

¿La crisis financiera acentúa el efecto leverage de la volatilidad en los rendimientos de los metales?

García-Centeno, M^a del Carmen (garcen@ceu.es)

⁽¹⁾ Rodríguez Sánchez, Sonia (sonia.rodriguezsanchez@ceu.es)

Aguirre Arrabal, Cristina (aguiarr@ceu.es)

Inchausti Tabuenca, Elena (inctab@ceu.es)

Departamento de Matemática Aplicada y Estadística

*⁽¹⁾ Doctoranda Escuela CEINDO. Programa Derecho y Economía
Universidad CEU San Pablo*

RESUMEN

La reciente crisis financiera ha influido en diferentes tipos de variables tanto del ámbito económico como del financiero. En el ámbito financiero, la volatilidad, definida como una medida de la intensidad de los cambios aleatorios e impredecibles en la rentabilidad, es una de las variables más importantes en los mercados financieros, ya que se utiliza como una medida de riesgo. Sin embargo, la volatilidad no es observable y es necesario estimarla. Los modelos habituales para su estimación son: los modelos de heterocedasticidad condicional y los modelos de volatilidad estocástica.

El objetivo de este trabajo es doble, por un lado, se trata de determinar qué tipo de modelo es más adecuado para explicar el comportamiento de la volatilidad en seis series de rendimientos diarios de diferentes tipos de metales y, por otro lado, para aquellos rendimientos en los que se produzca el efecto leverage (respuesta asimétrica de la volatilidad), determinar si éste ha sido mayor durante el periodo de crisis.

ABSTRACT

The recent financial crisis has affected different types of variables at both economic and financial fields. In the financial area, the volatility, defined as a measure of the intensity of random and unpredictable changes in volatility, is one of the most important variables in the financial markets, because it is used as a measure of risk. However, the volatility is not directly observable and it needs to be estimated. The most common models used to estimate it are: the conditional heteroscedasticity models and the stochastic volatility models.

There are two goals in this paper, one is to obtain the most appropriate model to explain the behaviour of volatility in daily returns of six metals and, another is to establish if the leverage effect (asymmetric behaviour of volatility) is bigger during the crisis time.

Palabras claves:

Volatilidad estocástica; efecto leverage; heteroscedasticidad condicional.

Keywords:

Stochastic Volatility; Leverage effect; Conditional heteroskedasticity.

Área temática: A.3 Aspectos cuantitativos de problemas económicos y empresariales.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis del comportamiento de los metales es interesante, ya que, los metales preciosos más negociados, como pueden ser el oro, el platino y la plata tienen un valor intrínseco independiente de las condiciones económicas. Así, al contrario de lo que ocurre con otras materias primas, sus precios no dependen de los niveles de producción y consumo, y se suelen utilizar como inversión, sobre todo en el medio y largo plazo. Además, también se consideran como valores refugio en tiempos de incertidumbre monetaria.

Hay diferentes hechos que influyen en los cambios de los precios y que provocan la volatilidad de los metales preciosos. Entre estos factores, se pueden destacar dos fundamentalmente, en primer lugar, las inversiones de carácter especulativo llevadas a cabo por instituciones financieras, que pueden provocar movimientos de precios alcistas o bajistas, y en segundo lugar, los cambios en la demanda de otros activos financieros diferentes a los metales preciosos que contribuyen a las fluctuaciones de los precios.

Por otro lado, resulta interesante realizar un análisis de los precios y de los rendimientos de algunos metales, que suelen ser más de uso industrial, tales como el aluminio, el plomo y el estaño, ya que los altibajos que sufren los precios suelen estar ligados al ciclo económico y a las decisiones estratégicas de los grandes productores mundiales.

Así, en este trabajo se ha optado por utilizar tanto metales preciosos como metales más industriales, para realizar un análisis de la volatilidad de sus rendimientos. Entre otras, las razones por las cuales nos vamos a centrar en el análisis de la volatilidad se basan en el hecho de que la volatilidad es una variable muy importante en los mercados financieros, ya que se utiliza como medida de incertidumbre y, por lo tanto, como medida del riesgo. Sin embargo, existe un problema, ya que la volatilidad no es observable y hay que estimarla.

Los modelos que habitualmente se suelen utilizar para estimar la volatilidad son los modelos de heteroscedasticidad condicional y los modelos de volatilidad estocástica. Después de analizar las principales características de los rendimientos de los metales en

la sección 2, en la siguiente sección se estudiará que tipo de modelo es más adecuado para los metales utilizados. Posteriormente en la sección 4, se analizará si el efecto leverage se ha acentuado en el periodo de crisis o no. Finalmente, se ofrecen las principales conclusiones.

2. CARACTERÍSTICAS DE LA SERIE DE RENDIMIENTO DE LOS METALES

Para poder determinar cuál es el modelo que mejor explica la dinámica de los rendimientos de los metales, es necesario, en primer lugar, analizar las principales características o hechos estilizados de esta variable. Varios son los estudios que se centran en el estudio de estas características, entre ellos podemos citar a Engle y Bollerslev (1986), Granger et al. (2000), He et al. (2002); Carnero et al. (2004); Kim y White (2004); Teräsvirta y Zhao (2007); He et al. (2008); Malmsten y Teräsvirta, (2010).

Los rendimientos de los seis metales objeto de estudio en este trabajo, se calculan como la variación del logaritmo de su precio de cierre entre dos días consecutivos de mercado, o lo que es lo mismo la primera diferencia regular del logaritmo, multiplicado por cien. Así, el rendimiento diario de los metales para el día t se calcula del siguiente modo:

$$y_t = 100 \left(\log(p_t) - \log(p_{t-1}) \right)$$

donde, y_t representa el rendimiento diario de cada metal y p_t es el precio de cierre en el día t .

Una de las razones por las que, en este tipo de análisis, no se trabaja con la serie original de precios de cada uno de los metales, se basa en el hecho de que estas series no son estacionarias y, por lo tanto, se utilizarán los rendimientos. Para comprobar si estas series de precios son estacionarias o no, se realiza un contraste de raíces unitarias, utilizando la prueba de Dickey-Fuller. Los resultados de la prueba muestran que ninguno de los precios de los metales analizados son estacionarios, ya que, tanto para un nivel de significación del 5% como del 1%, se acepta la hipótesis nula, lo que implica la

existencia de una raíz unitaria, véase la tabla 1. Por lo tanto, no se puede trabajar con la serie original de los precios, se hará con la serie de rendimientos.

