



TRANSMISIÓN DE LA VOLATILIDAD ENTRE LOS MERCADOS DE MATERIAS PRIMAS Y LOS MERCADOS DE ACTIVOS FINANCIEROS

Nicolás BUROTTTO RAVANAL, Julio Eduardo FABRIS

Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Instituto de Investigaciones Económicas. Av. Córdoba 2122 - 1120AAQ Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.

julio.fabris@economicas.uba.ar

Resumen

Recibido: 10/2016

Aceptado: 02/2017

Palabras clave

Precio de las materias primas

Mercado de valores

GARCH bivariado

En este trabajo se analiza el vínculo entre los rendimientos de los futuros de las materias primas y los de la bolsa de valores de Estados Unidos. Se examina la literatura relacionada al tema y, mediante dos modelos GARCH bivariados, se muestra cómo la correlación condicional entre ambos mercados evoluciona en el periodo 2001-2015 presentando una elevada volatilidad, especialmente durante la crisis financiera del año 2008. Los resultados aportan evidencia empírica sobre el proceso de financiarización de las materias primas. La misma indica que el vínculo entre ambos mercados aumenta significativamente después del colapso financiero.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

TRANSMISSION OF VOLATILITY BETWEEN COMMODITY MARKETS AND FINANCIAL ASSET MARKETS

Nicolás BUROTTO RAVANAL, Julio Eduardo FABRIS

Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Instituto de Investigaciones Económicas. Av. Córdoba 2122 - 1120AAQ Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.

julio.fabris@economicas.nba.ar

Abstract

KEYWORDS

Price of commodities Stock market
Bivariate GARCH

We analyze in this work the link between yields on commodity futures and the US stock market. The literature related to the topic is examined and, using two bivariate GARCH models, we show how the conditional correlation between the two markets evolve during the period 2001-2015, presenting high volatility especially during the financial crisis of 2008. The results provide empirical evidence on the process of financialization of commodities. The link between the two markets increases significantly after the financial collapse.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

INTRODUCCIÓN Y PLANTEO DEL PROBLEMA

La elevada suba del nivel de precios de las materias primas y el aumento de su volatilidad han dado lugar a un intenso debate económico estos últimos años. En los países exportadores de bienes primarios –particularmente las economías latinoamericanas– esta discusión cobra especial importancia debido a que el alza de los precios permite un renovado ingreso de divisas, mientras que una alta volatilidad en los mismos tiene, generalmente, consecuencias negativas en la sustentabilidad del crecimiento económico. Entre fines del año 2007 y principios del 2008 se observaron picos históricos en los precios de diversos productos básicos como, por ejemplo, el cobre, la soja y el petróleo, hasta que la crisis financiera internacional revirtió drásticamente la tendencia.

Luego de la turbulenta salida de la crisis y mientras se recuperaba en parte la actividad económica, las cotizaciones retomaron sostenidamente la senda de crecimiento, aunque no por mucho tiempo. El actual derrumbe en los precios de las materias primas es atribuido, entre otras razones, a un exceso de oferta¹ debido a una caída de la demanda mundial, agravada por el pesimismo que genera el curso de la economía china (Banco Mundial, 2015).

En términos macroeconómicos, el nivel y la volatilidad en el precio de las materias primas constituyen también un tema importante para los países desarrollados y la economía mundial, por dos razones. En primer lugar, debido al potencial efecto del aumento del nivel de precios para alimentar presiones inflacionarias no deseables. En segundo lugar por el creciente vínculo entre activos financieros y productos primarios que ha tenido lugar en múltiples carteras de inversión.

Este último fenómeno se conoce en la literatura como la “financiarización del mercado de *commodities*”². Desde la aparición de este fenómeno, una de las principales hipótesis para explicar la volatilidad en los precios remite al mayor peso que los nuevos instrumentos financieros representan en la determinación del valor de las materias primas. Es decir, la explicación tradicional que relaciona el precio de los *commodities* con la oferta y demanda mundial ha dado paso a una segunda explicación que hace referencia a factores globales de carácter monetario y financiero (Bastourre, Carrera, Ibarlucia y Sardi, 2012).

¹ Uno de los factores que influyó en este *shock* de oferta fue la revolución del esquisto (tanto en el caso del gas como en el del petróleo) llevada a cabo por EE.UU. La producción con estas tecnologías no convencionales aumentó de cinco millones de barriles por día en el año 2008 a 9,3 millones en 2015 (Rogoff, 2015; Bustillo, Artecona, Makhoul y Perrotti, 2015).

² El lector interesado en la conceptualización del fenómeno y el acceso a bibliografía específica puede consultar Cheng y Xiong (2013)

No obstante, a pesar de que el valor total de los instrumentos financieros asociados a las materias primas y comerciados por inversores institucionales pasó de aproximadamente 15 mil millones de dólares en el año 2003 a más de 200 mil millones de esa moneda a mediados del 2008 (Tang y Xiong, 2012), no está muy claro todavía hasta qué punto la financiarización de los *commodities* incide en el nivel y la dinámica de las cotizaciones.

Mientras autores como Tang y Xiong argumentan que el aumento de las correlaciones entre los rendimientos de diversos futuros de materias primas comenzó mucho antes de la crisis, otros como Bastourre, Carrera e Ibarlucia (2010) y Büyükşahin y Harris (2011) sostienen que no es necesaria la participación activa de inversores financieros ni la existencia de mercados de derivados para observar excesivas volatilidades en los precios. Adicionalmente, Vivian y Wohar (2012) concluyen que no hubo cambios generalizados en la volatilidad de los precios de las materias primas durante la reciente crisis financiera en comparación con el periodo 1985-2010, ni tampoco se manifestó una volatilidad común en todos los sectores. No obstante, señalan que hasta el momento no se ha llegado a una conclusión definitiva.

