modelo GARCH(1,1) logra representar adecuadamente la varianza de los procesos de las series. Al ser una especificación sencilla, tratable y parsimoniosa tanto de la varianza condicional como de las condiciones que deben cumplirse, esta fue considerada para realizar las estimaciones recursivas. Con esto también se logra una interpretación con mayor significado del análisis de las correlaciones entre estimadores de varios mercados¹⁸.

Las sendas de los estimadores recursivos α , β y la persistencia total $(\alpha+\beta)$ para los distintos mercados son presentadas gráficamente tanto en los paneles gráficos a continuación, como en los anexos al final del documento. Por último serán presentadas las matrices de correlación para los distintos estimadores recursivos, con el propósito de explorar la naturaleza de la correlación en los procesos de volatilidad entre los commodities de un mismo grupo.

¹⁸ Watkins y McAleer (2002)

4.3.1 SENDA Y CORRELACIONES DE LOS PRECIOS FUTUROS DIARIOS

La tabla (7) muestra las matrices de correlaciones de los precios futuros diarios de los commodities analizados. Las cuatro matrices, conforman los cuatro grupos o clasificaciones principales.

En el grupo metales la correlación de precios futuros diarios más alta se da entre el oro y cobre con 0,71 y la menor se da entre el cobre y la plata con 0,25.

En el grupo granos¹⁹ se observa una alta correlación de precios entre el trigo y el maíz con 0,83 y la menor se da entre el trigo y la soya con tan solo 0,61.

En bebidas suaves existe una mediana correlación entre los precios del azúcar y el café con 0,57, una correlación negativa entre el azúcar y cacao con -0,05. La correlación de precios entre el café y cacao es débilmente aunque positiva con 0,16.

El grupo energía posee la matriz con correlaciones de precios más altas entre sus componentes, siendo la mayor entre el petróleo y heating oil con 0,97 y la de menor entre petróleo y gas natural con 0,80.

¹⁹ Cabe mencionar que los commodities que tienen que ver con producción agrícola poseen un comportamiento estacional importante y por lo tanto están sujetos a shocks estacionales. Por ejemplo, malas condiciones climáticas, sequías, inundaciones, etc.

TABLA (7)
CORRELACIONES DE LOS PRECIOS FUTUROS DIARIOS

METALES

Series	Cobre	Oro	Plata
Cobre	1,0000	0,7067	0,2530
Oro	0,7067	1,0000	0,2654
Plata	0,2530	0,2654	1,0000

GRANOS

Series	Maíz	Soya	Trigo
Maíz	1,0000	0,6925	0,8265
Soya	0,6925	1,0000	0,6170
Trigo	0,8265	0,6170	1,0000

BEBIDAS SUAVES

Series	Azúcar	Cacao	Café
Azúcar	1,0000	-0,0477	0,5717
Cacao	-0,0477	1,0000	0,1602
Café	0,5717	0,1602	1,0000

ENERGÍA

Series	Petróleo	H. oil	Gas Natural
Petróleo	1,0000	0,9736	0,8021
H. Oil	0,9736	1,0000	0,8196
Gas Natural	0,8021	0,8196	1,0000

ELABORACIÓN: El Autor

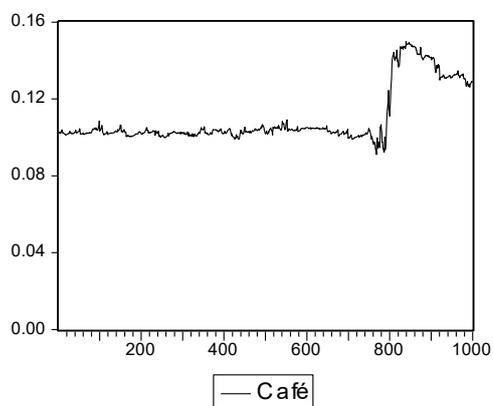
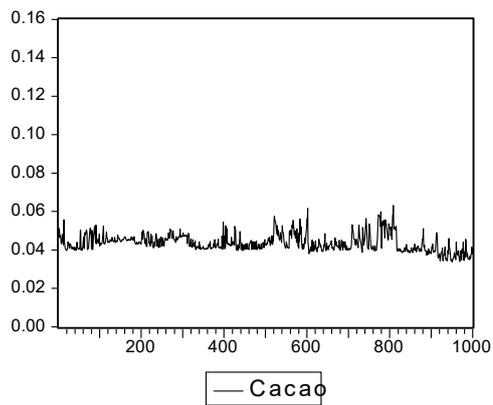
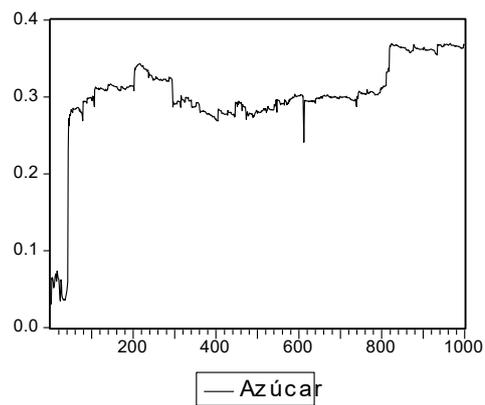
4.3.2 SENDA Y CORRELACIONES DE LOS ESTIMADORES ALPHA (α) RECURSIVOS.

Los estimadores recursivos “ α ” se muestran gráficamente en el Panel de Gráficos (2) y en el anexo (10) para cada uno de los doce mercados agrupados según su clasificación: cobre, oro, plata, maíz, soya, trigo, azúcar, cacao, café, petróleo, heating oil, gas natural. Los valores de las estimaciones son en general pequeños, por debajo de 0.16 excepto el azúcar y gas natural, cuyos valores están debajo de 0.4 y 0.30 respectivamente.

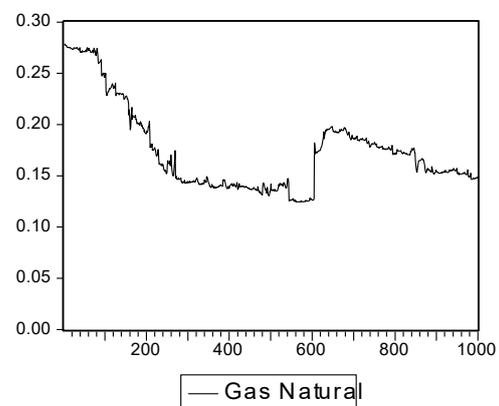
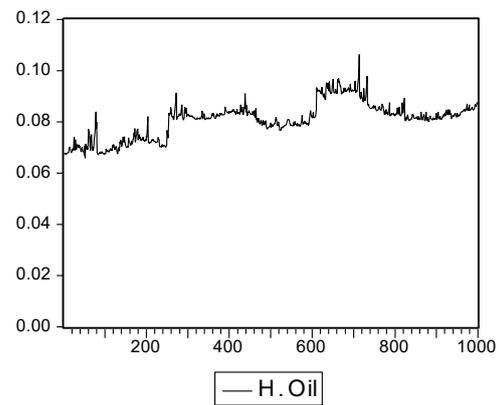
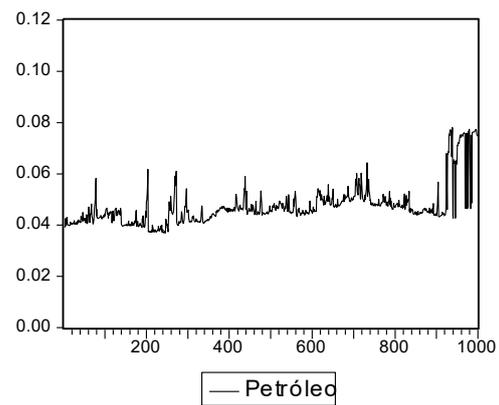
PANEL DE GRÁFICOS 2

ESTIMADORES “ α ” RECURSIVOS GARCH(1,1)

BEBIDAS SUAVES



ENERGÍA



ELABORACIÓN: El Autor

Hay períodos de muy pequeña variación y con alguna tendencia visible o períodos de mucha variabilidad en los estimadores α recursivos. Existen picos ocasionales y otros de menor magnitud pero con mayor frecuencia. Se ilustran también cambios de nivel de una vez para siempre en los estimadores, lo que podría ser ilustrar algún posible cambio estructural en los mercados; o el hecho de que entra o sale de la muestra alguna de las observaciones extremas.

Los estimadores α recursivos con valores bajos o decrecientes implican que en el corto plazo, el efecto de los shocks es pequeño; y en la muestra, el efecto de corto plazo de los shocks se ha vuelto menos importante. Lo contrario ocurre para estimadores α \square recursivos con valores altos como es el caso del azúcar.

La tabla (8) contiene las matrices de correlación entre los vectores de los estimadores α recursivos. El rango de las correlaciones en toda la tabla se encuentra entre valores de correlaciones moderadamente positivas 0.48 y moderadamente negativas -0.48.

En el caso de los metales existe una moderada correlación positiva entre el cobre y la plata, una baja correlación negativa entre el oro y el cobre; y una moderadamente baja correlación negativa entre el oro y la plata.

En los granos existe una moderadamente baja correlación positiva entre la soya y el trigo, una baja correlación positiva entre la soya y el maíz; y una moderada correlación negativa entre el trigo y maíz.

En bebidas suaves se muestra una moderada correlación positiva entre el azúcar y café, una moderadamente baja correlación negativa entre azúcar y cacao; y una moderada correlación negativa entre el cacao y café.

En energía existe una moderada correlación positiva entre el petróleo y heating oil, una correlación negativa moderada entre petróleo y gas natural; y entre los commodities heating oil y gas natural.