Tabla 1: Prueba Dickey-Fuller para los precios de los diferentes metales.

	D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
ORO	2	-1.127	0.99960	11.26	-0.5271	0.5982	4.843	
	1	-1.131	0.99960	11.26	0.1350	0.8926	4.842	0.5982
	0	-1.130	0.99960	11.25			4.842	0.8624
PLATA	2	-1.597	0.99903	0.3735	-0.8861	0.3756	-1.969	
	1	-1.614	0.99902	0.3735	2.535	0.0113	-1.969	0.3756
	0	-1.568	0.99905	0.3737			-1.968	0.0272
PLATINO	2	-1.918	0.99886	16.51	-0.5831	0.5599	5.608	
	1	-1.927	0.99885	16.51	6.246	0.0000	5.608	0.5599
	0	-1.837	0.99890	16.57			5.616	0.0000
ALUMINIO	2	-1.969	0.99817	27.73	-0.3576	0.7206	6.646	
	1	-1.980	0.99816	27.73	-3.467	0.0005	6.645	0.7206
	0	-2.083	0.99806	27.76			6.648	0.0023
ESTAÑO	2	-1.208	0.99932	275.2	0.8547	0.3928	11.24	
	1	-1.191	0.99933	275.2	2.980	0.0029	11.24	0.3928
	0	-1.129	0.99936	275.4			11.24	0.0082
PLOMO	2	-1.854	0.99866	37.36	-0.3903	0.6964	7.242	
	1	-1.864	0.99866	37.36	4.654	0.0000	7.242	0.6964
	0	-1.761	0.99873	37.45			7.246	0.0000

ADF tests (5%=-2.86 y al 1%=-3.43).

Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

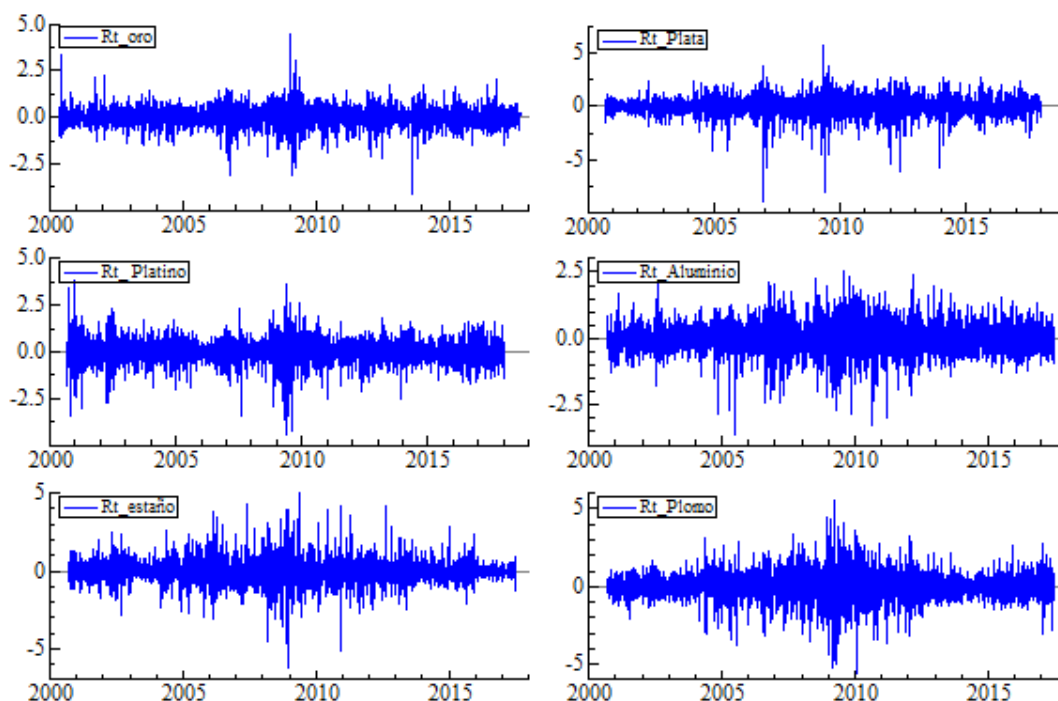
Para poder estudiar las principales características de los rendimientos es necesario llevar a cabo un análisis descriptivo, por un lado, de las series diarias¹ de precio de cierre en dólares de la onza del oro, plata y platino; y, por otro, del precio de cierre en dólares de la tonelada de aluminio, estaño y plomo. El periodo muestral utilizado para estas variables es el comprendido entre marzo del año 2000 y julio del 2017.

La representación gráfica de los rendimientos de estas variables es muy útil para observar alguna de sus principales características. Así, al observar el gráfico 1, se aprecia que en todas las series existen *clusters* o agrupamiento de volatilidad, ya que, hay periodos en los que la volatilidad es mayor alternando con otros periodos en los que la volatilidad es menor. Esto implica que la varianza condicional no va a ser constante

¹ La fuente de la que se han obtenido todos los datos es Bloomberg.

y, por lo tanto, es necesario modelizar la dependencia de la varianza. Por otro lado, también se puede apreciar que la media es constante y estadísticamente nula.

Gráfico 1. Rendimientos del oro, plata, platino, aluminio, estaño y plomo (2000-2017).

