

VOLATILIDAD DE LOS PRECIOS DE MERCADOS DE FUTUROS DE COMMODITIES PRIMARIOS

Gabriel Hernández Aranda¹, Fabián Soriano²

Se investiga empíricamente la volatilidad de los precios futuros de doce productos primarios cotizados en Estados Unidos entre 1991-2004, considerando los modelos de heteroscedasticidad autoregresivos generalizados y sus extensiones asimétricas: Threshold-GARCH y GARCH-Exponencial. Se apoya la hipótesis de existencia de heteroscedasticidad en todas las series de retornos. Y se evidencia persistencia, variabilidad y asimetría ante impactos de diferentes signos en la volatilidad de la mayoría de commodities. Existe inestabilidad en los parámetros de los modelos de volatilidad condicional en todos los commodities, exceptuando el cacao; con un eventual quiebre en julio de 1997, que define el inicio de la crisis Asiática. El análisis de la correlación de los estimadores recursivos α y β del modelo GARCH(1,1) muestra efectos poco similares en la volatilidad entre la mayoría de commodities. Los modelos asimétricos TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) se presentan como dominantes estadísticos al modelo base GARCH(1,1), evidenciando el sesgo en especificación que involucra utilizar modelos de volatilidad simétricos produciendo subestimación o sobreestimación de la varianza. Se los recomienda 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 de estos activos subyacentes.

By considering the Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity models and their asymmetric extensions: Threshold-GARCH and Exponential-GARCH, this document empirically investigates the volatility of twelve primary products daily futures prices quoted in the United States in the period 1991-2004. Lending support for hypothesis of heteroskedasticity in all daily returns series, persistence and asymmetry in volatility is demonstrated for most commodities. Excepting cocoa, there is no stability in the parameters of the conditional volatility models; with a possible break in July 1997, which defines the beginning of the Asian crisis. The rolling GARCH(1,1) α and β estimators correlation analysis shows little similar effects in volatility between most commodities. The asymmetric models TGARCH(1,1) and EGARCH(1,1) appear as best statistical fit with respect to the symmetric model GARCH(1,1). This demonstrates the misspecification that involves the use symmetrical models of volatility which produces underestimation or overestimation of the variance. These two models are recommended as appropriate to estimate the implicit volatility in options valuation and the development of dynamic hedging strategies and risk management of this type of underlying assets.

¹ Economista, con mención en Gestión Empresarial, especialización: Sector Público, año 2004; email: ghermand@espol.edu.ec

² Director de Tesis. Economista, con mención en Gestión Empresarial, especialización Finanzas, Escuela Superior Politécnica del Litoral, año 2000; Maestría en Finanzas en Chile, Universidad de Chile, año 2003. Profesor de ESPOL desde 2003.

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 considerables 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: 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 dada la necesidad de determinar el precio de los commodities. En estas se cotizan diariamente los precios de distintos productos primarios, y se negocian para este tipo de activos subyacentes 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, en los que existen importantes oportunidades de inversión.

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.

Esta investigación se mostrará empíricamente la aplicación de los modelos de volatilidad tipo GARCH para los retornos de los precios futuros de doce commodities³; luego se realiza un análisis de sensibilidad considerando un eventual quiebre en Julio de 1997 por la presencia de la crisis asiática; posteriormente 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.

³ METALES: cobre, oro, plata; GRANOS: maíz, soya, trigo; BEBIDAS SUAVES: azúcar, cacao, café; ENERGÍA: petróleo, heating oil, gas natural.

EVIDENCIA EMPÍRICA

A continuación 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. Con las series de retornos logarítmicos y los modelos planteados GARCH, TGARCH y EGARCH se realizaron las estimaciones empíricas.

La tabla a continuación resume los commodities considerados, las fechas de sus contratos, y las bolsa de productos en EEUU en que se negocian estos contratos.

TABLA 1
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, Trigo	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CBOT
Soya	enero, marzo, mayo, julio, agosto, septiembre, noviembre	CBOT
Azúcar	marzo, mayo, julio, octubre	CSCE
Cacao, Café	marzo, mayo, julio, septiembre, diciembre	CSCE
Petróleo, Heating Oil	todos los meses	NYMEX
Gas Natural	todos los meses	NYMEX

ELABORACIÓN: El Autor

Se consideraron los precios futuros diarios de cierre, el intervalo es entre Abril 30 de 1991 hasta Septiembre 21 de 2004 con aproximadamente 3.350 datos para cada mercado. Los retornos logarítmicos de los precios se calcularon: $\ln r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$.