TABLA (8)
CORRELACIONES DE LOS ESTIMADORES ALPHA RECURSIVOS

METALES

Series	Acobre	Aoro	Aplata
Acobre	1,0000	-0,0576	0,2836
Aoro	-0,0576	1,0000	-0,1549
Aplata	0,2836	-0,1549	1,0000

GRANOS

Series	Amaíz	Asoya	Atrigo
Amaíz	1,0000	-0,0453	-0,4257
Asoya	-0,0453	1,0000	0,1819
Atrigo	-0,4257	0,1819	1,0000

BEBIDAS SUAVES

Series	Aazúcar	Acacao	Acafé
Aazúcar	1,0000	-0,1440	0,4848
Acacao	-0,1440	1,0000	-0,3651
Acafé	0,4848	-0,3651	1,0000

ENERGÍA

Series	Apetróleo	Ah.Oil	Agas Natural
Apetróleo	1,0000	0,4686	-0,2156
Ah.Oil	0,4686	1,0000	-0,4768
Agas Natural	-0,2156	-0,4768	1,0000

ELABORACIÓN: El Autor

4.3.3 SENDA Y CORRELACIONES DE LOS ESTIMADORES BETA (β) RECURSIVOS.

Los estimadores recursivos β se muestran gráficamente en el panel de gráficos (3) a continuación y en el anexo (11) para cada uno de los doce mercados agrupados según su clasificación.

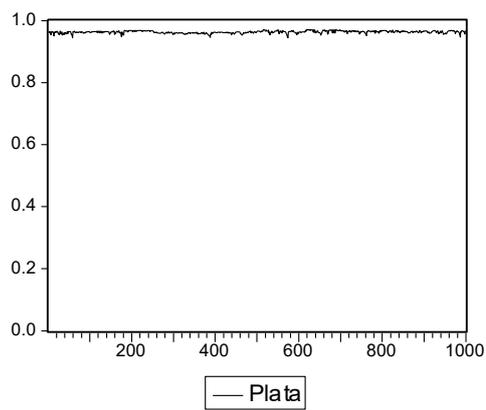
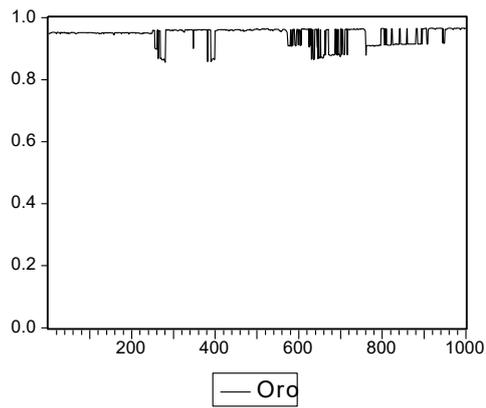
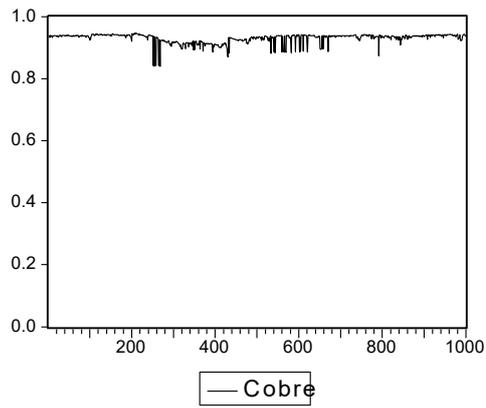
En general existe poca variabilidad en los estimadores recursivos β de los commodities plata, soya cacao y heating oil. Una mediana a baja variabilidad en los commodities cobre, oro, maíz y en menor magnitud petróleo. Una moderada variabilidad en el café, trigo y gas natural. Y por último, el commodity con estimadores β menos estables es el azúcar que muestra un fuerte cambio estructural en las primeras observaciones y mantiene aquella inestabilidad hasta aproximadamente la observación 700, donde se vuelve menos variable.

El oro y cobre muestran una moderada variabilidad a lo largo de las observaciones pero en todo caso no se alejan de su nivel. El maíz se vuelve moderadamente variable en las últimas 200 observaciones. El commodity café muestra una lenta tendencia a la baja que termina en la observación 800 con un cambio estructural, luego se observa una lenta tendencia al alza.

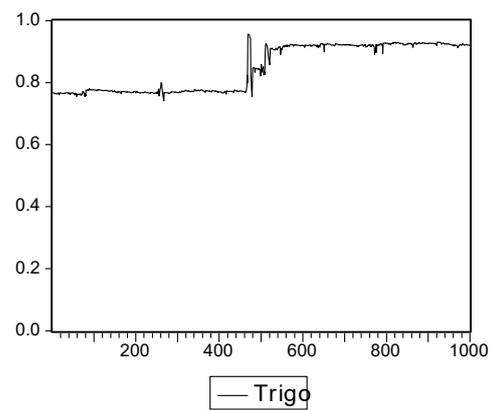
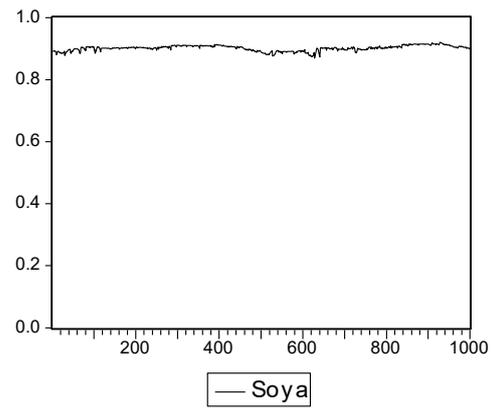
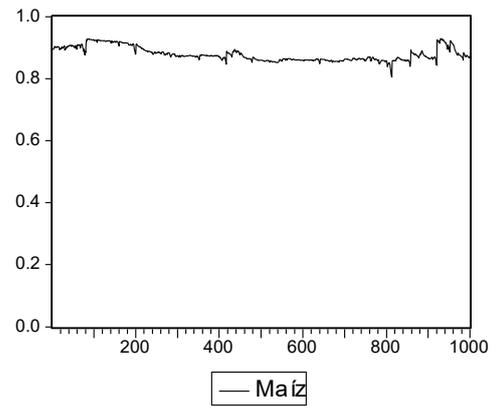
PANEL DE GRÁFICOS 3

ESTIMADORES “ β ” RECURSIVOS GARCH(1,1)

METALES



GRANOS



ELABORACIÓN: El Autor

El gas natural muestra una tendencia al alza hasta cerca de la observación 300, se mantiene relativamente estable hasta cerca de la observación 600 donde existe un pequeño cambio estructural, con una nueva tendencia lenta a la alza. El trigo por último muestra estabilidad hasta cerca de la observación 500 donde hay un cambio estructural que lo ubica en un nivel superior.

Para todos los commodities a excepción del azúcar, el efecto a largo plazo en la varianza medido por el coeficiente β , domina al efecto de corto plazo α , reflejado en las magnitudes de ambos estimadores.

La tabla (9) contiene las matrices de correlación entre los vectores de los estimadores β recursivos. Evidenciando los diferentes comportamientos de la persistencia de largo plazo en los distintos mercados. El rango de las correlaciones en toda la tabla se encuentra entre valores de correlaciones moderadamente positivas 0.55 y moderadamente negativas -0.55.

En el caso de los metales existe una moderada correlación positiva entre el cobre y la plata, una baja correlación negativa entre el oro y el cobre y entre el oro y la plata.

En los granos existe una moderadamente baja correlación positiva entre la soya y el maíz, una baja correlación negativa entre la soya y el trigo; y una alta correlación negativa entre el trigo y maíz.

En la clasificación bebidas suaves se muestra una moderadamente baja correlación positiva entre el azúcar y café, una moderadamente baja correlación negativa entre azúcar y cacao; y una mediana correlación negativa entre el cacao y café.

En el grupo energía existe una moderada correlación positiva entre el petróleo y heating oil, una correlación negativa moderada entre petróleo y gas natural y entre los commodities heating oil y gas natural.

TABLA (9)
CORRELACIONES DE LOS ESTIMADORES BETHA RECURSIVOS

METALES

Series	Bcobre	Boro	Bplata
Bcobre	1,0000	-0,0175	0,2824
Boro	-0,0175	1,0000	-0,0853
Bplata	0,2824	-0,0853	1,0000

GRANOS

Series	Bmaíz	Bsoya	Btrigo
Bmaíz	1,0000	0,1796	-0,5514
Bsoya	0,1796	1,0000	-0,0758
Btrigo	-0,5514	-0,0758	1,0000

B. SUAVES

Series	Bazúcar	Bcacao	Bcafé
Bazúcar	1,0000	-0,0293	0,1948
Bcacao	-0,0293	1,0000	-0,4011
Bcafé	0,1948	-0,4011	1,0000

ENERGÍA

Series	Bpetróleo	Bh.Oil	Bgas Natural
Bpetróleo	1,0000	0,5561	-0,2582
Bh.Oil	0,5561	1,0000	-0,4551
Bgas Natural	-0,2582	-0,4551	1,0000

ELABORACIÓN: El Autor

Las matrices de correlaciones para los estimadores β presentan las relaciones en la persistencia de la volatilidad a largo plazo en los retornos de los commodities de un mismo grupo. Estas muestran que los efectos a largo plazo de los shocks en los diferentes commodities son poco similares. Algo tiene que ver con la estructura de cada mercado específico: tipos de demanda, política de inventarios, factores de la oferta, complementariedad y suplementariedad entre los commodities analizados, etc.

4.3.4 ESTIMADORES RECURSIVOS: PERSISTENCIA TOTAL ($\alpha+\beta$)

El panel de gráficos (4) y el anexo (12) muestran los estimadores recursivos de la persistencia total ($\alpha + \beta$) para cada uno de los doce mercados agrupados según su clasificación. La persistencia total es la suma de la persistencia a corto plazo más la persistencia a largo plazo.