Por otra parte, trabajos como el de Gordon y Rouwenhorst (2004) muestran que en el largo plazo existe una correlación negativa entre los futuros de materias primas y la clase de activos financieros tradicionales.

Siguiendo la línea de Gordon y Rouwenhorst (2004), Büyükşahin y Robe (2011), Jacks, O'Rourke y Williamson (2011), Vivian y Wohar (2012), Creti, Joëts y Mignon (2012), Lombardi y Ravazzolo (2013) y Bhardwaj y Dunsby (2013), entre otros, uno de los objetivos principales de este trabajo es el estudio de la dinámica de la correlación condicional entre los precios de las materias primas y el precio de las acciones más importantes en los dos principales mercados de valores del mundo: la Bolsa de Valores de Nueva York (NYSE) y el mercado electrónico Nasdaq.

Se considera que el estudio del vínculo entre los mercados de productos básicos y el mercado de valores es importante por, al menos, dos razones. En primer lugar, ofrece evidencia empírica de la correlación dinámica entre los rendimientos de ambos mercados, lo cual proporciona valiosa información para analizar las causas (fundamentos macroeconómicos, comercio, etc.) que impulsan esas fluctuaciones. En segundo lugar, permite aumentar, complementar y actualizar la literatura sobre la valoración de activos y la financiarización del mercado de *commodities*. Las fluctuaciones en la correlación de precios entre los dos tipos de mercados tienen significativas implicancias –tanto para los especuladores como para los productores– en temas como estrategias de cobertura, sustitución e inversión entre materias primas y activos financieros. Además, dichos cambios pueden condicionar estratégicamente las políticas alimentarias y energéticas de muchos países.

En concreto, en este trabajo se investiga la relación dinámica entre los rendimientos diarios y la volatilidad de las series de tiempo del índice Dow Jones y el índice de *commodities* Thomson Reuters (CRB). El período analizado va del 28 de junio del año 2001 hasta el 21 de septiembre de 2015 ³, con un total de 3578 observaciones.

El índice Dow Jones está compuesto por las acciones de las 30 empresas más importantes que cotizan en la bolsa de valores de Nueva York (NYSE) y en el mercado electrónico Nasdaq. El uso de este índice nos da una idea del comportamiento del mercado financiero (accionario) de Estados Unidos y, por lo tanto, es un buen indicador del comportamiento de la economía estadounidense y mundial.

Por otra parte, el índice de *commodities* CRB mide la evolución de los contratos de futuros de 19 materias primas y se destaca por ser el índice de referencia global en la medición de los rendimientos del sector de productos primarios.

Para el análisis de las series, se utiliza la tasa de retorno (diferencia logarítmica) como dato principal. Sea r_t la tasa de retorno de cada índice, mientras que p_t denota el precio de cierre corriente de cada índice y p_{t-1} el precio de cierre del periodo anterior, la tasa de retorno efectiva sería entonces:

$$r_t = \log(p_t) - \log(p_{t-1}) \quad (1)$$

En este trabajo se muestra claramente mediante el cálculo de correlaciones condicionales de los retornos de *commodities* y activos financieros, que las mismas oscilan en torno a cero durante más de ocho años, para luego aumentar notablemente a mediados del año 2008 (después de la caída de Lehman Brothers). Sin embargo, se observa también una caída entre los años 2013 y 2015 que se revierte en la segunda mitad del último año. Es decir, estos últimos años luego del impacto de la crisis, la volatilidad entre los retornos del mercado de valores y el de materias primas parece adoptar un valor fuertemente positivo, lo cual indica una mayor sensibilidad de los mismos a las noticias macroeconómicas globales antes que a los *shocks* idiosincrásicos y propios de cada mercado (Lombardi *et al.*, 2013). Según Büyükhahin y Robe (2011), este hallazgo en la dinámica de la correlación sugiere que la reciente crisis financiera es distinta de otros episodios pasados de tensión en los mercados financieros, en parte reflejado por un aumento en las influencias entre mercados.

³ Los datos fueron obtenidos del sitio <http://finance.yahoo.com/> y <http://www.investing.com/indices/thomson-reuters--jefferies-crb-historical-data>

El trabajo se organiza en cuatro secciones. La sección 2 presenta un análisis de la metodología econométrica caracterizada por el uso de modelos GARCH multivariados. La sección 3 presenta los resultados de las estimaciones y la sección 4 cierra con algunos comentarios finales.

1. METODOLOGÍA

1.1 Los modelos ARCH multivariados

Para estudiar la relación dinámica entre los rendimientos diarios del mercado de valores y el mercado de *commodities*, se utiliza un modelo derivado de la familia de modelos ARCH desarrollados originalmente por Engle (1982) y Bollerslev (1986). Recordemos que en los modelos GARCH univariados las perturbaciones vienen especificadas como:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

$$h_t = c + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3)$$

donde v_t es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida con media cero y varianza unitaria, mientras que h_t es un factor denominado volatilidad condicional que, como puede apreciarse en la fórmula, se determina por su propio pasado y por el pasado de la perturbación ε_t . El orden del modelo se especifica a partir de los máximos rezagos de la perturbación y de la volatilidad que se consideran. En este caso sería un GARCH (p, q).