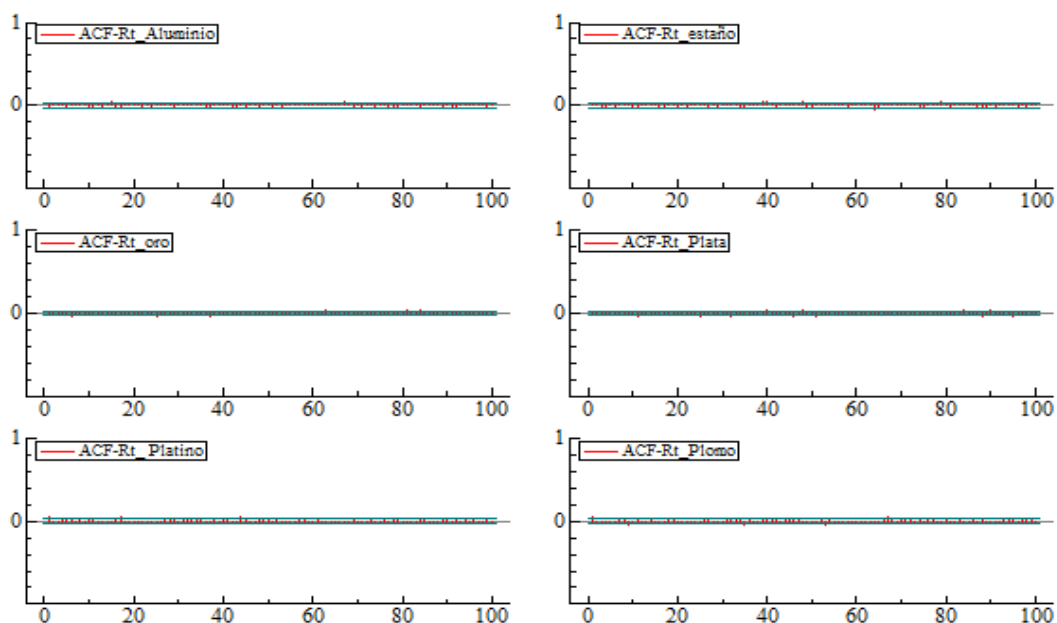


Fuente: Elaboración propia a partir de Bloomberg.

Para analizar si los rendimientos están incorrelacionados o no, analizamos sus funciones de autocorrelación. El gráfico 2, en el que se muestran las funciones de autocorrelación simples (ACF) de cada uno de los metales, nos permite afirmar que están incorrelacionados, ya que los coeficientes de estas funciones son estadísticamente nulos y, por lo tanto, no existe una estructura en la media. En el caso de que no estuviesen incorrelacionados se podría modelizar la estructura de dependencia mediante un AR o MA de orden bajo y, normalmente, con un coeficiente pequeño.

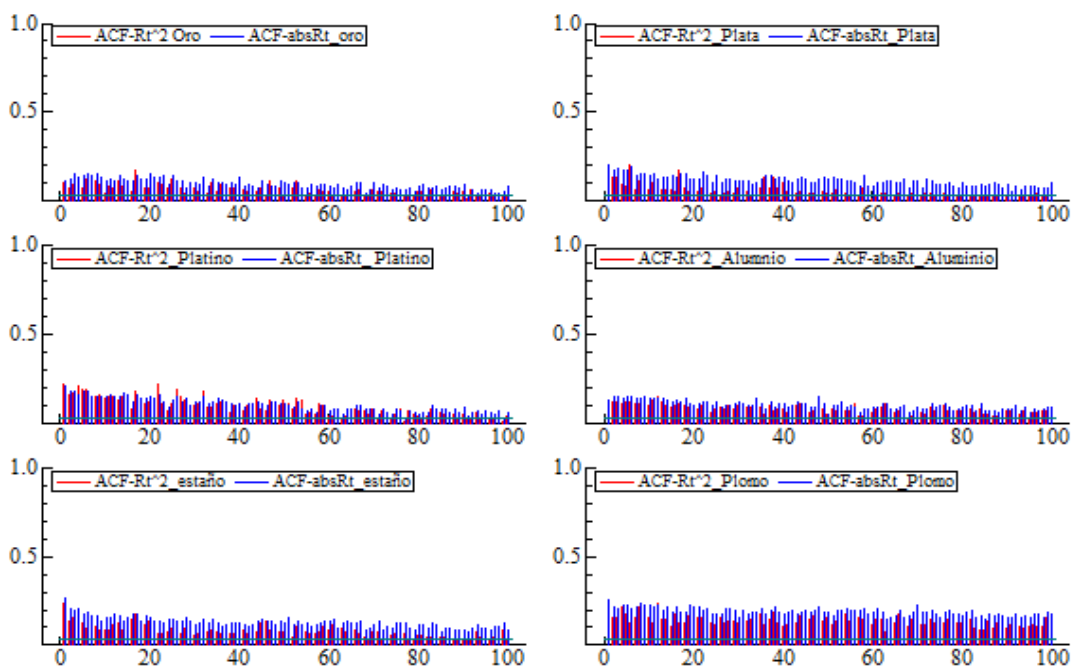
Sin embargo, el hecho de estar incorrelacionados no implica que sean independientes, ya que transformaciones no lineales de los rendimientos, como pueden ser, por ejemplo, su cuadrado o su valor absoluto, muestran que están positivamente correlacionadas, véase gráfico 3.

Gráfico 2. ACF de los rendimientos del oro, plata, platino, aluminio, estaño y plomo.



Fuente: Elaboración propia a partir de Bloomberg.

Gráfico 3. ACF de los rendimientos al cuadrado y valor absoluto del oro, plata, platino, aluminio, estaño y plomo.

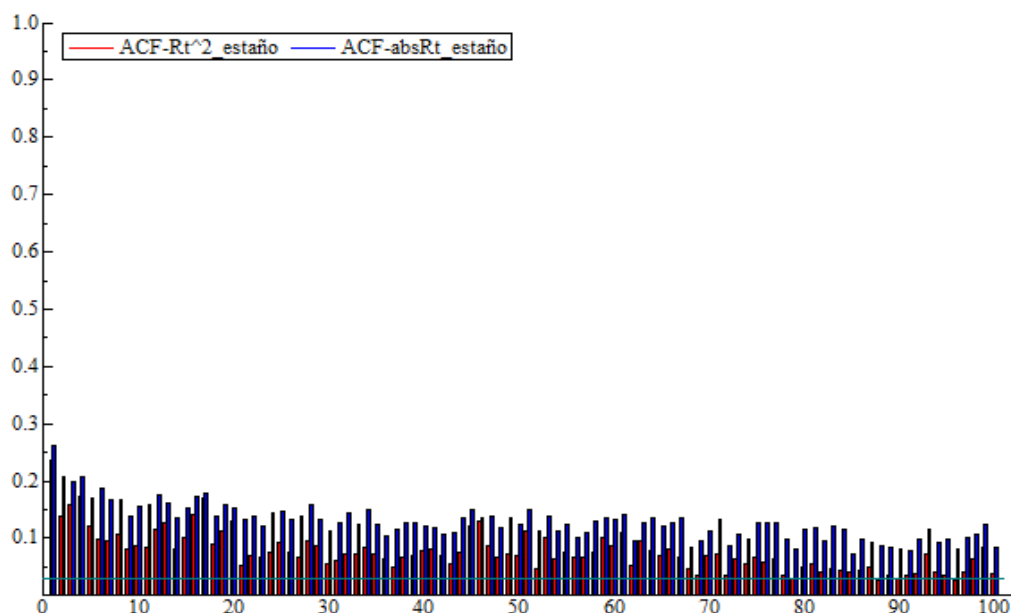


Fuente: Elaboración propia a partir de Bloomberg.