Los mayores valores en los estimadores β respecto a los α para todos los commodities exceptuando el azúcar, hacen que la persistencia total sea más estable comparada con los estimadores α y β separadamente.

Entre los menos estables está el azúcar que exhibe una moderada inestabilidad en la mayor parte de las observaciones. El café muestra estabilidad hasta cerca de la observación 800 donde cae moderadamente la persistencia para lentamente volver a ascender. El petróleo muestra estabilidad en la persistencia pero en las últimas observaciones se vuelve ligeramente inestable. El trigo por último permanece estable hasta cerca la observación 500 donde aumenta su nivel en la persistencia.

Las sendas de la persistencia total para todos los commodities a excepción del azúcar son muy próximas a uno confirmando nuevamente que la varianza en caso de darse una perturbación, esta requerirá mucho tiempo para situarse nuevamente en su nivel de largo plazo. En la senda del oro existen observaciones que sobrepasan el valor de $\alpha + \beta < 1$.

La tabla (10) a continuación contiene las correlaciones de la persistencia total ($\alpha + \beta$) entre los distintos commodities del mismo grupo. El rango de las correlaciones en la tabla se encuentra entre valores de correlaciones moderadamente altas y positivas 0.64 y moderadamente altas negativas -0.69. En muchos ciertos casos es evidente que las correlaciones tanto positivas como negativas tienden a reforzarse en el caso de la persistencia total, en otros casos esta tiende a desaparecer. Al comparar los valores de la tabla (10) con los de las tablas (8) y (9) que son las correlaciones de la persistencia de corto plazo y de largo plazo.

En la clasificación Metales, la correlación de la persistencia total entre el oro y el cobre es ligeramente positiva. En las dos tablas anteriores (8) y (9) las correlaciones eran ligeramente negativas en ambos casos. La correlación de la persistencia total entre la plata y cobre es moderadamente baja, pero con un valor mucho menor al de las tablas de correlaciones de estimadores recursivos separadamente. Y por último la correlación de la persistencia total entre el oro y la plata es muy baja pero positiva a diferencia de las correlaciones entre estimadores separadamente.

En los Granos, entre el maíz y soya, la correlación de la persistencia total es moderadamente baja, pero bastante superior a los casos de las tablas anteriores. Entre el maíz y el trigo la correlación se refuerza siendo por lo tanto más negativa para persistencia total que para los casos anteriores. Y por último la correlación entre la soya y el trigo es moderadamente negativa para la persistencia total, a pesar de que esta era moderadamente positiva para el alpha y ligeramente negativa para el caso del beta.

Para el grupo Bebidas Suaves, la correlación negativa se mantiene entre el cacao y azúcar en la persistencia total. Entre el café y azúcar existe poca correlación para la persistencia total a diferencia de que separadamente se evidencia moderada correlación positiva. Por último entre el cacao y café el efecto correlación negativa se refuerza aun más en la persistencia total siendo mayor que en los casos separadamente.

En el grupo Energía, entre el petróleo y heating oil, la correlación es positiva y mayor comparándola con los valores de las tablas anteriores. Entre el petróleo y gas natural, se observa que la correlación negativa se mantiene en valores similares a los de las dos tablas anteriores. Y por último entre heating oil y gas natural la correlación es negativa pero más cercana a cero comparado este valor con los de las tablas anteriores.

TABLA (10)
CORRELACIONES DE LOS ESTIMADORES RECURSIVOS:
PERSISTENCIA TOTAL ($\alpha + \beta$)

METALES

Series	Ecobre	Eoro	Eplata
Ecobre	1,0000	0,0488	0,1762
Eoro	0,0488	1,0000	0,0606
Eplata	0,1762	0,0606	1,0000

GRANOS

Series	Emaíz	Esoya	Etrigo
Emaíz	1,0000	0,3432	-0,6881
Esoya	0,3432	1,0000	-0,3825
Etrigo	-0,6881	-0,3825	1,0000

B. SUAVES

Series	Eazúcar	Ecacao	Ecafé
Eazúcar	1,0000	-0,1829	0,0068
Ecacao	-0,1829	1,0000	-0,4910
Ecafé	0,0068	-0,4910	1,0000

ENERGÍA

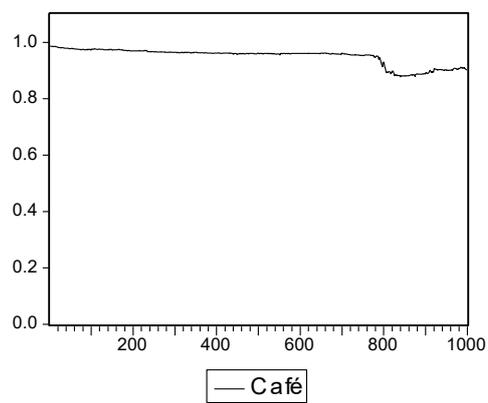
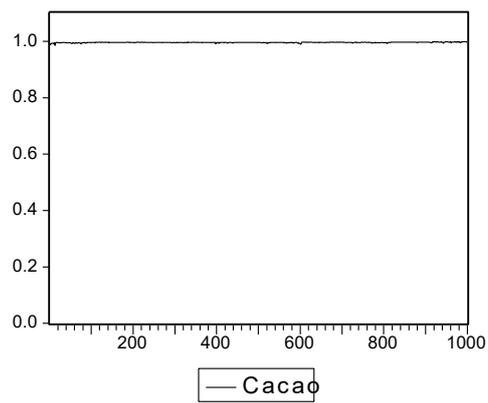
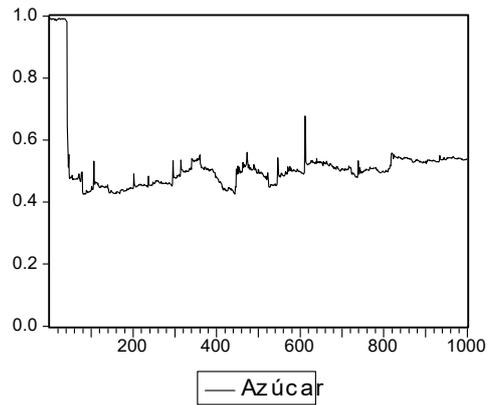
Series	Epetróleo	Eh.Oil	Egas Natural
Epetróleo	1,0000	0,6424	-0,2493
Eh.Oil	0,6424	1,0000	-0,2172
Egas Natural	-0,2493	-0,2172	1,0000

ELABORACIÓN: El Autor

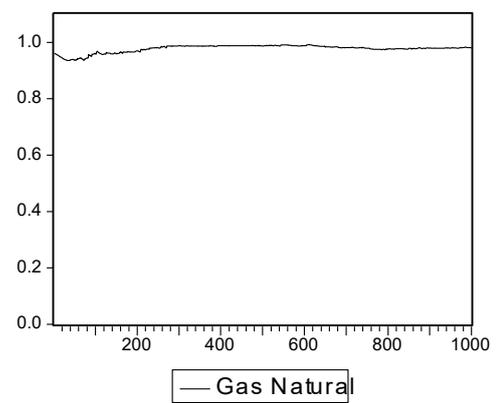
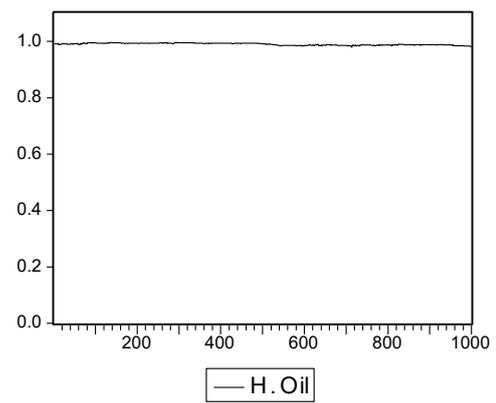
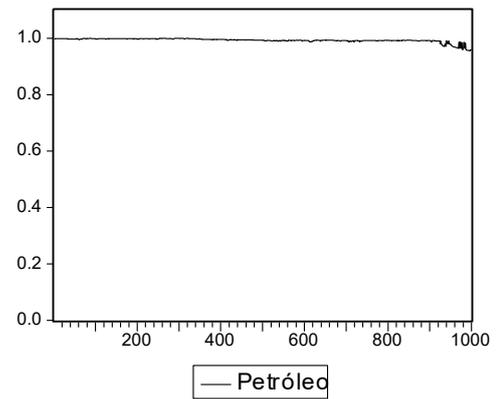
Los resultados en general no son del todo concluyentes dada la moderada a baja correlación existente entre los estimadores recursivos tanto α como β que conforman la volatilidad de corto plazo y largo plazo. Se puede concluir que para los commodities analizados, tanto los efectos a corto plazo como los de largo plazo de los shocks tienen efectos en la volatilidad, para la mayoría de los casos, poco similares.

PANEL DE GRÁFICOS 4
ESTIMADORES RECURSIVOS: PERSISTENCIA TOTAL “ $\alpha+\beta$ ”
MODELO GARCH(1,1)

BEBIDAS SUAVES



ENERGÍA



ELABORACIÓN: El Autor

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La presente investigación analiza la volatilidad de los retornos de los precios futuros de cierre de commodities primarios (METALES: cobre, oro, plata; GRANOS: maíz, soya, trigo; BEBIDAS SUAVES: azúcar, cacao, café; ENERGÍA: petróleo, heating oil, gas natural) que cotizan en la bolsas de productos de Estados Unidos. El intervalo escogido corresponde desde Abril 30 de 1991 hasta Septiembre 21 de 2004 teniendo en promedio cerca de 3.350 datos para cada uno los mercados.