La media por su parte puede modelizarse en forma causal o mediante modelos de la tradición Box – Jenkins. Por ejemplo para el caso de los retornos r_t de un activo financiero puede ser un modelo AR(1)

$$r_t = \delta + \phi_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

El modelo más simple para la volatilidad es el denominado GARCH(1,1) cuya expresión para la volatilidad condicional viene dada por :

$$h_t = c + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (5)$$

En este caso particular, de gran importancia empírica, la volatilidad condicional queda determinada por la realización de la perturbación y la volatilidad condicional, ambas del período inmediatamente precedente. Estos modelos GARCH producen realizaciones con agrupamientos de volatilidad típicos de las series financieras.

Los modelos GARCH fueron posteriormente ampliados al caso multivariado por Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988), Bollerslev (1990) y Engle y Kroner (1995). Desde un punto de vista práctico, la representación de las volatilidades a través de una modelización multivariante abre las puertas a mejores herramientas de decisión en diversas áreas, tales como la valoración de activos, cobertura, gestión de riesgos y selección de carteras. Esto ha permitido que diversas instituciones financieras desarrollen las competencias necesarias para utilizar la teoría econométrica desde una perspectiva financiera (Bauwens *et al.*, 2006).

En los modelos ARCH generalizados y multivariados (MGARCH) los *shocks* contemporáneos de volatilidad de una variable pueden afectar a la volatilidad de otras variables relacionadas (Enders, 2015).

Considerando un modelo GARCH (1,1) bivariado, la ecuación de la media de los retornos puede venir dada por un proceso AR(1):

$$r_t = \delta + \phi_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Donde ahora r_t es un vector de retornos de dimensión 2×1 , ϕ_1 es el vector de coeficientes de autoregresión de los retornos de dimensión 1×2 y δ es un vector de constantes de dimensión 2×1 . Si se asume que el vector de perturbaciones ε_t , de dimensión 2×1 de la expresión (6) tiene una distribución condicional normal multivariada con media cero y matriz de covarianza condicional H_t , entonces:

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t), \quad (7)$$

donde Ω_{t-1} denota la información disponible hasta el período $t - 1$. Al igual que en el modelo GARCH (p, q) del caso univariado, H_t depende de las observaciones pasadas de ε_t y de sus propios valores rezagados.

1.2 El modelo *vech* diagonal

El modelo multivariado desarrollado originalmente por Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988), denominado *vech*, proporciona un marco muy general para los modelos multivariados de volatilidad. Básicamente, este es un modelo donde todas las volatilidades interactúan unas con

otras. Sean: C un vector de dimensión 3×1 de términos constantes, A una matriz 3×3 con elementos α_{ij} y B una matriz 3×3 con elementos β_{ij} , se tiene entonces:

$$vech(H_t) = C + A vech(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + B vech(H_{t-1}), \quad (8)$$

donde el operador *vech* transforma la parte triangular superior de una matriz simétrica en un vector columna⁴. Por ejemplo, si se tiene una matriz simétrica de volatilidades directas y cruzadas (varianzas y covarianzas condicionales):

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Entonces:

$$vech(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{12t} \\ h_{22t} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Llamando c_{i0} a los elementos del vector C , el sistema de ecuaciones quedaría como:

$$h_{11t} = c_{10} + \alpha_{11} \varepsilon_{1t-1}^2 + \alpha_{12} \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-1} + \alpha_{13} \varepsilon_{2t-2}^2 + \beta_{11} h_{11t-1} + \beta_{12} h_{12t-1} + \beta_{13} h_{22t-1} \quad (11)$$

$$h_{12t} = c_{20} + \alpha_{21} \varepsilon_{1t-1}^2 + \alpha_{22} \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-2} + \alpha_{23} \varepsilon_{2t-1}^2 + \beta_{21} h_{11t-1} + \beta_{22} h_{12t-1} + \beta_{23} h_{22t-1} \quad (12)$$

$$h_{22t} = c_{30} + \alpha_{31} \varepsilon_{1t-1}^2 + \alpha_{32} \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-2} + \alpha_{33} \varepsilon_{2t-2}^2 + \beta_{31} h_{11t-1} + \beta_{32} h_{12t-1} + \beta_{33} h_{22t-1} \quad (13)$$

A pesar de que la conceptualización de este modelo es bastante simple, su estimación puede llegar a ser difícil. Esto se debe a que el número de parámetros a estimar es excesivamente alto. Con solo dos variables el número de parámetros es 21, y a medida que se añaden series al sistema el número de parámetros crece rápidamente.

Una representación más parsimoniosa puede obtenerse a partir de encontrar una restricción adecuada a la expresión (8). Para ello, la estrategia consiste en diagonalizar las matrices A y B de modo que pueda obtenerse un sistema donde cada varianza y covarianza dependa solo de sus propios valores pasados y los productos cruzados de $\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}$. El sistema, denominado *vech* diagonal, sería entonces:

$$h_{11t} = c_{10} + \alpha_{11} \varepsilon_{1t-1}^2 + \beta_{11} h_{11t-1} \quad (14)$$

⁴ En este caso, las dimensiones de las matrices están dadas para $n = 2$ series. En caso de tener n series, el vector C es de dimensión $n(n+1)/2 \times 1$, mientras que A y B son matrices de dimensión $n(n+1)/2 \times n(n+1)/2$.

$$h_{12t} = c_{20} + \alpha_{22}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \beta_{22}h_{12t-1} \quad (15)$$

$$h_{22t} = c_{30} + \alpha_{33}\varepsilon_{2t-1}^2 + \beta_{33}h_{22t-1}. \quad (16)$$

Nótese que cada varianza condicional es equivalente a un proceso GARCH univariado y la covarianza condicional se observa bastante parsimoniosa también. En otras palabras, se puede decir que el modelo *vech* diagonal es una simple extensión del modelo GARCH univariado, expresado en una forma multivariada. El problema que se presenta con estos modelos es que ninguna de las dos representaciones puede garantizar que H_t sea definida positiva. Además, en el sistema diagonal, al fijar todos los $\alpha_{ij} = \beta_{ij} = 0$ (para todo $i \neq j$) ya no hay interacciones entre las varianzas.