Otros dos hechos relevantes son la memoria larga y la persistencia de la volatilidad. Ya que, como se aprecia en la ACF de los rendimientos al cuadrado y de sus valores absolutos (gráfico 3), las correlaciones muestrales de orden 100 o mayor suelen ser significativas. Además, estas correlaciones son positivas, no muy grandes y decrecen de forma lenta hacia cero.

El efecto Taylor, también se suele producir en muchas series de rendimientos. Esta característica implica que los coeficientes de correlación de los rendimientos en valor absoluto son mayores que los de los rendimientos al cuadrado. Un ejemplo de este hecho se produce en el estaño, véase gráfico 4 siguiente:

Gráfico 4. Efecto Taylor en los rendimientos del estaño. Periodo muestral 2000-2017.



Fuente: Elaboración propia a partir de Bloomberg.

Con carácter general, las distribuciones marginales de las series de rendimientos suelen ser asimétricas y leptocúrticas, véase tabla 2 y gráfico 5. Así, el exceso de curtosis y las colas más gruesas implican que las series de los rendimientos no siguen una distribución normal (estadísticamente el contraste de normalidad, utilizando el test de Jarque-Bera, (1980), nos permite rechazar la hipótesis de normalidad en todos los casos, para un nivel de significación del 5%).

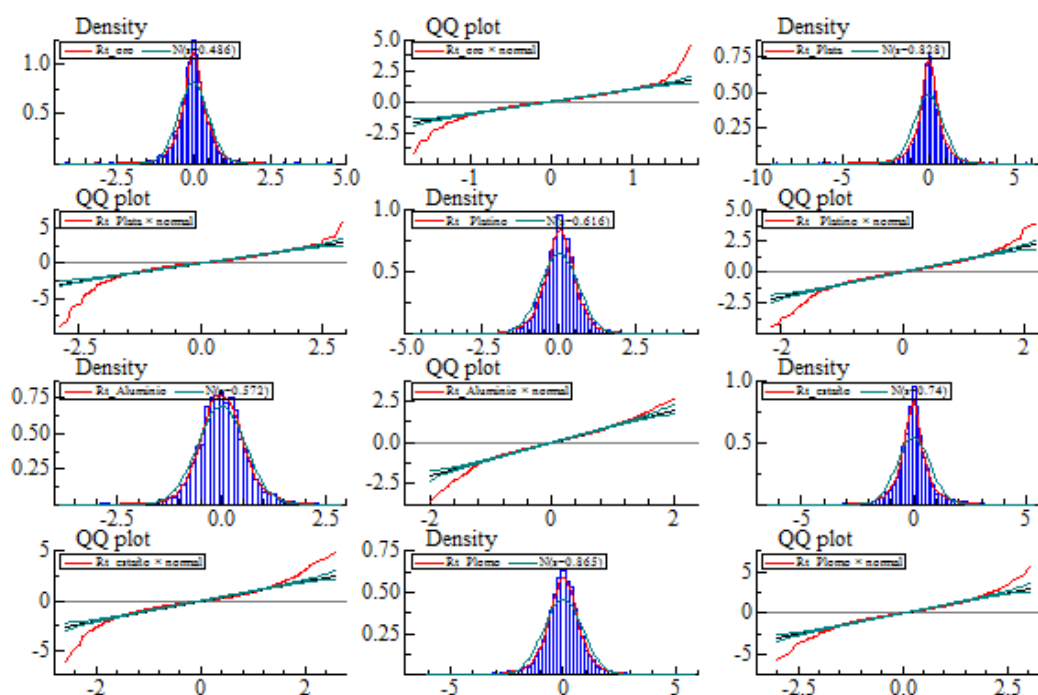
Tabla 2. Información estadística para los rendimientos de los metales.

	Media	Desv. Tip	Asimetría	Exc.Curtosis	Test Normalidad
ORO	0.013	0.48	-0.22	6.08	2331.1[0.000]*
PLATA	0.010	0.82	-1.21	10.56	22124[0.000]*
PLATINO	0.006	0.61	-0.46	4.81	1450.2[0.000]*
ALUMINIO	0.001	0.57	-0.24	2.42	11177.7[0.000]*
ESTAÑO	-0.011	0.74	-0.18	6.21	7091[0.000]*
PLOMO	0.014	0.86	-0.23	3.71	1105.9[0.000]*

(*). Se rechaza la hipótesis nula de normalidad para un nivel de significación del 5%.

Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

Gráfico 5. Histograma y gráfico Q-Q de los rendimientos.



Fuente: Elaboración propia a partir de Bloomberg.

Para finalizar con algunas de las principales características de los rendimientos de los metales, se analizará el efecto leverage o respuesta asimétrica de la volatilidad, es decir, si la volatilidad se comporta de igual forma cuando en el mercado se producen buenas o malas noticias. Para ello, en la siguiente sección se estimarán dos tipos de

modelos: los modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicional y los modelos de volatilidad estocástica.

3. MODELOS DE HETEROSCEDASTICIDAD CONDICIONAL Y DE VOLATILIDAD ESTOCÁSTICA

En la literatura econométrica, fundamentalmente se han utilizado dos tipos de modelos para explicar la dinámica de la volatilidad que son: los modelos de heterocedasticidad condicional y los modelos de volatilidad estocástica.

Los primeros, los modelos ARCH, fueron propuestos por Engle² (1982) y posteriormente Bollerslev (1986), los generalizó dando lugar a los modelos GARCH(1,1). A partir ellos, muchas han sido las variantes que han surgido con el fin de explicar de la forma más adecuada posible la dinámica de la volatilidad. De todos estos modelos, debido a que este trabajo se va a centrar en la respuesta asimétrica de la volatilidad, sólo se utilizarán los modelos GJR-GARCH(1,1), propuestos por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993).