Nueve de las doce series de retornos de los precios futuros de los commodities presentan un valor negativo en el coeficiente de asimetría, evidenciando mayor probabilidad de ocurrencia de eventos negativos. Todas las series de los retornos son leptocúrticas si se las compara con una distribución normal, con una alta probabilidad de ocurrencia de episodios alejados de lo normal o “outliers”. El test de jarque-bera rechaza el supuesto de normalidad de los retornos, causado principalmente por la alta curtosis de las series de retornos.

Se procede a analizar los modelos de volatilidad de heteroscedasticidad autorregresivos para las series de retornos. La especificación GARCH(1,1) presentan coeficientes significativos para todas la series; por lo tanto la volatilidad de los precios de los futuros para el período t , depende tanto del rezago del residuo al cuadrado y de su varianza de predicción pasada. Para el modelo TGARCH (1,1), todos los commodities a excepción del cacao y petróleo permiten una especificación asimétrica de la volatilidad. Finalmente, el modelo EGARCH (1,1), todos los

mercados a excepción del maíz y azúcar, logran capturar la asimetría ante impactos positivos o negativos en la varianza de los retornos.

Separando la muestra en dos intervalos, el primero entre abril 30 de 1991 hasta julio 03 de 1997 y el segundo desde julio 7 de 1997 hasta septiembre 21 de 2004, se realiza un análisis de sensibilidad ante cambios en los parámetros de la volatilidad (test de wald), considerando un eventual quiebre en julio de 1997 inicio de la crisis asiática. Según los resultados y con un nivel de significancia del cinco por ciento, el único commodity que presenta estimadores estables para las dos submuestras y para los tres modelos de volatilidad es el cacao.

Adicionalmente se realizan estimaciones recursivas de los estimadores α , β y $(\alpha+\beta)$ de la varianza condicional de cada uno de los commodities. Con esto a cabo, se analizan las correlaciones entre aquellos estimadores recursivos α (de corto plazo), β (de largo plazo) y “ $\alpha+\beta$ ” (persistencia total) del modelo GARCH (1,1) de los commodities pertenecientes a un mismo grupo. Concluyendo que la relación de volatilidad entre dos diferentes commodities de una misma clasificación es poco similar para la mayoría de los casos dada la moderada correlación existente entre los estimadores recursivos de sus parámetros α y β .

Por lo que se recomienda que es importante comprender las características de la volatilidad de las fluctuaciones de los precios de los commodities, ya que esto provee información muy útil para propósitos tanto de política, como de

administración de riesgo de portafolio. Especialmente en la valoración de opciones, cuyo supuesto primordial asume una volatilidad constante, debería considerarse una volatilidad heterocedástica.

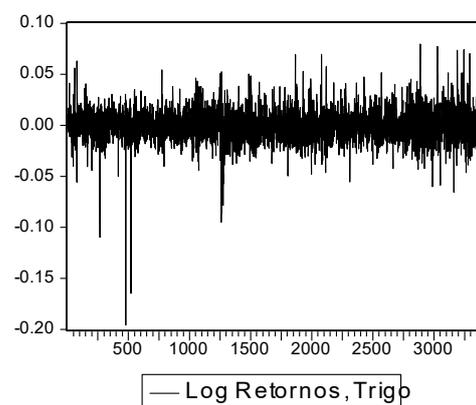
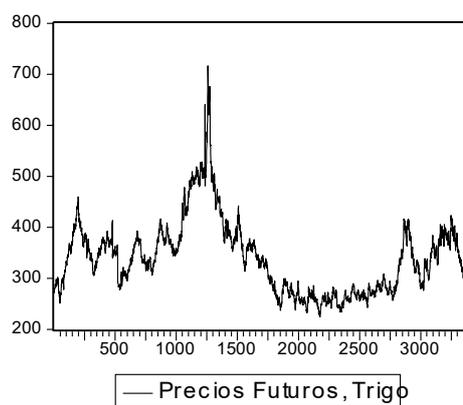
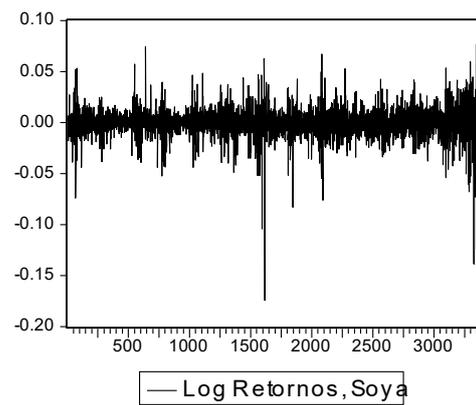
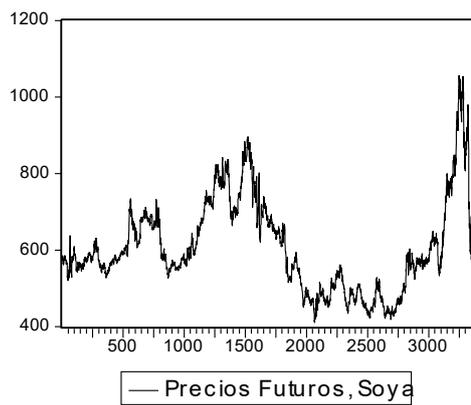
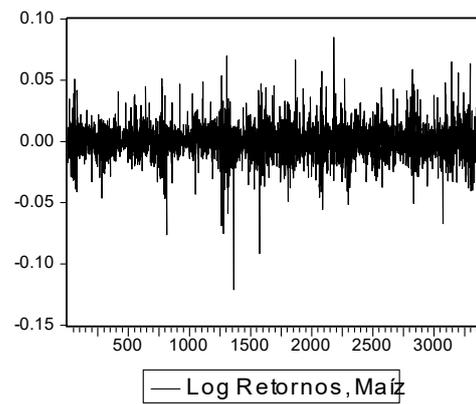
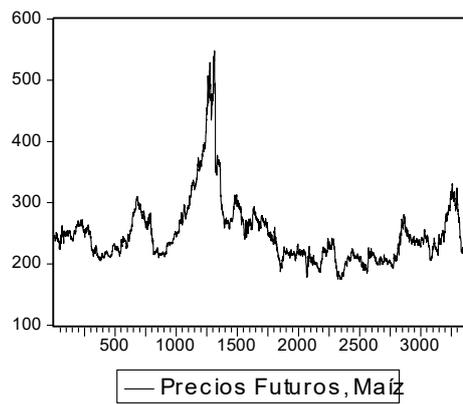
El mercado para derivados de commodities es muy poco desarrollado en la mayoría de países oferentes, quienes enfrentan muchos problemas técnicos, barreras fundamentales, y una muy importante, la credibilidad. Resultaría muy interesante que posteriores estudios demuestren que tan factible sería que algún conglomerado de países oferentes de commodities de alguna región económica considere la posibilidad de crear un mercado de commodities en común. Hablando en este caso para las regiones económicas de Latinoamérica, que en conjunto poseerían diversos productos primarios (ya no sólo unos pocos) para ser negociados en una misma zona. A la larga, en términos económicos es muy posible que se mejore la eficiencia en el comercio internacional de estos productos. En este sentido tanto entre países oferentes (internamente) como con los mayores demandantes que son los países industrializados, existiría mayor cobertura contra movimientos adversos en los precios, que a la larga afectan a ambos.