2.3 Modelo BEKK diagonal

La formulación BEKK, propuesta originalmente por Engle y Kroner (1995), reduce el número de parámetros a estimar y además elimina el problema de asegurar que la matriz de volatilidades directas y cruzadas H_t del modelo *vech* sea definida positiva. Esto se logra porque todos los parámetros c_{ij} entran al modelo a través de formas cuadráticas, de manera tal que se garantiza que todas las volatilidades h_{kk} sean positivas.

Sean: C una matriz simétrica 2 x 2 y A y B matrices de parámetros 2 x 2 no restringidas, se tiene entonces:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B, \quad (17)$$

Especificando el contenido de cada matriz:

$$H = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{bmatrix}; C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}; \varepsilon_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Para el caso de h_{11t} , por ejemplo, la ecuación desarrollada sería :

$$h_{11t} = (c_{11}^2 + c_{12}^2) + (\alpha_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2) + (\beta_{11}^2 h_{11t-1} + 2\beta_{11}\beta_{21}h_{12t-1} + \beta_{21}^2 h_{22t-1}) \quad (19)$$

Es decir, H_t va a ser definida positiva siempre y cuando $C'C$ sea definida positiva. Además, nótese que h_{ijt} , a diferencia del modelo *vech* diagonal, dependerá de los residuos al cuadrado, los productos cruzados de los residuos, las varianzas condicionales y covarianzas condicionales de

todas las variables del sistema, de manera que no tiene una contrapartida GARCH univariada. Asimismo, a partir de la forma de h_{ij} este modelo permite que las perturbaciones de la varianza en una de las variables se transmitan a las otras variables (Enders, 2015). Esto último puede generar problemas para la estimación de los parámetros, ya que no hay una ecuación que posea parámetros “exclusivos”. En consecuencia, una estimación puede estar sesgada por el hecho de que los mismos parámetros influyen en dos ecuaciones simultáneamente (Baur, 2006). Es importante aclarar que este problema no aparece en el modelo *D-vech*.

Por otra parte hay un problema con la interpretación de los parámetros debido a la inclusión en cada ecuación de varios regresores que aportan una influencia similar. Por ejemplo en la ecuación (19), tanto ε_{2t-1}^2 como h_{2t-1} pueden ser interpretadas como aportando el impacto de la volatilidad del segundo retorno sobre el primero. Esta última crítica no se aplica al modelo BEKK diagonal donde las matrices de los parámetros A y B son diagonales. Es decir, los elementos fuera de la diagonal son todos ceros (excepto en la matriz C que se considera triangular superior). De la resolución matricial se obtiene el siguiente sistema:

$$h_{11t} = c_{11}^2 + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_{11t-1} \quad (20)$$

$$h_{22t} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + \beta_{22}^2 h_{22t-1} \quad (21)$$

$$h_{12t} = c_{11}c_{22} + \alpha_{11}\alpha_{22}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \beta_{11}\beta_{22}h_{12t-1} \quad (22)$$

$$h_{21t} = h_{12t}.$$

Es evidente que el número de parámetros a estimar es significativamente más bajo en este modelo, manteniéndose la ventaja de asegurar la positividad de H_t . Sin embargo, persiste el problema ya señalado en el modelo anterior de que algunos de los parámetros a estimar figuran en más de una ecuación. Entonces no queda claro si, por ejemplo, los parámetros c_{11} y c_{22} de h_{12} son el resultado de las estimaciones de los parámetros de h_{11} y h_{22} o si la estimación de la covarianza altera los resultados de las estimaciones de los parámetros de las varianzas (Baur, 2006). Este problema es intrínseco al diseño del modelo y, como ya se señaló, no aparece en el modelo *D-vech*.

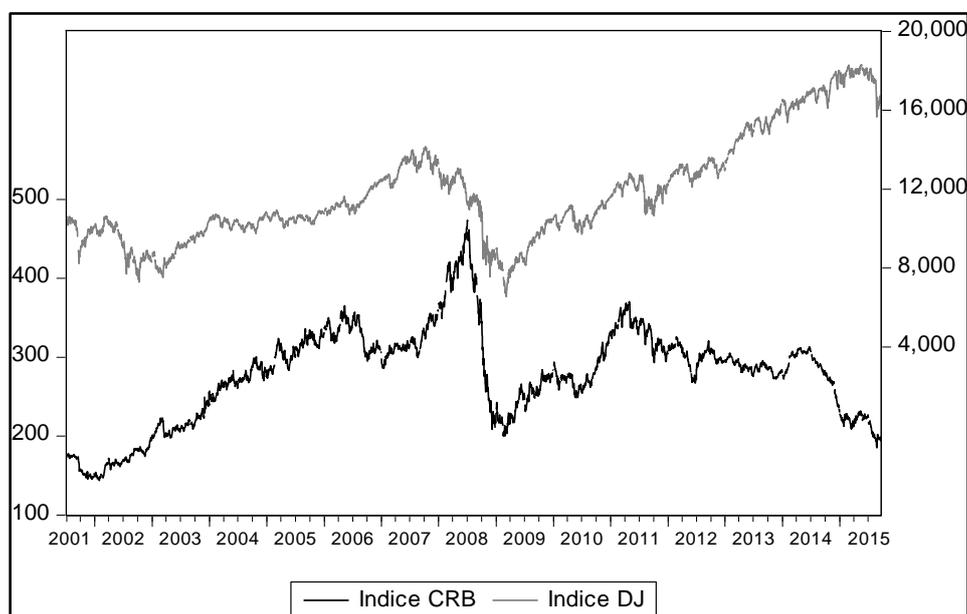
3. Estimación y análisis de resultados

En esta sección se estiman los dos modelos diagonales presentados anteriormente, usando los retornos diarios del índice Dow Jones y el índice de *commodities* CRB. Los índices abarcan un periodo aproximado de 14 años, desde el 28 de junio del año 2001 hasta el 21 de septiembre de