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
Cobre	0,0000705	0,000000	0,0832	-0,1163	0,0146	-0,35169	7,6101
Oro	0,000041	0,000000	0,0889	-0,0567	0,0082	0,64279	14,3182
Plata	0,00014	0,000093	0,0929	-0,1184	0,0147	-0,28243	8,1506
Maíz	0,0000382	0,000000	0,0851	-0,1212	0,0141	-0,07702	7,7244
Soya	-0,0000181	0,000000	0,0763	-0,1743	0,0146	-1,22839	16,1105
Trigo	0,0000765	0,000000	0,0794	-0,1957	0,0165	-0,74609	13,5889
Azúcar	-0,000243	0,000000	0,2355	-0,2349	0,0229	-0,86538	17,1018
Cacao	0,000115	0,000000	0,1274	-0,1001	0,0198	0,22653	5,3857
Café	-0,0000196	0,000000	0,2377	-0,2206	0,0276	0,21479	10,8945
Petróleo	0,000241	0,000456	0,1423	-0,1654	0,0217	-0,29229	7,0832
Heating Oil	0,000265	0,000405	0,1155	-0,2097	0,0225	-0,80661	10,1612
Gas Natural	0,000419	0,000464	0,3244	-0,3757	0,0372	-0,22484	10,7944

ELABORACIÓN: El Autor

La tabla anterior muestra la estadística descriptiva de las series de retornos. Todas son leptocúrticas con una alta probabilidad de ocurrencia de episodios alejados de lo considerado como normal (outliers).

ESTIMACIÓN EMPÍRICA MODELO – GARCH(1,1)⁴

Todos los mercados presentan coeficientes significativos para esta ecuación de la volatilidad en los retornos de los precios futuros para el período t , por lo que esta 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, $\alpha + \beta = 1$. Al cumplirse en el caso del petróleo, el proceso de la varianza puede ser infinito o no estacionario, implicando cambio persistentes en la volatilidad de sus precios.

TABLA 3
MODELO GARCH (1,1)
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, $H_0: \alpha + \beta = 1$; * 5% de probabilidad; ** 10% de probabilidad

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

⁴ En este modelo, se predice la varianza para el período t ponderando la media a largo plazo (constante, ω), la varianza de predicción (σ_{t-1}^2) de los periodos anteriores y las noticias acerca de la volatilidad observada en los periodos previos, medidos como los rezagos de los residuos al cuadrado (ε_{t-1}^2):

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

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

ESTIMACIÓN EMPÍRICA MODELO – TGARCH(1,1)⁵

Los resultados de las estimaciones muestran que todos los mercados de commodities a excepción del cacao y petróleo permiten una especificación asimétrica de la volatilidad. De estos diez mercados, ocho (cobre, oro, plata, soya, trigo, café, heating oil y gas natural) tienen signo negativo en el coeficiente “ γ ”, mientras que los dos restantes tienen signo positivo (azúcar y maíz).

ESTIMACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO – EGARCH(1,1)⁶

Los resultados para esta especificación evidenciaron que los coeficientes estimados de la varianza condicional: la constante “ ω ” y los coeficientes “ α ” y “ β ” son significativos. En esta especificación de la varianza, todos los mercados a excepción del maíz y azúcar, capturan la asimetría ante impactos en la volatilidad de los retornos dependiendo de su signo. El cobre, oro, plata, soya, trigo, cacao, café, heating oil y gas natural tienen “ γ ” positivo, y el petróleo por el contrario tiene “ γ ” negativo.

Los modelos GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1), logran explicar la varianza condicional de los retornos de los futuros de commodities aquí examinados. En todos los commodities a excepción del cobre y cacao predomina una o ambas especificaciones asimétricas de la volatilidad a la especificación simétrica⁷.

⁵La especificación asimétrica de la volatilidad, Threshold-ARCH [Zakoian 1990], y [Glosten, Jaganathan, y Runkle 1993] captura la asimetría dependiendo del signo del shock:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

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

De estimarse “ γ ” negativo, la volatilidad será menor cuando los precios del commodity están a la baja y mayor cuando los precios se encuentren al alza. De ser “ γ ” positivo la volatilidad será mayor cuando los precios están a la baja y menor cuando estén al alza.

⁶La especificación GARCH Exponencial (Nelson 1991), la varianza depende de la magnitud tanto de los residuos como de la varianza para predicción, y el signo de los residuos rezagados:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (4)$$

Cuando “ γ ” es positivo, implica que existirá una mayor volatilidad cuando el shock es positivo y menor volatilidad cuando el shock es negativo.

⁷A excepción de los commodities cobre y cacao, los valores obtenidos de la función de verosimilitud de uno o ambos modelos asimétricos fueron mayores a los obtenidos en el modelo simétrico.

ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Se dividió la muestra en dos grupos y se realizó un análisis de sensibilidad considerando un eventual quiebre en los parámetros de la varianza condicional causado por la crisis asiática que afectó los mercados bursátiles mundiales en 1997. La tabla a continuación muestra los resultados del Test de Wald.

TABLA 6
TEST DE QUIEBRE ESTRUCTURAL (TEST DE WALD)
Primer Período: 30 de Abril de 1991 - 03 de Julio de 1997
Segundo Período: 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*

El cacao se muestra como el único commodity que presenta estimadores estables para las dos submuestras y para los tres modelos de volatilidad.

Al realizar nuevamente las reestimaciones considerando separadamente los dos intervalos se pudo observar que para el primer período existe un buen ajuste de los modelos asimétricos de la volatilidad condicional TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1). A excepción del cobre, cacao y petróleo, en el resto de commodities predomina una o ambas especificaciones asimétricas de la volatilidad condicional a la especificación simétrica⁸ GARCH(1,1). Para el segundo período existe 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 simétrica⁹.

⁸ A excepción de los commodities cobre, cacao y petróleo, los valores obtenidos de la función de verosimilitud de uno o ambos modelos asimétricos fueron mayores que los obtenidos en el modelo simétrico.

⁹ A excepción del commodity trigo, los valores obtenidos de la función de verosimilitud de uno o ambos modelos asimétricos fueron mayores que los obtenidos en el modelo simétrico.

ESTIMACIÓN RECURSIVA DE LOS COEFICIENTES α y β

Se realizaron estimaciones recursivas de los estimadores α , β y $(\alpha+\beta)$ de la varianza condicional para el modelo simétrico GARCH(1,1) en cada uno de los commodities y se analizaron las correlaciones entre aquellos estimadores α , β y $(\alpha+\beta)$ recursivos para commodities pertenecientes a un mismo grupo.

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.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Se analizó la volatilidad de los retornos de los precios futuros de cierre de doce commodities primarios¹⁰ 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.

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”.

Se procede a analizar los modelos de volatilidad de heterocedasticidad autorregresivos para las series de retornos. La especificación GARCH(1,1) presenta coeficientes significativos para todas la series; por lo que 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.

¹⁰ (METALES: cobre, oro, plata; GRANOS: maíz, soya, trigo; BEBIDAS SUAVES: azúcar, cacao, café; ENERGÍA: petróleo, heating oil, gas natural)

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, 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, y se analizan las correlaciones entre aquellos estimadores recursivos α (de corto plazo), β (de largo plazo) del modelo GARCH (1,1) en 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 los países oferentes, quienes enfrentan muchos problemas técnicos, barreras fundamentales, y una muy importante, la credibilidad. Resultaría muy interesante que posteriores estudios demuestren la factibilidad de 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 poseen diversos productos primarios a ser negociados en una misma zona. En términos económicos se mejoraría la eficiencia en el comercio internacional de estos productos. En este sentido tanto entre países oferentes (internamente) y los mayores demandantes que son los países industrializados, existiría mayor cobertura contra movimientos adversos en los precios, que afectan a ambos.

1. **HERNÁNDEZ, G.** “*Volatilidad de los precios de mercados futuros de commodities primarios*” (Tesis, Instituto de Ciencias Humanísticas y Económicas, Escuela Superior Politécnica del Litoral, 2004)
2. **BOLLERSLEV, T.** (1986) *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*. Journal of Econometrics, N°. 31: 307-327.
3. **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.
4. **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.
5. **FACCIANO, G.** (1996) *Mercados de Futuros: ¿Es suficiente con Chicago?* Departamento de Capacitación y Desarrollo de Mercados Bolsa de Comercio de Rosario.
6. **JOHNSON, C.** (2002) *Inflation Uncertainty in Chile: Asymmetries and the News Impact Curve* Revista de Análisis Económico, Vol. 17, N° 1, pp. 3-20 (Junio 2002).
7. **NEW YORK BOARD OF TRADE (NYBOT)** *Agricultural Futures and Options*. Year 2000.
8. **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.
9. **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.
10. **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.

ANEXO 1

MODELO TGARCH (1,1)
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

ANEXO 2

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

ANEXO 3

CORRELACIONES ENTRE ESTIMADORES α 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 Nat.
Apetróleo	1,0000	0,4686	-0,2156
Ah.Oil	0,4686	1,0000	-0,4768
Agas Nat.	-0,2156	-0,4768	1,0000

ANEXO 4

CORRELACIONES ENTRE ESTIMADORES β 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

BEBIDAS 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 Nat.
Bpetróleo	1,0000	0,5561	-0,2582
Bh.Oil	0,5561	1,0000	-0,4551
Bgas Nat.	-0,2582	-0,4551	1,0000