ANEXOS

ANEXO No 1

PRECIOS FUTUROS Y RETORNOS LOGARÍTMICOS DIARIOS

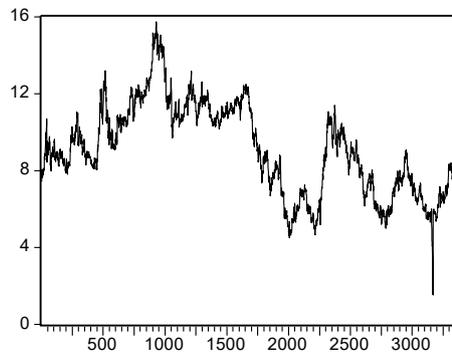
GRANOS



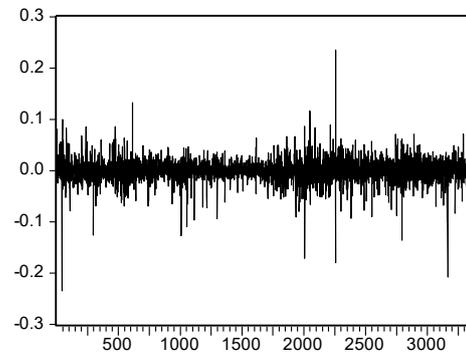
ELABORACIÓN: El Autor

PRECIOS FUTUROS Y RETORNOS LOGARÍTMICOS DIARIOS

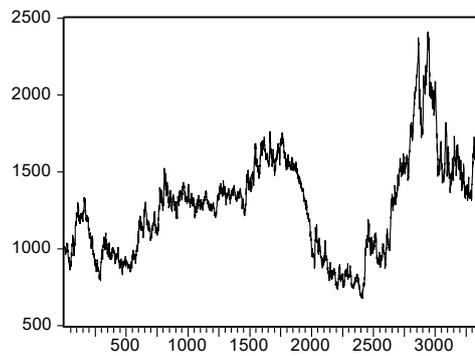
SUAVES



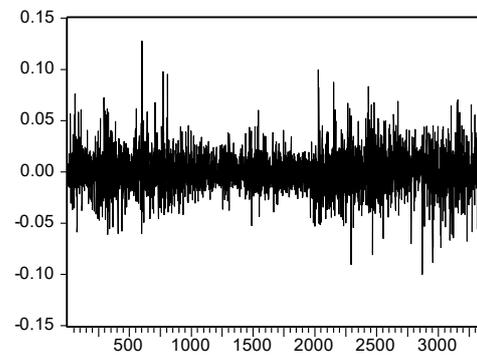
— Precios Futuros, Azúcar



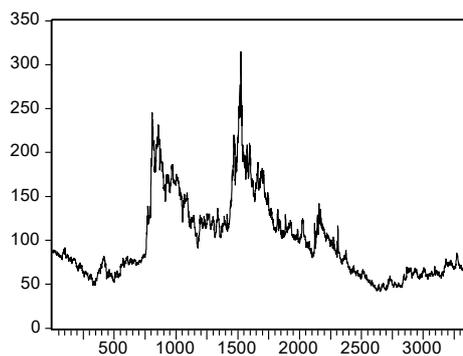
— Log Retornos, Azúcar



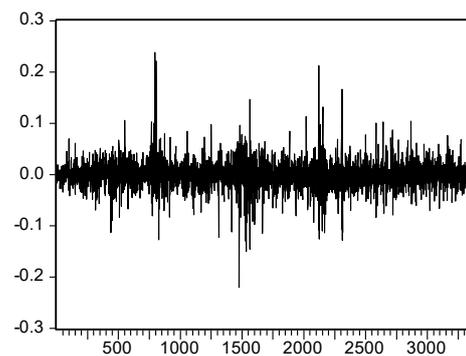
— Precios Futuros, Cacao



— Log Retornos, Cacao



— Precios Futuros, Café

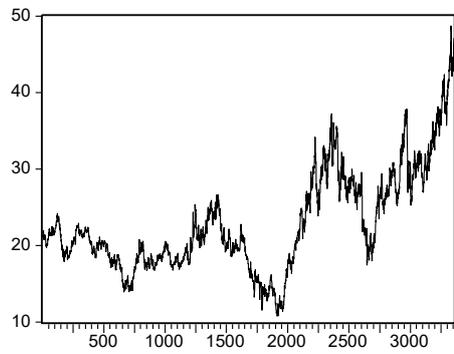


— Log Retornos, Café

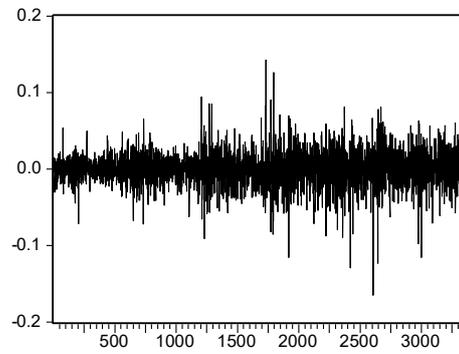
ELABORACIÓN: El Autor

PRECIOS FUTUROS Y RETORNOS LOGARÍTMICOS DIARIOS

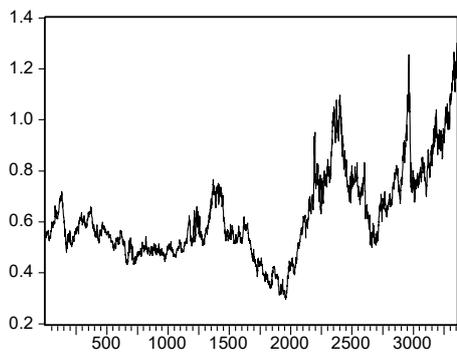
ENERGÍA



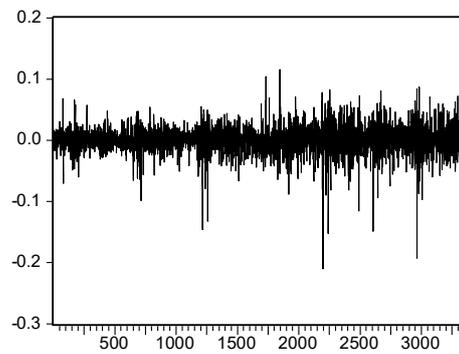
— Precios Futuros, Petróleo



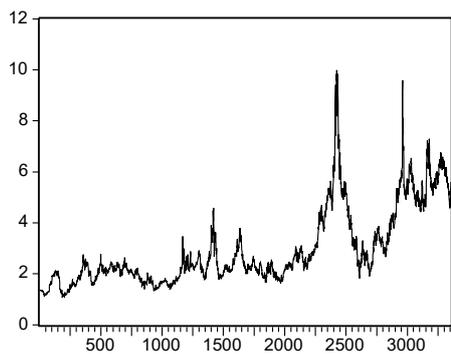
— Log Retornos, Petróleo



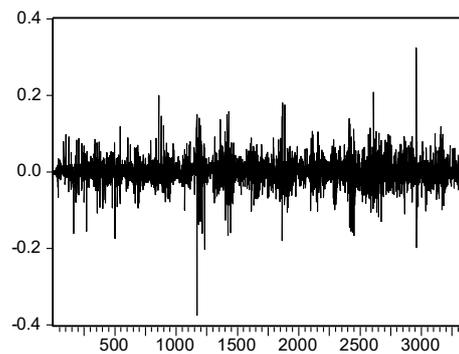
— Precios Futuros, H.Oil



— Log Retornos, H.Oil



— Precios Futuros, Gas Natural



— Log retornos, Gas Natural

ELABORACIÓN: El Autor

ANEXO No 2

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS RETORNOS DE LAS SERIES DE PRECIOS FUTUROS
Período 30 Abril 1991 - 03 julio de 1997

Estadístico	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilidad
Cobre	0,00004430	0,000000	0,0832	-0,1163	0,0152	-0,6335	9,013498	2443,853	0,00
Oro	-0,00006010	0,000000	0,0262	-0,0567	0,0060	-0,6698	11,29807	4571,807	0,00
Plata	0,00008480	-0,000191	0,0929	-0,0956	0,0141	-0,1850	8,682909	2098,646	0,00
Maíz	0,00016100	0,000000	0,0697	-0,1212	0,0131	-0,6733	11,09547	4377,753	0,00
Soya	0,00014400	0,000000	0,0741	-0,0741	0,0122	-0,1379	7,182200	1141,843	0,00
Trigo	0,00012900	0,000635	0,0627	-0,1957	0,0166	-2,0527	23,76666	29127,01	0,00
Azúcar	0,00025700	0,000933	0,1321	-0,2349	0,0204	-1,2674	19,55803	18121,69	0,00
Cacao	0,00026900	-0,000790	0,1274	-0,0610	0,0182	0,6345	6,359643	832,9829	0,00
Café	0,00049400	0,000000	0,2377	-0,2206	0,0281	0,1445	12,80101	6213,264	0,00
Petróleo	-0,00004450	0,000000	0,0941	-0,0912	0,0172	-0,0768	5,799898	508,8034	0,00
Heating Oil	-0,00000981	0,000621	0,0683	-0,1459	0,0179	-0,9139	9,280523	2768,599	0,00
Gas Natural	0,00027400	0,000000	0,1992	-0,3757	0,0363	-0,8687	14,33403	8507,768	0,00

ELABORACIÓN: El Autor

ANEXO No 3

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS RETORNOS DE LAS SERIES DE PRECIOS FUTUROS

Período: 07 julio de 1997 - 21 septiembre de 2004

Estadístico	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilidad
Cobre	0,00009310	0,000000	0,0702	-0,0959	0,0141	-0,0476	5,903434	633,277	0,00
Oro	0,00012800	0,000000	0,0889	-0,0498	0,0097	0,8466	12,17114	6526,872	0,00
Plata	0,00018700	0,000442	0,0770	-0,1184	0,0151	-0,3510	7,742114	1724,486	0,00
Maíz	-0,00006760	0,000000	0,0851	-0,0917	0,0149	0,2759	5,83482	630,4144	0,00
Soya	-0,00015800	0,000000	0,0763	-0,1743	0,0164	-1,5488	16,85735	15247,62	0,00
Trigo	0,00003090	0,000000	0,0794	-0,0659	0,0165	0,4040	4,586776	239,5319	0,00
Azúcar	-0,00067500	0,000000	0,2355	-0,2076	0,0249	-0,6401	15,31355	11469,13	0,00
Cacao	-0,00001760	0,000000	0,0996	-0,1001	0,0211	-0,0001	4,747911	229,0121	0,00
Café	-0,00046200	-0,000477	0,2120	-0,1461	0,0271	0,2786	8,99085	2712,045	0,00
Petróleo	0,00048800	0,000742	0,1423	-0,1654	0,0250	-0,3529	6,453125	932,189	0,00
Heating oil	0,00050200	0,000000	0,1155	-0,2097	0,0259	-0,7460	9,066992	2929,20	0,00
Gas Natural	0,00055400	0,000652	0,3244	-0,1990	0,0381	0,2532	8,231358	2074,074	0,00

ELABORACIÓN: El Autor

ANEXO No 4

MODELO GARCH (1,1)
SUBMUESTRA "A"
Período: 30 Abril 1991 - 03 julio de 1997

Mercado	μ	ω	α	β	$\alpha + \beta$	Log Lhood.	Test de Wald*
Cobre	8,00E-05 (0,8045)	4,19E-06 (0,000)	0,0672 (0,000)	0,9154 (0,000)	0,9825	4437,935	13,3129*
Oro	-1,25E-04 (0,3273)	2,42E-07 (0,0002)	0,0580 (0,000)	0,9386 (0,000)	0,9966	5898,017	1,6583
Plata	-1,79E-04 (0,5831)	2,01E-06 (0,000)	0,0290 (0,000)	0,9611 (0,000)	0,9901	4482,143	14,4595*
Maíz	4,25E-04 (0,1571)	2,64E-06 (0,000)	0,0523 (0,000)	0,9342 (0,000)	0,9864	4657,757	28,4980*
Soya	2,46E-04 (0,3526)	2,39E-06 (0,000)	0,0701 (0,000)	0,9181 (0,000)	0,9882	4779,178	7,6607*
Trigo	-1,94E-04 (0,5407)	3,11E-05 (0,000)	0,1557 (0,000)	0,7515 (0,000)	0,9073	4243,037	39,1070*
Azúcar	3,37E-05 (0,9427)	3,98E-06 (0,000)	0,0165 (0,000)	0,9716 (0,000)	0,9881	3906,595	78,8950*
Cacao	1,42E-04 (0,7393)	3,58E-06 (0,000)	0,0457 (0,000)	0,9455 (0,000)	0,9912	4069,083	7,0814*
Café	-1,90E-04 (0,7410)	8,63E-06 (0,000)	0,0817 (0,000)	0,9138 (0,000)	0,9955	3512,354	1,8098
Petróleo	-1,35E-04 (0,7148)	2,40E-06 (0,0032)	0,0421 (0,000)	0,9504 (0,000)	0,9925	4199,471	5,0917*
Heating Oil	1,92E-04 (0,6383)	5,70E-06 (0,000)	0,0613 (0,000)	0,9223 (0,000)	0,9836	4149,459	11,2994*
Gas Natural	3,73E-04 (0,4636)	1,06E-04 (0,000)	0,4006 (0,000)	0,5940 (0,000)	0,9946	3176,349	0,097413