2015, con $T = 3578$ observaciones para cada serie. La estimación se realiza con el programa econométrico EViews en su versión 9.

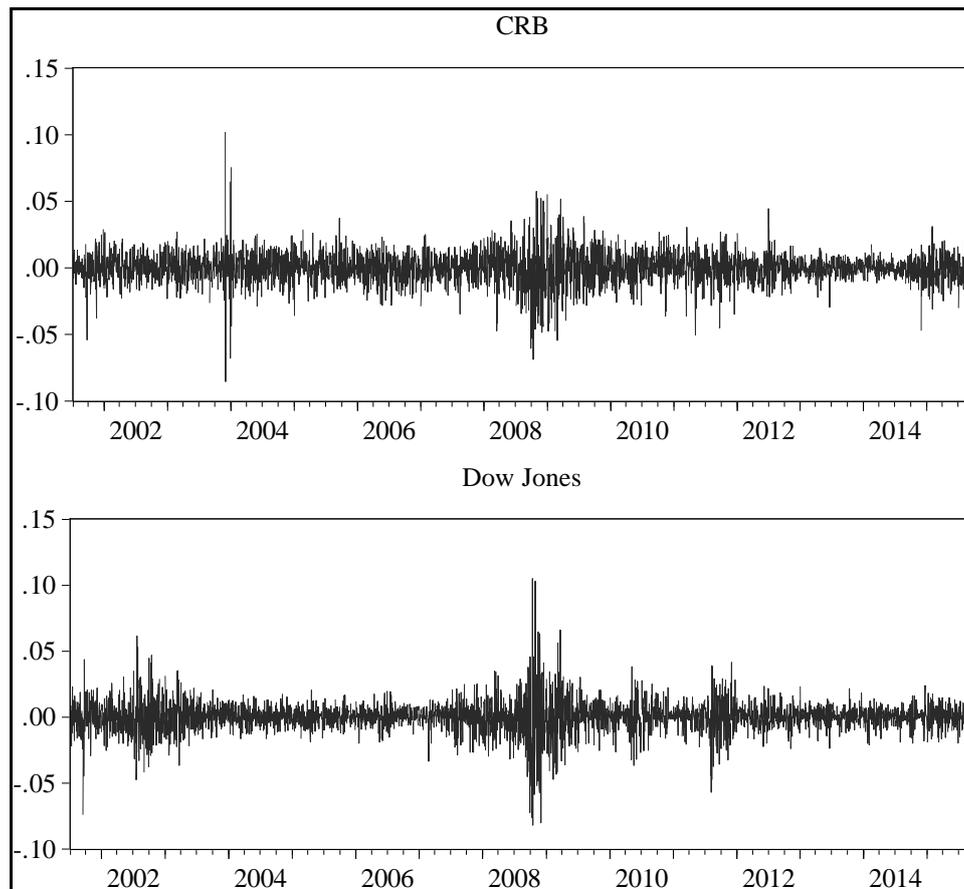
En la Figura 1 puede apreciarse la evolución de ambos índices durante el período de análisis y en la Figura 2 aparecen graficados los retornos logarítmicos de los índices. El Cuadro 1 contiene las estadísticas correspondientes a los retornos y muestra que el rendimiento promedio en el periodo muestral es superior para el índice Dow Jones. No obstante, el desvío estándar es muy similar para ambas series. Esto implica que el mercado de valores exhibe una mayor rentabilidad que el mercado de *commodities* sobre la base del riesgo-retorno.

Figura 1. Índices CRB (escala izquierda) y Dow Jones (escala derecha)



Fuente: Elaboración propia con datos de <http://finance.yahoo.com> y <http://www.investing.com>

Figura 2. Retornos diarios índices CRB y Dow Jones



Fuente: Elaboración propia con datos de <http://finance.yahoo.com> y <http://www.investing.com>

Adicionalmente, se puede observar en la Figura 2 que durante la segunda mitad del año 2008 los rendimientos diarios de ambas series presentan una alta volatilidad. Esto es el reflejo de la crisis financiera de ese año, especialmente después de la caída de Lehman Brothers. Más adelante se verá que este fenómeno provocó que las correlaciones entre los retornos de los *commodities* y de los activos financieros se dispararan a niveles excepcionalmente altos.

Cuadro 1. Estadística descriptiva de las series de retornos

	<i>Dow Jones</i>	<i>CRB</i>
Media	0,000125	0,000036
Máx.	0,105083	0,102115
Mín.	-0,082005	-0,085544
Desvío	0,011771	0,011711
Sesgo	-0,051339	-0,151308
Curtosis	11,88297	8,668472
Jarque-Bera	11762,03	4802,591

Fuente: Elaboración propia con datos de <http://finance.yahoo.com> y <http://www.investing.com>

Asimismo, las series de retornos presentan ciertas características específicas como, por ejemplo, el agrupamiento de volatilidades. Claramente se aprecia en la Figura 2 que las volatilidades no se mantienen constantes. Este efecto es común en las series financieras, donde los altos rendimientos tienden a ser seguidos por altos rendimientos y lo mismo con los bajos retornos. En cuanto a la curtosis, se concluye que las series muestran la particularidad de tener colas más pesadas que la distribución normal. Quiere decir que existe una mayor probabilidad de ocurrencia de eventos extremos.