Los segundos, los modelos autorregresivos de volatilidad estocástica (ARSV), cuyo origen se debe a Taylor (1986), se caracterizan en que la varianza condicional depende de variables latentes no observables. Para estimar si existe o no una respuesta asimétrica de la volatilidad, So et al. (2002), propusieron un modelo de volatilidad estocástica asimétrico, el cual fue desarrollado por García y Mínguez (2009), dando lugar al modelo de volatilidad estocástico asimétrico autorregresivo por umbrales, modelo TA-ARSV(1).

Es importante destacar que ambos tipos de modelos pueden reproducir algunas de las características de las series de rendimientos anteriormente citadas, tales como, el exceso de curtosis, el agrupamiento de la volatilidad o la correlación que existe en el cuadrado de los rendimientos. Sin embargo, estos modelos se diferencian entre sí en la forma de modelizar el comportamiento de la varianza condicional, ya que, mientras que

² Engle, recibió el Premio Nobel de Economía en 2003 por sus métodos de análisis de series temporales económicas con volatilidad variable en el tiempo, modelos ARCH.

en los modelos GARCH, la volatilidad se define como una función lineal determinista de los errores pasados observados de los rendimientos al cuadrado y de la varianza condicional, en los modelos de volatilidad estocástica, la ecuación que modeliza la varianza condicional incluye una perturbación estocástica distinta de la perturbación incluida en la ecuación de la media.

Planteados los modelos que se van a utilizar para determinar la existencia o no del efecto leverage, en los siguientes apartados se ofrecerán los resultados obtenidos, en primer lugar, con el modelo de heterocedasticidad condicional asimétrico y, en segundo lugar, con el modelo de volatilidad estocástica asimétrico.

3.1. Resultados del modelo GJR-GARCH (1,1)

El modelo GJR-GARCH(1,1) que se va a estimar para los rendimientos de los metales viene dado por las siguientes ecuaciones de la media y de la varianza:

- Ecuación de la media:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t; \text{ donde: } \varepsilon_t \sim i.i.d (0,1) \quad (1)$$

- Ecuación de la varianza:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2; \text{ donde: } d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Para detectar el comportamiento asimétrico de la volatilidad, el modelo GJR-GARCH(1,1) incluye, en la ecuación de la varianza condicional, una variable ficticia que toma valor cero cuando en el periodo anterior los rendimientos son positivos o nulos y valor 1, cuando en el periodo anterior los rendimientos son negativos.

Como se puede apreciar en la tabla 3, los resultados de la estimación³ muestran que el modelo GJR-GARCH(1,1) solo detecta una respuesta asimétrica de la volatilidad, para un nivel de significación del 5%, en el oro y la plata. En el resto de los metales, el parámetro γ no es estadísticamente significativo, lo que implica que la volatilidad en un periodo se comporta igual con independencia de que en el periodo anterior los

³ La estimación ha sido realizada con el módulo G@RCH del Oxmetrics, Durbin y Koopman (2012).

rendimientos hayan sido positivos o negativos. Por otro lado, en todos los casos, la persistencia de la volatilidad, dada por $\alpha_1 + \beta$, es alta y próxima a uno, debido entre otras razones a la existencia de *clusters* en la volatilidad. En el caso del estaño la persistencia estimada es igual a uno, lo que implicaría que el modelo estimado no sería adecuado y sería necesario estimar un modelo integrado para explicar de forma correcta la dinámica de la volatilidad.

Tabla 3. Parámetros estimados para el modelo GJR-GARCH(1,1).

	GJR-GARCH(1,1)				
	α_0	α_1	β	γ	$\alpha_1 + \beta$
ORO	0.003 (0.001)	0.054 (0.012)	0.941 (0.016)	-0.016 (0.007)	0.9873
PLATA	0.002 (0.001)	0.075 (0.020)	0.921 (0.016)	-0.033 (0.014)	0.9960
PLATINO	0.005 (0.001)	0.076 (0.014)	0.9188 (0.016)	-0.015 (0.012)	0.9869
ALUMINIO	0.0021 (0.001)	0.0464 (0.012)	0.9539 (0.012)	-0.012 (0.010)	0.9938
ESTAÑO	0.003 (0.001)	0.058 (0.020)	0.890 (0.020)	0.115 (0.028)	1
PLOMO	0.001 (0.001)	0.0468 (0.011)	0.956 (0.011)	-0.010 (0.008)	0.9979

Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

Analizados los resultados obtenidos con el modelo GJR-GARCH(1,1), se procederá en la siguiente sección a estimar y analizar los resultados obtenidos de los modelos de volatilidad estocástica.

3.2. Resultados de los modelos ARSV(1) y TA-ARSV(1)

El modelo ARSV(1) que se va a estimar para los rendimientos de los metales está dado por las siguientes ecuaciones de la media y de la varianza:

- Ecuación de la media:

$$y_t = \sigma^* \exp(0.5h_t) \varepsilon_t; \text{ donde } \varepsilon_t \sim i.i.d(0,1) \text{ y } h_t = \log(\sigma_t^2) \quad (3)$$

- Ecuación de la varianza:

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t; \text{ donde: } \eta_t \sim i.i.d.(0,1) \text{ y } |\phi| < 1 \quad (4)$$

En este caso, y_t , representa los rendimientos de los diferentes metales; σ^* , es un parámetro de escala positivo que se incluye en la ecuación de la media para no tener que incluir en la ecuación del logaritmo de la varianza condicional una constante; ϕ , es el parámetro que relaciona la volatilidad de un periodo con la volatilidad del periodo anterior, por lo tanto, este parámetro se considera una medida de la persistencia de los shocks en la volatilidad; se supone que en valor absoluto es menor que uno para garantizar que el proceso sea estacionario. η_t es la perturbación aleatoria de la ecuación de la volatilidad. Se supone que las perturbaciones de ecuación de la media y de la varianza son independientes $E(\varepsilon_t \eta_t) = 0$.