Elaboración: El Autor

* Test de Wald, Ho: $\alpha + \beta = 1$

* 5% de probabilidad

** 10% de probabilidad

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

ANEXO No 5

MODELO TGARCH (1,1)
SUBMUESTRA "A"
Período: 30 Abril 1991 - 03 julio de 1997

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log Lhood.
Cobre	1,38E-04 (0,6843)	3,89E-06 (0,000)	0,0747 (0,000)	-0,01553 (0,2118)	0,9175 (0,000)	4438,374
Oro	-7,04E-05 (0,5780)	2,28E-07 (0,0002)	0,0737 (0,000)	-0,03879 (0,000)	0,9426 (0,000)	5903,194
Plata	4,27E-06 (0,9897)	2,09E-06 (0,000)	0,0482 (0,000)	-0,04205 (0,000)	0,9626 (0,000)	4492,629
Maíz	4,43E-04 (0,1523)	2,30E-06 (0,000)	0,0598 (0,000)	-0,02169 (0,0306)	0,9396 (0,000)	4658,635
Soya	4,01E-04 (0,1306)	1,82E-06 (0,000)	0,0994 (0,000)	-0,07217 (0,000)	0,9297 (0,000)	4788,775
Trigo	1,57E-04 (0,7000)	1,15E-05 (0,000)	0,1634 (0,000)	-0,16633 (0,000)	0,8934 (0,000)	4262,710
Azúcar	1,27E-04 (0,7853)	3,49E-06 (0,000)	0,0421 (0,000)	-0,03747 (0,000)	0,9686 (0,000)	3919,325
Cacao	5,87E-05 (0,8927)	3,43E-06 (0,0003)	0,0397 (0,000)	0,01514 (0,2300)	0,9453 (0,000)	4069,513
Café	-4,53E-05 (0,9381)	9,34E-06 (0,000)	0,0935 (0,000)	-0,02918 (0,0392)	0,9148 (0,000)	3513,584
Petróleo	-8,21E-05 (0,8295)	2,09E-06 (0,0040)	0,0435 (0,000)	-0,01135 (0,3581)	0,9561 (0,000)	4200,113
Heating Oil	3,96E-04 (0,3469)	5,13E-06 (0,0004)	0,0860 (0,000)	-0,04680 (0,0012)	0,9248 (0,000)	4152,936
Gas Natural	8,85E-04 (0,2118)	1,07E-04 (0,000)	0,4513 (0,000)	-0,11309 (0,0095)	0,5973 (0,000)	3178,117

Elaboración: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

donde

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{c.o.v} \end{cases}$$

ANEXO No 6

MODELO EGARCH (1,1)
SUBMUESTRA "A"
Período: 30 Abril 1991 - 03 julio de 1997

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log Lhood.
Cobre	1,22E-04 (0,7166)	-0,3782 (0,000)	0,1718 (0,000)	0,00519 (0,6179)	0,9704 (0,000)	4434,315
Oro	-4,40E-05 (0,7176)	-0,1937 (0,000)	0,1266 (0,000)	0,03489 (0,000)	0,9901 (0,000)	5902,952
Plata	6,40E-05 (0,8388)	-0,1378 (0,000)	0,0622 (0,000)	0,04799 (0,000)	0,9892 (0,000)	4498,723
Maíz	3,66E-04 (0,2126)	-0,2055 (0,000)	0,1253 (0,000)	0,02405 (0,0070)	0,9870 (0,000)	4679,732
Soya	4,54E-04 (0,0827)	-0,3084 (0,000)	0,1549 (0,000)	0,05989 (0,000)	0,9781 (0,000)	4794,787
Trigo	4,21E-04 (0,3016)	-0,5286 (0,000)	0,1745 (0,000)	0,10483 (0,000)	0,9516 (0,000)	4268,759
Azúcar	3,64E-04 (0,4083)	-0,1046 (0,000)	0,0684 (0,000)	0,049892 (0,000)	0,9929 (0,000)	3938,309
Cacao	1,02E-04 (0,8141)	-0,1844 (0,000)	0,1110 (0,000)	0,008093 (0,4893)	0,9874 (0,000)	4067,249
Café	1,60E-04 (0,7806)	-0,2065 (0,000)	0,1572 (0,000)	0,024023 (0,0153)	0,9875 (0,000)	3523,651
Petróleo	-1,41E-04 (0,7181)	-0,1213 (0,000)	0,0924 (0,000)	0,008792 (0,3663)	0,9937 (0,000)	4202,331
Heating Oil	3,76E-04 (0,3682)	-0,2308 (0,000)	0,1358 (0,000)	0,029392 (0,0015)	0,9843 (0,000)	4155,891
Gas Natural	6,16E-05 (0,9264)	-1,0775 (0,000)	0,5179 (0,000)	0,03345 (0,0249)	0,8994 (0,000)	3196,461

Elaboración: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

ANEXO No 7

Modelo GARCH (1,1)
SUBMUESTRA "B"

Período: 07 julio de 1997 - 21 septiembre de 2004

Mercado	μ	ω	α	β	$\alpha + \beta$	Log Lhood.	Test de Wald*
Cobre	5,49E-05 (0,8622)	2,44E-06 (0,0010)	0,0275 (0,000)	0,9592 (0,000)	0,9868	5175,641	11,0228 *
Oro	4,06E-05 (0,8611)	9,91E-06 (0,000)	0,0574 (0,000)	0,8353 (0,000)	0,8927	5846,601	29,5498 *
Plata	-1,38E-04 (0,6440)	1,29E-06 (0,0002)	0,0451 (0,000)	0,9501 (0,000)	0,9951	5150,484	4,0946 *
Maíz	-9,23E-05 (0,7772)	1,30E-05 (0,000)	0,0839 (0,000)	0,8587 (0,000)	0,9426	5119,303	21,2650 *
Soya	-3,17E-04 (0,2910)	3,56E-06 (0,0001)	0,0896 (0,000)	0,8996 (0,000)	0,9891	5134,947	6,3180 *
Trigo	7,52E-05 (0,8449)	2,40E-06 (0,0493)	0,0184 (0,0002)	0,9729 (0,000)	0,9913	4892,053	3,7719**
Azúcar	1,31E-04 (0,7902)	3,28E-04 (0,000)	0,3239 (0,000)	0,1207 (0,0121)	0,4446	4246,463	165,6059 *
Cacao	-2,32E-04 (0,5963)	2,34E-06 (0,0049)	0,0307 (0,000)	0,9652 (0,000)	0,9959	4455,896	3,0255**
Café	-1,27E-03 (0,0277)	9,62E-05 (0,000)	0,1221 (0,000)	0,7416 (0,000)	0,8637	4047,927	41,8115 *
Petróleo	7,60E-04 (0,1655)	5,30E-05 (0,000)	0,0906 (0,000)	0,8267 (0,000)	0,9174	4139,698	17,0467 *
Heating Oil	3,77E-04 (0,4750)	3,76E-05 (0,000)	0,1015 (0,000)	0,8464 (0,000)	0,9479	4110,446	23,1382 *
Gas Natural	7,14E-04 (0,3442)	5,43E-05 (0,000)	0,1046 (0,000)	0,8629 (0,000)	0,9675	3447,666	12,8438 *

Elaboración: El Autor

* Test de Wald, Ho: $\alpha + \beta = 1$

* 5% de probabilidad

** 10% de probabilidad

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

ANEXO No 8

Modelo TGARCH (1,1)
SUBMUESTRA "B"

Período: 07 julio de 1997 - 21 septiembre de 2004

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log. Lhood.
Cobre	1,26E-04 (0,6932)	2,22E-06 (0,0008)	0,0344 (0,000)	-0,02047 (0,0104)	0,9634 (0,000)	5177,627
Oro	1,74E-04 (0,4365)	8,65E-06 (0,000)	0,0945 (0,000)	-0,08764 (0,000)	0,8551 (0,000)	5856,975
Plata	1,27E-04 (0,6617)	1,11E-06 (0,0001)	0,0753 (0,000)	-0,06147 (0,000)	0,9524 (0,000)	5168,604
Maíz	-1,54E-04 (0,6422)	1,21E-05 (0,000)	0,0699 (0,000)	0,02913 (0,0776)	0,8634 (0,000)	5120,15
Soya	-7,63E-05 (0,8060)	4,37E-06 (0,000)	0,1473 (0,000)	-0,09915 (0,000)	0,8910 (0,000)	5144,234
Trigo	8,83E-05 (0,8206)	2,58E-06 (0,0418)	0,0201 (0,0004)	-0,00417 (0,6443)	0,9724 (0,000)	4892,114
Azúcar	-1,58E-04 (0,7637)	3,23E-04 (0,000)	0,2447 (0,000)	0,17206 (0,0008)	0,1242 (0,0061)	4249,17
Cacao	-1,79E-04 (0,6895)	3,70E-06 (0,0018)	0,0427 (0,000)	-0,01135 (0,1772)	0,9557 (0,000)	4456,087
Café	-2,56E-04 (0,6534)	9,45E-05 (0,000)	0,2415 (0,000)	-0,22356 (0,000)	0,7386 (0,000)	4079,911
Petróleo	6,86E-04 (0,2187)	6,31E-05 (0,000)	0,0855 (0,000)	0,02628 (0,2011)	0,7997 (0,000)	4139,766
Heating Oil	8,69E-04 (0,1159)	4,00E-05 (0,000)	0,1488 (0,000)	-0,09737 (0,000)	0,8452 (0,000)	4117,949
Gas Natural	1,27E-03 (0,1186)	4,61E-05 (0,000)	0,1285 (0,000)	-0,06507 (0,000)	0,8775 (0,000)	3452,20