Otra característica que se manifiesta en las series tiene que ver con el efecto apalancamiento, que bien capturan los modelos univariados EGARCH y TARARCH⁵. Este efecto asegura que la volatilidad tiende a incrementarse con los bajos rendimientos de las acciones y tiende a disminuir con los buenos rendimientos, originando *shocks* asimétricos sobre la volatilidad. Esto se advierte, por ejemplo, en que los rendimientos negativos producen una mayor volatilidad que los rendimientos positivos.

En lo que respecta al sesgo, nótese que las dos series muestran evidencia de un cierto grado de asimetría negativa, lo cual revela que los rendimientos negativos tienen mayor probabilidad de ocurrencia que los rendimientos positivos. Finalmente, las estadísticas de Jarque-Bera rechazan la hipótesis nula que establece que las series de retorno se distribuyen normalmente.

Por otra parte, se examinan los correlogramas de los retornos al cuadrado y se verifica la presencia de heteroscedasticidad condicional o efecto ARCH en ambas series. Adicionalmente se realiza una regresión auxiliar de los retornos al cuadrado sobre sus rezagos y una constante, el modelo sería:

$$r_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + u_t \quad (23)$$

donde el número de rezagos elegido es cinco puesto que se utilizan datos diarios (con semanas de cinco días). El valor del estadístico $T \cdot R^2$ para la hipótesis nula $\alpha_1 = \dots = \alpha_5 = 0$ permite rechazar la inexistencia del efecto ARCH en ambas series.

⁵ Para mayor información acerca de estos modelos, véase Nelson (1991) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993).

Cuadro 2: Estimación de los modelos GARCH bivariados

Coef.	<i>D-vech</i>			Coef.	<i>D-BEKK</i>		
	Estimado	s.e.	p-value		Estimado	s.e.	p-value
μ_1	9,52E-05	0,000154	0,536000	μ_1	7,57E-05	0,000154	0,623400
μ_2	0,000551	0,000133	0,000000	μ_2	0,000532	0,000135	0,000100
C10	7,95E-07	1,82E-07	0,000000	C11	0,000835	9,77E-05	0,000000
C20	1,66E-07	6,07E-08	0,006200	C22	0,000381	0,001070	0,000400
C30	1,82E-06	2,27E-07	0,000000	C12	0,001152	7,76E-05	0,000000
α_{11}	0,053528	0,003134	0,000000	α_{11}	0,218054	0,006614	0,000000
α_{22}	0,038757	0,004626	0,000000	α_{22}	0,29874	0,010128	0,000000
α_{33}	0,101272	0,007594	0,000000				
β_{11}	0,942471	0,003885	0,000000	β_{11}	0,974207	0,001764	0,000000
β_{22}	0,953197	0,004567	0,000000	β_{22}	0,94823	0,003624	0,000000
β_{33}	0,884079	0,008484	0,000000				

Fuente: Elaboración propia con datos de <http://finance.yahoo.com> y <http://www.investing.com>

El Cuadro 2 muestra los resultados de la estimación de ambos modelos de volatilidad condicional, donde para todo el periodo analizado se usó el método de estimación de máxima verosimilitud⁶. Es interesante observar que la suma de los parámetros $\hat{\alpha}_{11}$ y $\hat{\beta}_{11}$ es cercana a la unidad en el modelo *D-vech*, no así en el modelo *D-BEKK* ya que la suma supera la unidad. Lo mismo ocurre con los parámetros $\hat{\alpha}_{22}$ y $\hat{\beta}_{22}$ para los dos modelos.

No obstante, como se mencionaba anteriormente, la interpretación de los parámetros en el modelo *D-BEKK* puede tornarse un poco confusa dado que los parámetros que gobiernan la dinámica de la ecuación de la covarianza condicional son productos de los correspondientes parámetros de las dos ecuaciones de varianza condicional en el mismo modelo. Además, se destaca que todos los parámetros son positivos y ampliamente significativos.

En general, los modelos GARCH multivariados (en este caso, bivariados) parecen proporcionar una buena descripción de la autocorrelación y una adecuada caracterización de la heteroscedasticidad.