La posible existencia del comportamiento asimétrico de la volatilidad hace pensar que el modelo ARSV(1) no sea adecuado. Por esta razón, se estimará también el modelo⁴ TA-ARSV(1), el cual tiene la misma ecuación de la media que el modelo ARSV(1). Sin embargo, en la ecuación de la varianza, con el fin de captar la respuesta asimétrica de la volatilidad, ha sido necesario introducir un umbral a partir del cual cambia la parametrización del modelo. La expresión de la varianza condicional vendrá dada por la siguiente expresión:

$$h_t = (\phi_{11}I_1 + \phi_{12}I_2)h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t; \quad \text{donde: } \eta_t \sim i.i.d.(0,1) \text{ y } |\phi_{11}| < 1; |\phi_{12}| < 1$$
$$I_1 = \begin{cases} 1 & \forall t \text{ si } y_t > 0 \\ 0 & \text{Resto de los casos} \end{cases} \quad I_2 = \begin{cases} 1 & \forall t \text{ si } y_t \leq 0 \\ 0 & \text{Resto de los casos} \end{cases} \quad (5)$$

En este modelo, el parámetro ϕ_{11} recoge el efecto que los rendimientos positivos causan en la volatilidad y el ϕ_{12} , permite conocer el efecto que causan los rendimientos negativos. Los resultados de la estimación de este modelo, se muestran en la tabla 4 siguiente:

⁴ Al no existir un software específico para la estimación de este modelo TA-ARSV(1) ha sido necesario su programación.

Tabla 4. Parámetros estimados para los modelos TA-ARSV(1) y ARSV(1).

	TA-ARSV(1)				ARSV(1)			LR ¹
	Parámetros estimados				Parámetros estimados			
	σ_*	ϕ_{11}	ϕ_{12}		σ_*	ϕ		λ
ORO	0.178 (0.08)	0.932 (0.31)	0.999 (0.38)	1.50	0.028 (0.07)	0.968 (0.238)	1.65	8.68
PLATA	0.170 (0.16)	0.943 (0.40)	0.994 (0.41)	2.70	0.029 (0.26)	0.967 (0.22)	3.06	4.88
PLATINO	0.521 (0.07)	0.948 (0.25)	0.997 (0.29)	2.02	0.250 (0.09)	0.972 (0.24)	1.94	3.88
ALUMINIO	0.138 (0.11)	0.991 (0.67)	0.978 (0.68)	2.46	0.020 (0.10)	0.984 (0.27)	2.36	0.22
ESTAÑO	0.532 (0.06)	0.978 (0.22)	0.940 (0.29)	2.38	0.259 (0.05)	0.960 (0.18)	2.27	5.24
PLOMO	0.324 (0.12)	0.996 (0.40)	0.990 (0.39)	2.46	0.471 (0.11)	0.993 (0.32)	2.05	14.4

¹Contraste de razón de verosimilitud. Valor crítico: 3.84 (5%).

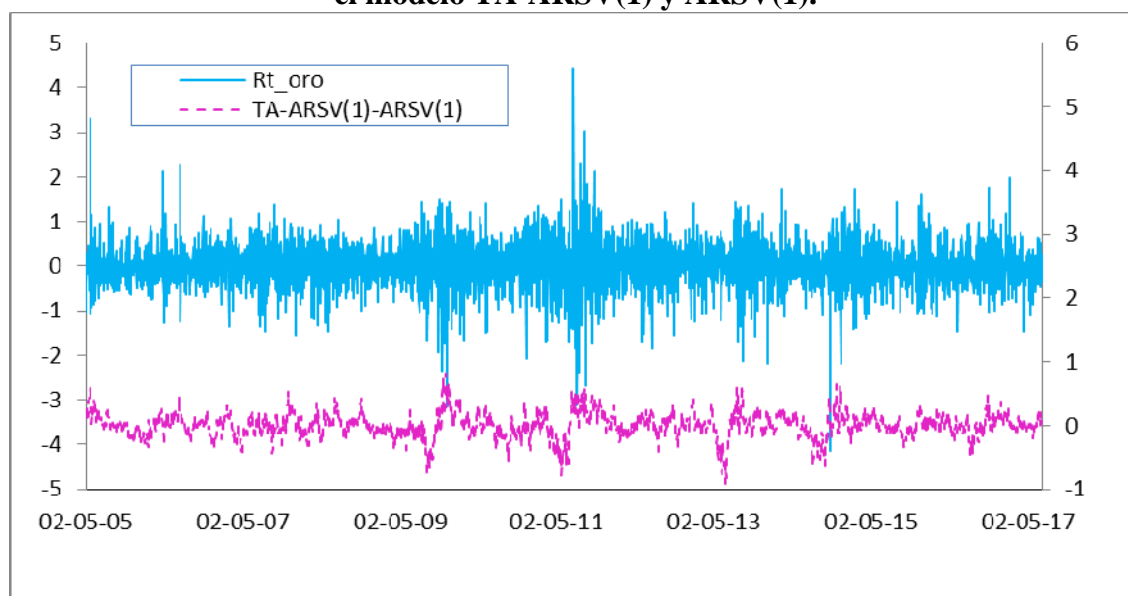
Entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas.

Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

El modelo TA-ARSV(1) es una generalización del modelo ARSV(1) y, en este caso, es necesario la estimación de ambos modelos para poder determinar si existe efecto leverage o no y, por lo tanto, cuál de los dos es más adecuado para captar la dinámica de la volatilidad.

Si observamos los valores del contraste de razón de verosimilitud, en el que la hipótesis nula planteada implica que los parámetros ϕ_{11} y ϕ_{12} son iguales frente a la alternativa de que no lo sean, se rechaza la hipótesis nula en todos los casos excepto en el aluminio. Esto implica que el modelo TA-ARSV(1) es más adecuado que el modelo ARSV(1), ya que este último no es capaz de detectar el comportamiento asimétrico de la volatilidad. En el gráfico 6 siguiente, para el caso de los rendimientos del oro, se pueden apreciar las diferencias existentes entre la volatilidad estimada con cada uno de estos modelos.

Gráfico 6. Diferencias de volatilidad estimadas para los rendimientos del oro entre el modelo TA-ARSV(1) y ARSV(1).