Elaboración: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

donde

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{c.o.v} \end{cases}$$

ANEXO No 9

Modelo EGARCH (1,1)
SUBMUESTRA "B"
Período: 07 julio de 1997 - 21 septiembre de 2004

Mercado	μ	ω	α	γ	β	Log. Lhood
Cobre	2,19E-04 (0,5222)	-13,878 (0,000)	0,1161 (0,0001)	-0,00757 (0,5440)	-0,6173 (0,000)	5123,775
Oro	1,96E-04 (0,3806)	-3,5568 (0,000)	0,1739 (0,000)	0,14238 (0,000)	0,6322 (0,000)	5850,61
Plata	2,70E-04 (0,3425)	-0,1061 (0,000)	0,0649 (0,000)	0,06821 (0,000)	0,9932 (0,000)	5173,186
Maíz	-7,48E-05 (0,8161)	-0,5869 (0,000)	0,1713 (0,000)	-0,00904 (0,4427)	0,9460 (0,000)	5128,514
Soya	-9,37E-05 (0,7552)	-0,2142 (0,000)	0,1905 (0,000)	0,03827 (0,0002)	0,9919 (0,000)	5149,169
Trigo	9,24E-05 (0,8096)	-0,1450 (0,0041)	0,0560 (0,0001)	0,01409 (0,1718)	0,9877 (0,000)	4897,095
Azúcar	-1,74E-04 (0,7421)	-4,9841 (0,000)	0,5130 (0,000)	-0,07249 (0,0005)	0,3912 (0,000)	4245,682
Cacao	-1,19E-04 (0,7905)	-0,1980 (0,000)	0,1069 (0,000)	0,01802 (0,0555)	0,9850 (0,000)	4455,562
Café	1,89E-04 (0,7404)	-0,6667 (0,000)	0,0997 (0,000)	0,18499 (0,000)	0,9193 (0,000)	4085,234
Petróleo	5,01E-04 (0,3620)	-0,6677 (0,000)	0,1775 (0,000)	-0,04216 (0,0006)	0,9283 (0,000)	4145,614
Heating Oil	9,42E-04 (0,0759)	-0,5885 (0,000)	0,1966 (0,000)	0,04534 (0,0001)	0,9402 (0,000)	4115,099
Gas Natural	1,37E-03 (0,0869)	-0,2996 (0,000)	0,1628 (0,000)	0,04613 (0,000)	0,9733 (0,000)	3455,942

Elaboración: El Autor

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al p-value para el coeficiente estimado.

La ecuación de la media para todos los commodities es:

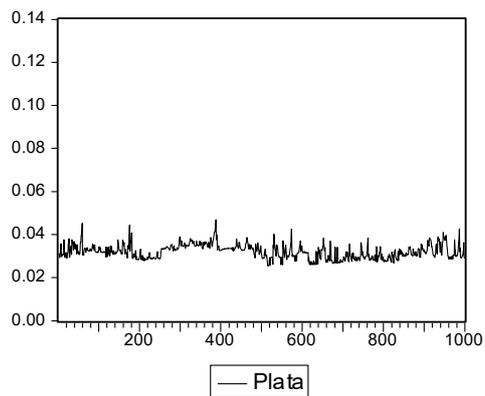
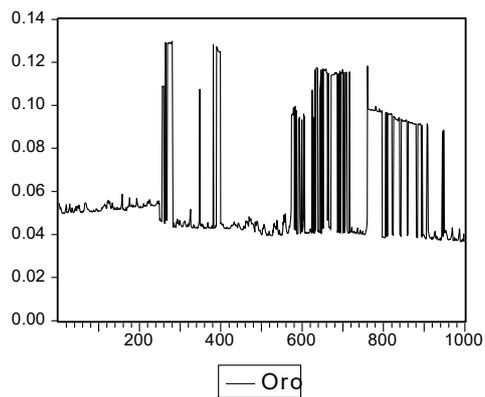
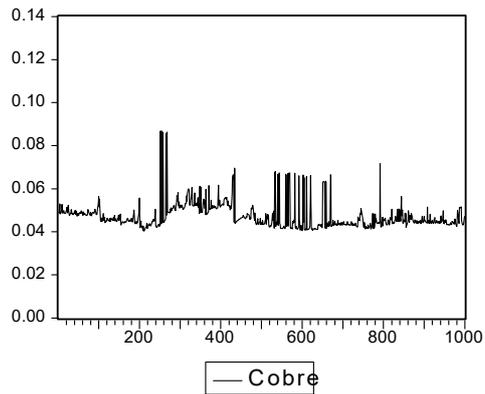
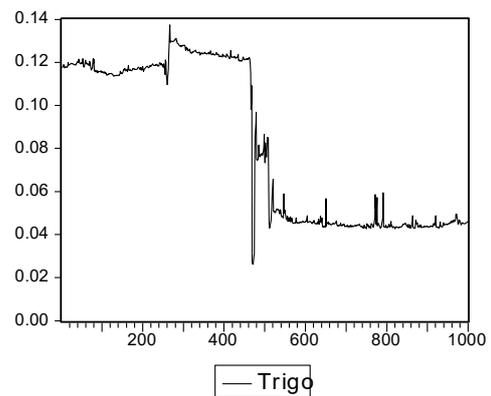
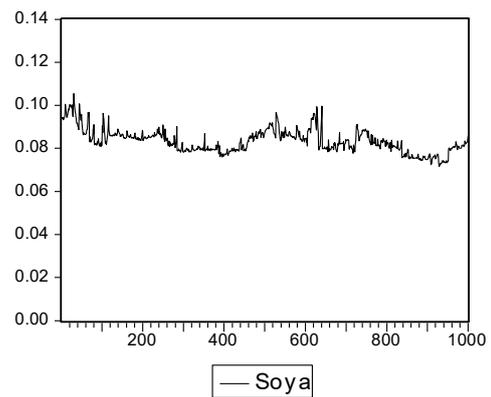
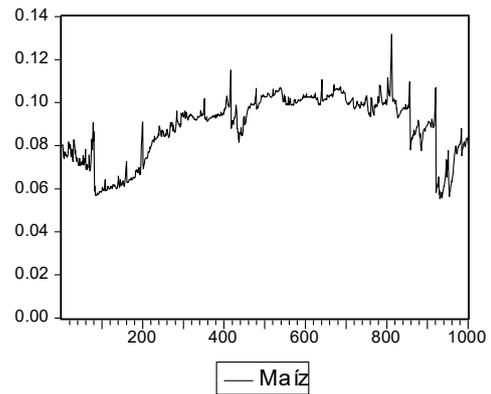
$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza de los doce commodities en esta tabla es:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

ANEXO No 10

**ESTIMADORES “ α ” RECURSIVOS
MODELO GARCH(1,1)**

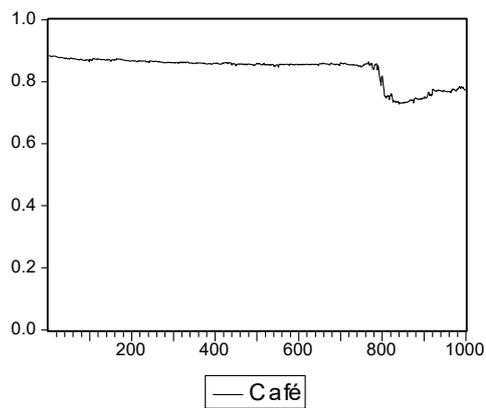
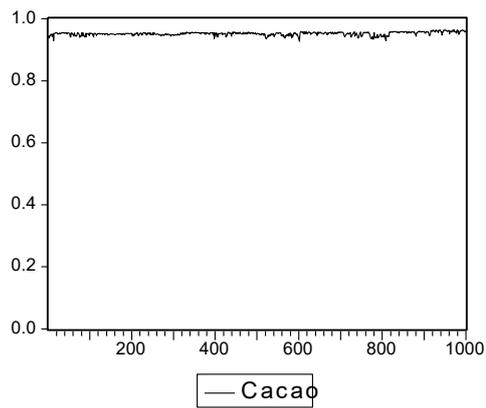
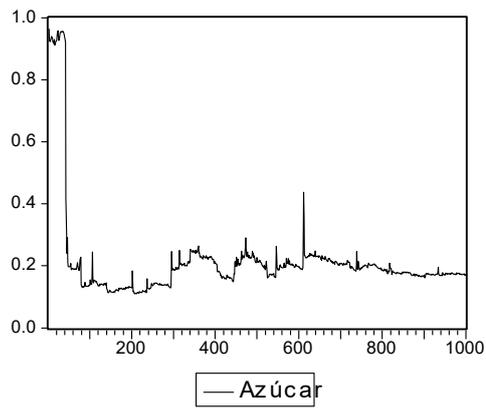
METALES**GRANOS**