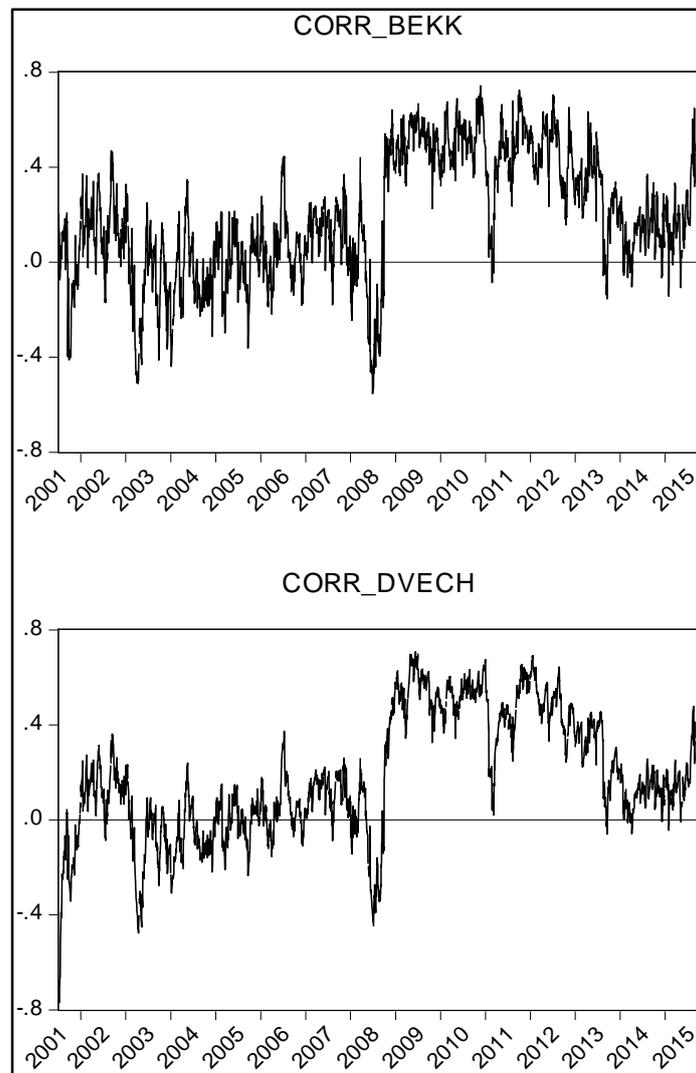
La Figura 3 muestra la correlación condicional entre la serie de retornos del índice Dow Jones y el índice CRB dada por la expresión $h_{12t}/(h_{11t}h_{22t})^{0.5}$ a partir de la estimación de los modelos *D-BEKK* y *D-vech*. Los gráficos de ambos modelos son similares, indicando que a pesar de sus diferencias (ya señaladas), ambos modelos estiman la correlación condicional en forma casi idéntica. Interpretamos esto como una evidencia de la robustez de los resultados.

⁶ Para una mayor profundización sobre la estimación de máxima verosimilitud en modelos multivariados, véase Bauwens *et al.* (2006), p.96.

La coexistencia de distintos modelos en la literatura econométrica, cada uno con sus ventajas y sus inconvenientes puede resultar en cierta ambigüedad cuando los resultados de los mismos difieren considerablemente. En ese caso se podría argumentar que los resultados son “modelo dependientes”. En este caso, afortunadamente, no es así y la estimación de ambos modelos (D-BEKK y D-*vech*) se justifica en la robustez demostrada.

Se observa que la correlación condicional parece fluctuar alrededor del cero desde el año 2001 hasta fines del 2007, para luego hacerse negativa, probablemente impulsada por los temores de una recesión en la economía de Estados Unidos. No obstante, con el inicio de la crisis financiera la correlación vuelve a valores positivos a partir de la segunda mitad del año 2008 para fluctuar alrededor de 0,50 hasta el año 2013. Luego se reduce a aproximadamente 0,15 casi hasta el final de la serie analizada.

Figura 3. Correlación retornos Dow Jones y CRB desde el modelo D-BEKK y D-*vech*



Fuente: Elaboración propia con datos de <http://finance.yahoo.com> y <http://www.investing.com>

Queda claro en la figura que los mercados están fuertemente correlacionados en periodos de tensión financiera. Si bien es cierto que cada mercado de materias primas tiene su propia dinámica particular, de aquí surgen tres características comunes. En primer lugar, se observa que la correlación es muy volátil durante todo el periodo, tanto antes, como durante y después de la crisis. En segundo lugar, parece ser que en la primera mitad del año 2008 la inversión en futuros de *commodities* constituyó una alternativa a las acciones de las principales compañías de EE.UU., evidenciándose un mecanismo de sustitución entre ambas clases de activos. Este cambio a valores negativos en las correlaciones condicionales en momentos de estrés financiero probablemente esté relacionado con el fenómeno llamado “vuelo hacia la calidad” (*flight to quality*). Cuando aumenta el riesgo en los mercados, los inversores tienden a diversificar su cartera y en este caso parecen haber elegido las materias primas como instrumentos de refugio⁷. En tercer lugar, las altas correlaciones observadas después de la crisis indican que ambos mercados presentaron una tendencia similar (alcista) lo cual puede deberse a la creciente demanda mundial de productos primarios y el buen desempeño del sector industrial en EE.UU entre 2009 y 2013. No obstante, a partir del año 2013 se observa claramente una tendencia a la baja en el índice CRB (sobre todo influenciado por una caída en el precio de bienes energéticos y en menor medida metales) y una tendencia alcista en el índice Dow Jones. Debido a este comportamiento inestable, es importante diferenciar entre el corto y el largo plazo. En este sentido Bastourre *et al.* (2010), sostienen que la financiarización de los *commodities* y la actividad especulativa se reflejan en la dinámica de los precios solo en el corto plazo, ya que en el largo plazo los precios de los *commodities* ajustan, a través de un patrón no lineal, a su valor fundamental.

Es evidente que la crisis financiera causó cambios significativos en la relación, tanto individual como conjunta, entre el mercado de valores y los *commodities* así como un aumento en la correlación de la volatilidad. Naturalmente, este es un terreno aún fértil para continuar el debate que sigue abierto a futuras investigaciones.