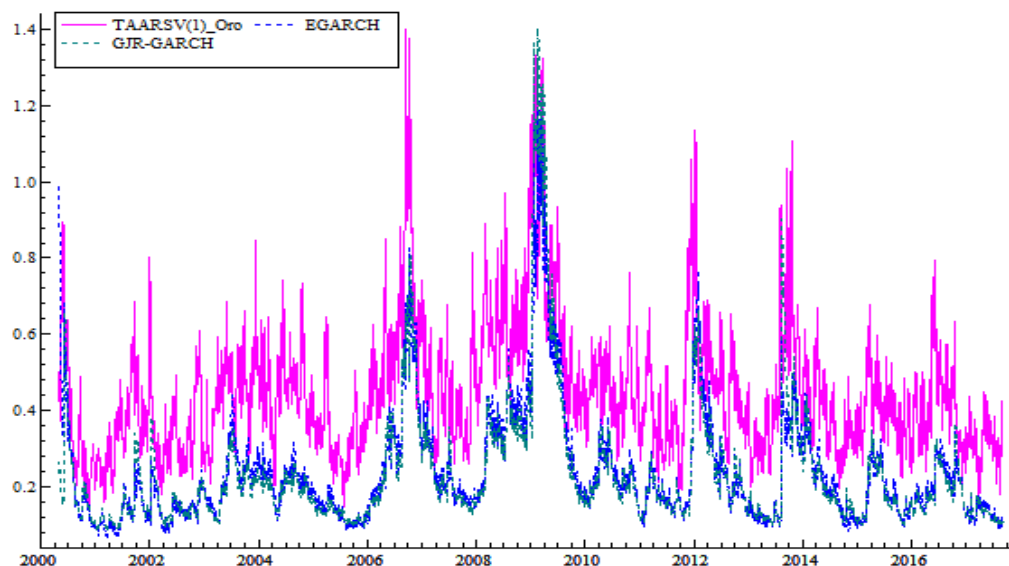
Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

Por otro lado, si se observan los valores estimados de los parámetros, el valor de ϕ_{12} es mayor que el de ϕ_{11} en el caso de los metales preciosos; lo que implica que la volatilidad del mercado será mayor cuando, en el pasado, los rendimientos son negativos. Lo contrario se produce en el resto de los metales estudiados.

En todos los casos, la persistencia estimada es alta, sin embargo, al contrario de lo que ocurría con los modelos GJR-GARCH(1,1) todos los modelos estimados son estacionarios. Por otro lado, el número de metales en los que se ha podido detectar la respuesta asimétrica de la volatilidad es mayor con el modelo TA-ARSV(1) que con el modelo GJR-GARCH(1,1), lo que implica que el modelo TA-ARSV(1) es más adecuado.

Además, si se estima la volatilidad con diferentes modelos asimétricos, véase gráfico 7, puede comprobarse como la volatilidad es mayor con los modelos de heterocedasticidad condicional que con el modelo TA-ARSV(1). Esto implica que si no se utiliza el modelo de volatilidad estocástica asimétrico se podría estar infravalorando el riesgo del mercado, véase el gráfico 7 siguiente.

Gráfico 7. Volatilidad estimada con diferentes modelos asimétricos.



Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

En función de los resultados obtenidos, se ha podido comprobar que para los rendimientos de los metales en el periodo muestral analizado es mejor el modelo TAAR.SV(1) que los modelos de heteroscedasticidad condicional. Por esta razón, en el apartado siguiente, utilizaremos este modelo para determinar si antes y después de la crisis la volatilidad ha cambiado en los diferentes metales analizados.

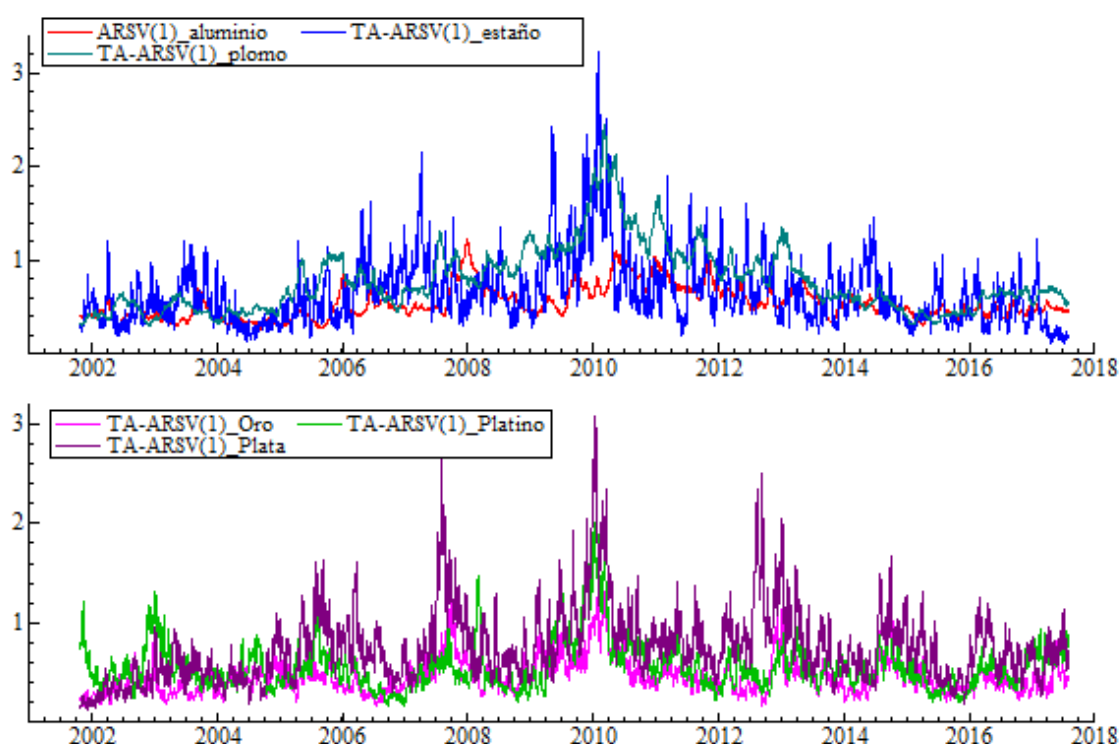
4. ANÁLISIS DE LA VOLATILIDAD ANTES Y DESPUÉS DE LA CRISIS

En los mercados financieros, la volatilidad es una de las variables más importantes a la hora de ejecutar una operación, ya que es utilizada como una medida del riesgo. Por esta razón, es muy importante utilizar un modelo adecuado que permita determinar cuál es su comportamiento. Tras el análisis realizado en el apartado anterior, se ha llegado a la conclusión de que para los precios de los metales analizados, los modelos de volatilidad estocástica son mejores que los modelos de heteroscedasticidad condicional. Por esta razón, serán los modelos de volatilidad estocástica los que se van a

utilizar para estimar si en el periodo de crisis la volatilidad es significativamente mayor al resto del periodo de tiempo analizado o si, por el contrario, no ha habido cambios significativos.