ELABORACIÓN: El Autor

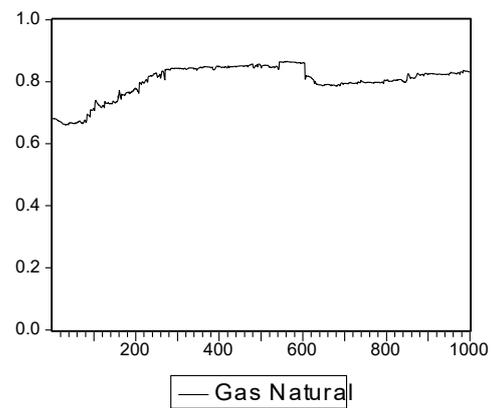
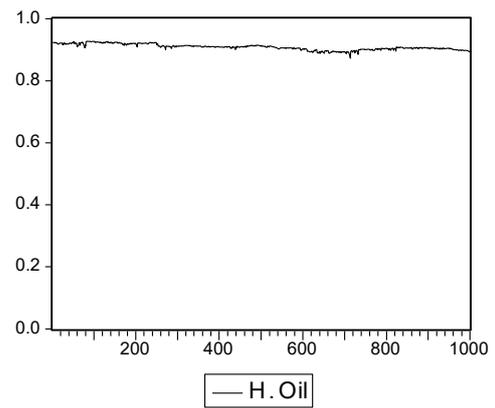
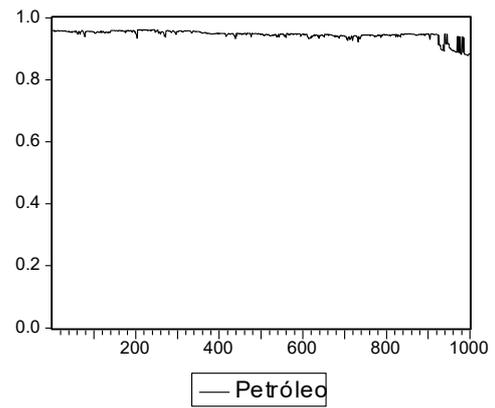
ANEXO No 11

ESTIMADORES "β" RECURSIVOS MODELO GARCH(1,1)

BEBIDAS SUAVES



ENERGÍA



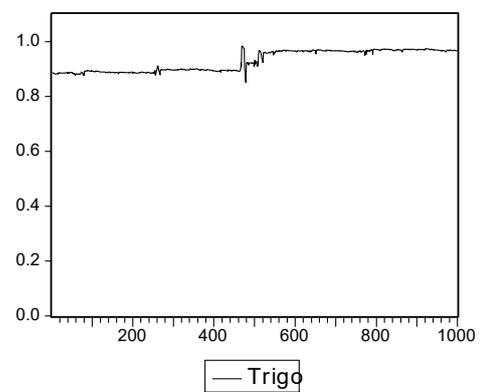
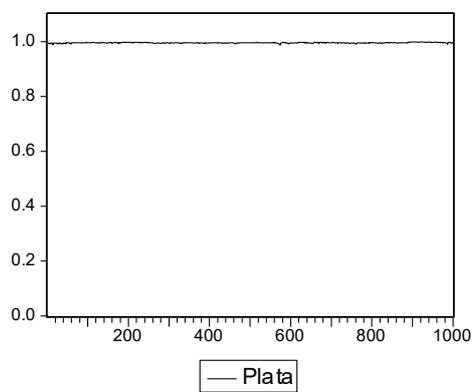
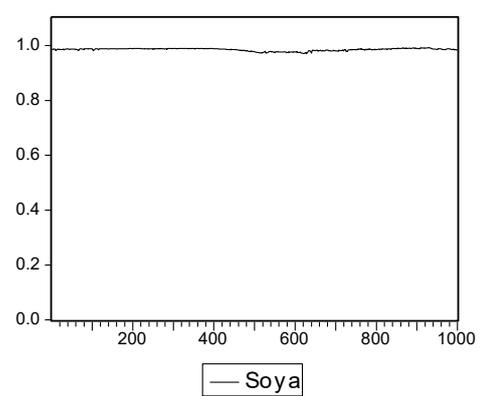
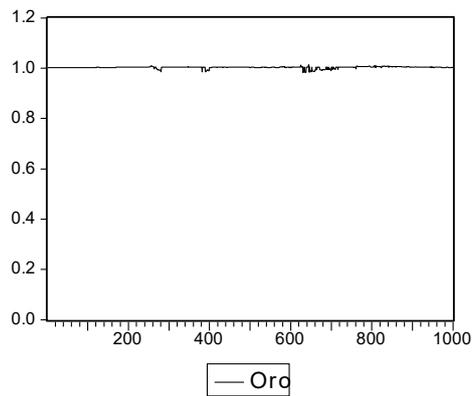
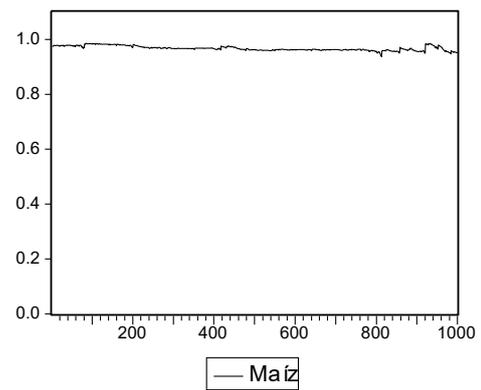
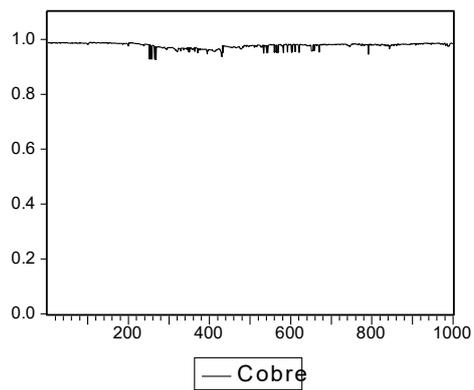
ELABORACIÓN: El Autor

ANEXO No 12

ESTIMADORES RECURSIVOS: PERSISTENCIA TOTAL ($\alpha+\beta$)
MODELO GARCH(1,1)

METALES

GRANOS



ELABORACIÓN: El Autor

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. **BLACK, F. Y SCHOLLES, M.** (1973) *The Pricing of Options and Corporate Liabilities* Journal of Political Economics: 637-654.
2. **BLACK, F.** (1976). “*Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceeding of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics.*” American Statistics Association: 177-181.
3. **BOLLERSLEV, T.** (1986) *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*. Journal of Econometrics, N°. 31: 307-327.
4. **BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. AND NELSON, D.** (1993) *ARCH MODELS*. Discussion Paper 93-49, University of California San Diego. Prepared for The Handbook of Econometrics, Volume 4.
5. **DE ARCE, R., MAHÍA, R.; PÉREZ, J., VICÉNS, J.** (1998) *Informe sobre los efectos de la Crisis asiática en las economías occidentales*. Instituto L.R. Klein, febrero 1998.
6. **FACCIANO, G.** (1996) *Mercados de Futuros: ¿Es suficiente con Chicago?* Departamento de Capacitación y Desarrollo de Mercados Bolsa de Comercio de Rosario.
7. **GILBERT, C.L.** (1994) *Speculation in Commodity Futures: Cocoa and Coffee in 1993-94*, Queen Mary and Westfield College.
8. **HERRMAN, R.** (1983) *The effects of Partial International Price Stabilization on the Stability of National Export Earnings*, The Developing Economies, XXI, 207-224
9. **ULL, J.** (2000) *Introducción a los mercados de Futuros y Opciones*, Prentice Hall

10. **JOHNSON, C.** (2002) *Inflation Uncertainty in Chile: Asymmetries and the News Impact Curve*. Revista de Análisis Económico, Vol. 17, No 1, pp. 3-20 (Junio 2002).
11. **NEW YORK BOARD OF TRADE (NYBOT)** *Agricultural Futures and Options*. Year 2000.
12. **PAREDES, R.** (1999) *Crisis Asiática: la primera gran crisis de los mercados globalizados*. Revista Mundus Año 2, Número 4, 1999.
13. **SORIANO, F. Y JOHNSON, C.** (2004) *Volatilidad del Mercado Accionario y la Crisis Asiática: Evidencia Internacional de Asimetrías*. Revista Trimestre Económico, abril-junio 2004 No. 282 Pág. 355-388.
14. **SCHWERT, G. W.** (1989). “*Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility*” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 31: 83-125.
15. **SWARAY, R.** (2002) *Volatility of primary commodity prices: Some evidence from Agricultural Exports in Sub-Saharan Africa*. University of York, Discussion papers No. 2002/06.
16. **VERHOEVEN, P. AND MCALEER, M.** (2000) *Modelling outliers and extreme observations for ARMA-GARCH processes*. Working Paper, Department of Economics, University of Western Australia.
17. **VERHOEVEN, P. AND MCALEER, M.** (2002) *Fat Tails and Asymmetry in Financial Volatility Models*. School of Economics and Finance, Bentley-Australia; Department of Economics, University of Western Australia.
18. **WATKINS, C AND MCALEER M.** (2002) *Volatility of a Market Index and its Components: An Application to Non-Ferrous Metals Markets* Department of Economics, University of Western Australia.

DATOS ESTADÍSTICOS

1. *Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo* (UNCTAD) En esta página existe relevante información estadística mundial sobre comercio de productos básicos

<http://www.unctad.org>

2. *New York Board of Trade* (NYBOT)

Data histórica de commodities Azúcar, Cacao, Café.

<http://www.nybot.com>

3. *Chicago Board of Trade* (CBOT)

<http://www.cbot.com/>

4. *New York Mercantile Exchange* (NYMEX)

<http://www.nymex.com/>

5. *Food Agriculture Organization* (FAO)

<http://www.fao.org/statistics>