4. COMENTARIOS FINALES

En este documento se estudió la dinámica de la correlación condicional entre los rendimientos del mercado de materias primas y el mercado de valores. Para ello, se utilizaron dos modelos de la familia GARCH multivariados restringidos: el modelo *vech* diagonal y el modelo BEKK diagonal. Estos modelos proporcionan estimaciones de la matriz de covarianza condicional que varían en el tiempo. Además, ofrecen una buena descripción de los cambios en los rendimientos de las series. Al respecto, se destacan tres puntos. En primer lugar, puede afirmarse que los

⁷ Sin embargo, Lombardi *et al.* (2013) argumentan que una estrategia de inversión que incluya materias primas en una cartera, en realidad produce una mayor volatilidad, lo cual entra en contradicción con la noción de que las materias primas sirven como cobertura.

rendimientos de ambos mercados presentaron un alto grado de volatilidad durante todo el periodo, especialmente en el transcurso de la crisis financiera del año 2007-2008. En segundo lugar, se muestra que los niveles de correlación condicional más elevados surgieron luego del colapso financiero, en parte debido a que ambos mercados mostraron signos de recuperación en los precios después de la abrupta caída en la segunda mitad del año 2008. En tercer lugar, es importante tener en cuenta que las materias primas no pueden considerarse una clase de activos homogéneos. Es de esperar que, por ejemplo, si se comparan bienes como el oro y el petróleo se observen comportamientos y volatilidades muy diferentes entre sí.

Por último, se necesita más investigación para estudiar, por ejemplo, los efectos de la distribución de probabilidad sobre la persistencia y la asimetría en las correlaciones (Baur, 2006); si los cambios significativos en la correlación entre el mercado de valores y el de materias primas se debe a causas coyunturales, cíclicas o estructurales y cómo cambian las estimaciones en la correlación frente a cambios en las especificaciones de las ecuaciones de volatilidad.

REFERENCIAS

- Baillie, R. y Myers, R. (1991), "Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, pp. 109-124.
- Banco Mundial (2015), "Commodity Markets Outlook", *World Bank Quarterly Report*, julio.
- Bastourre, D., Carrera, J. y Ibarlucía, J. (2010), "Precio de los Commodities: Factores Estructurales, Mercados Financieros y Dinámica no Lineal", *Investigaciones Económicas BCR*, nro. 6.
- Bastourre, D., Carrera, J., Ibarlucia, J. y Sardi, M. (2012), "Dos síntomas y una causa: Flujos de capitales, precios de los commodities y determinantes globales", *Documentos de Trabajo 2012 (BCRA)*, nro. 57.
- Baur, D. (2006), "A flexible Dynamic Correlation Model", en Terrell, D. y Fomby, T. (eds.), *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series* (pp. 3-31). Vol. 20, Elsevier.
- Bauwens L., Laurent S., y Rombouts J.V.K. (2006), "Multivariate GARCH models: A survey", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, pp. 79-109.
- Bhardwaj G. y Dunsby A. (2013), "The Business Cycle and the Correlation Between Stocks and Commodities", Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2005788>.

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model", *Review of Economics and Statistics*, nro. 72, pp. 498-505.
- Bollerslev, T., Engle, R. y Wooldridge, F. (1988), "A capital asset pricing model with time-varying covariances", *Journal of Political Economy*, vol. 96, nro. 1, pp. 116-131.
- Bustillo, I., Artecona, R., Makhoul, I. y Perrotti, D. (2015), "Energía y políticas públicas en los Estados Unidos. Una relación virtuosa para el desarrollo de fuentes no convencionales", *CEPAL - Serie Estudios y Perspectivas*, nro. 15.
- Büyükhahin, B. y Harris, J.H. (2011), "Do speculators drive crude oil futures prices?" *The Energy Journal*, vol. 32, nro. 2, pp. 167-202.
- Büyükhahin, B. y Robe, M. (2011), "Speculators, commodities and cross-market linkages," *American University working paper*.
- Cheng, I. y Xiong, W. (2013), "The Financialization of Commodity Markets", Working Paper 19642, National Bureau of Economic Research.
- Creti, A., Joëts, M. y Mignon, V. (2012), "On the links between stock and commodity markets volatility", *Centre D'études prospectives et d'informations internationales*, Document de travail, nro. 20.
- Enders, W. (2015), *Applied Econometrics Time Series*, 4ta edición, Wiley.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1008.
- Engle, R. (2002), "Dynamic conditional correlations – A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20(3), pp. 339-350.
- Engle, R. y Kroner, K. (1995), "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory*, vol. 2, nro. 1, pp. 122-150.

- Glosten, L., Jangannathan, R. and Runkle, D. (1993), "On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return of stocks", *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 1779-1801.
- Gordon, G. y Rouwenhorst, G. (2004), "Facts and fantasies about commodity futures," *Financial Analysts Journal*, vol.62, nro. 2 (Mar/Apr), pp. 47-68.
- Jacks, D., O'Rourke, K. y Williamson, J. (2011), "Commodity price volatility and world market integration since 1700," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 93, nro. 3, pp. 800-813.
- Lombardi, M. y Ravazzolo, F. (2013), "On the correlation between commodity and equity returns: implications for portfolio allocation", *BIS Working Papers*, nro. 420.
- Nelson, D. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, vol. 59, pp. 349–370.
- Rogoff, K. (2015), "El precio del petróleo y el crecimiento global", 14 de diciembre, disponible en: <https://www.project-syndicate.org/commentary/oil-prices-global-growth-by-kenneth-rogooff-2015-12/spanish>
- Tang, K. y Xiong, W. (2012), "Index Investment and the Financialization of Commodities", *Financial Analysts Journal*, vol. 68, nro. 6.
- Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002), "A multivariate GARCH model with time-varying correlations", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20(3), pp. 351-362.
- Vivian, A. y Wohar, M.E. (2012), "Commodity volatility breaks", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 22, nro. 2, pp. 395-422.