En el gráfico 8 siguiente, se muestra cuál ha sido el comportamiento de la volatilidad estimada con el modelo TA-ARSV(1) para todos los metales, excepto para el aluminio, que se ha estimado con un ARSV(1), ya que, en este caso no se ha detectado el efecto leverage.

Gráfico 8. Volatilidad estimada para los diferentes tipos de metales.



Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

Según estos gráficos, parece que en el periodo que va desde el último trimestre del año 2007 hasta finales de 2014, la volatilidad ha sido mayor que en el resto del periodo. Para comprobar si es cierto o no, es decir, si existen diferencias significativas, se va a crear una variable dummy, que tomará el valor 1 en ese periodo y cero en el resto. La estimación por mínimos cuadrados generalizados, corregido de autocorrelación y heterocedasticidad, de esta variable para la volatilidad de cada uno de los metales proporciona los siguientes resultados:

Tabla 5. Efecto de la crisis en la volatilidad.

	Parámetro estimado periodo (2007-2014)	t-value
ORO	0.1289	5.4
PLATA	0.3068	8.7
PLATINO	0.1017	3.9
ALUMINIO	0.2223	5.3
ESTAÑO	0.2474	3.3
PLOMO	0.2707	5.4

Fuente: Elaboración propia a partir de Oxmetrics.

Los resultados de la tabla 5, muestra que, tanto en los metales preciosos como en el resto de los metales, la volatilidad ha sido mayor en el periodo comprendido entre el último trimestre del año 2007 y el último del año 2014, ya que, para un nivel de significación del 5% todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos.

Por otro lado, se puede destacar que en este periodo la mayor volatilidad se ha producido en los precios de la plata y la menor en los del platino. Además, en el aluminio, estaño y plomo es bastante similar. Es importante destacar que solo se han tenido en cuenta los precios de todos los metales analizados, no el volumen negociado de los mismos.

Finalmente, podemos concluir destacando que, durante el periodo comprendido entre los últimos trimestres de 2007 y 2014, se ha acentuado el efecto leverage de la volatilidad en todos los rendimientos de los metales analizados, excepto en el aluminio, ya que, en éste no se ha producido dicho efecto.

5. CONCLUSIONES

En el periodo muestral analizado, se ha observado que tanto los metales preciosos como los metales que tienen un uso más industrial, tienen las mismas características o hechos estilizados. Entre ellas, una de las que se puede destacar y que

no es directamente observable, es el comportamiento asimétrico de la volatilidad o efecto leverage. Los resultados de la estimación muestran que los modelos de volatilidad estocástica captan este efecto para un mayor número de metales que los modelos de heterocedasticidad condicional.

Por otro lado, se ha observa que la utilización de modelos de heterocedasticidad condicional puede infraestimar la volatilidad y, por lo tanto, el riesgo del mercado.

Finalmente, se ha comprobado que el efecto asimétrico de la volatilidad no se ha mantenido constante ni en los metales preciosos ni en los de uso más industrial, siendo el periodo de crisis, comprendido entre el último trimestre de 2007 y el último de 2014, el que ha presentado el efecto asimétrico de la volatilidad mayor.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BOLLERSLEV, T. (1986). “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”. *Journal of Econometrics*, 31, 3, pp. 307-327.
- CARNERO, M. A., PEÑA, D. y RUIZ, E. (2004). “Persistence and kurtosis in GARCH and stochastic volatility models”. *Journal of Financial Econometrics*, 2, pp. 319–316.
- DURBIN, J. y KOOPMAN, S.J. (2012). “Time Series Modelling by State Space Methods (Second ed.). Oxford University Press.
- ENGLE, R.F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation”. *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R.F. y BOLLERSLEV, T. (1986). “Modelling the persistence of conditional variance”. *Econometric Reviews*, 15, 1, pp. 81–87.
- GARCÍA, M.C. y MINGUEZ, R. (2009). “Estimation of Asymmetric Stochastic Volatility Models for Stock-Exchange Index Returns”. *International Advances in Economic Research*, 15, pp. 71-87
- GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R., y RUNKLE, D. E. (1993). “On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks”. *The Journal of Finance*, 48, pp. 1779-1801.

- GRANGER, C. W. J., SPEAR, S. y DING, Z. (2000). Statistics and Finance: An Interface, chapter Stylized facts on the temporal and distributional properties of absolute returns: An update, in C W-W, W K Li&H Tong eds. Imperial collegePress, London, pp. 97-120.
- HE, C., TERÄSVIRTA, T. y MALMSTEN, H. (2002). “Moment structure of a family of first-order exponential GARCH models. Econometric Theory, pp. 868–885.
- HE, C., SILVENNOINEN, A. y TERÄSVIRTA, T. (2008). “Parameterizing unconditional skewness in models for financial time series”. Journal of Financial Econometrics, 6, pp. 208-230.
- JARQUE, C.M. y BERA, A.K.(1980). “Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals”. Economics Letters, 6, 3, pp. 255-259
- KIM, T. H. y WHITE, H. (2004). “On more robust estimation of skewness and kurtosis”. Finance Research Letters, 1, pp. 56–73.
- MALMSTEN, H. y TERÄSVIRTA, T. (2010). “Stylized Facts of Financial Time Series and Three Popular Models of Volatility”. European Journal of Pure and Applied Mathematics, 3, 3, pp. 443-477.
- SO, M. K. P., Li, W. K. y LAM, K. (2002). “A threshold stochastic volatility model”. Journal of Forecasting, 21, pp. 473–500.
- TERÄSVIRTA, T. y ZHAO, Z. (2007). “Stylized facts of return series, robust estimates and three popular models of volatility”. Working paper, Stockholm School of Economics.