



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

Facultad de Economía y Empresa

Trabajo de
fin de máster

Análisis econométrico
de los precios en los
mercados agrícolas y
energéticos

Un enfoque GARCH desde una
perspectiva global

Victoria Riotorto Vicente

Tutora: Prof. Dr. Emma Iglesias

Máster en Banca y Finanzas

Año 2014

Trabajo de Fin de Máster presentado en la Facultad de Economía y Empresa en Universidade da Coruña para la obtención del Máster en Banca y Finanzas

Índice

Resumen	4
Abstract	6
Agradecimientos.....	8
1. Introducción	9
2. Revisión bibliográfica	12
3. Datos y metodología	17
4. Especificación econométrica	30
Modelo univariante.....	31
Modelo bivariante.....	34
5. Resultados.....	37
Modelo univariante.....	37
Modelo bivariante.....	44
6. Conclusiones	53
Bibliografía	56

Índice de tablas

Tabla 1: Relación de commodities y sus precios utilizados en el análisis	18
Tabla 2: Futuros correspondientes a cada commodity utilizado, mercados donde son intercambiados y periodo en el que se encuentra disponible	21
Tabla 3: Relación de variables macroeconómicas utilizadas	23
Tabla 4: Cuadro-resumen de los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas	24
Tabla 5: Resumen de estadísticos de las series utilizadas para el cálculo de la especulación financiera subdivididas en dos periodos. (serie en niveles).....	27
Tabla 6: Resumen de estadísticos de las series utilizadas para el cálculo de la especulación financiera subdivididas en dos periodos. (tasas de crecimiento)	28
Tabla 7: Contraste de efectos ARCH	38
Tabla 8. Modelo univariante.	41
Tabla 9: Bivariante grupo fueles.....	47
Tabla 10: Bivariante grupo agrícolas.....	49
Tabla 11: Bivariante grupo mixto.....	51

Resumen

El crecimiento continuo de las necesidades globales de energía y el desarrollo de los mercados de futuros en los últimos años es un hecho conocido. El objetivo de este trabajo es responder a las siguientes cuestiones: 1) ¿Son las variables macroeconómicas significativas a la hora de explicar los precios en los mercados energéticos y no energéticos? 2) ¿Es la especulación financiera relevante en estos mercados? 3) ¿Existen relaciones significativas entre los precios de las diferentes *commodities*? Para responderlas se analizan los precios de tres *commodities* energéticas (crudo de petróleo, carbón y gas natural) y cinco *commodities* no energéticas (maíz, soja, aceite de soja, trigo y arroz).

Estas preguntas ya han sido respondidas por Manera, Nicolini y Vignati (2013) pero solamente para el mercado estadounidense y hasta el año 2010. La aportación novedosa de este trabajo a la literatura existente es el periodo temporal en el que se enmarca (1980-2013) y el punto de vista global desde el que se realiza, ya que los principales datos utilizados son los precios de *commodities* proporcionados por el Fondo Monetario Internacional (FMI).

La herramienta utilizada para llevar a cabo este análisis es la misma usada por Manera, Nicolini y Vignati (2013): la econometría para series temporales, concretamente se utilizarán los modelos GARCH tanto en su versión univariante, como en la bivalente planteada por Engle and Kroner.

"Los resultados de este trabajo son muy similares a los de Manera, Nicolini y Vignati (2013) para EEUU: 1) sugieren que la especulación financiera es escasamente significativa a la hora de explicar el precio de las commodities analizadas salvo en el caso del trigo y la soja. 2) la tasa de cambio sí parece importante a la hora de analizar estos precios y 3) además, el estudio también nos indica evidencia favorable de la interacción entre *commodities* energéticos y no energéticos. La principal diferencia de nuestros resultados con los llevados a cabo en EEUU es que otras variables macroeconómicas como la evolución de los principales índices bursátiles resultan poco relevantes salvo en casos particulares".

Palabras clave: Mercados energéticos, mercados agrícolas, especulación financiera, GARCH bivalente.

Abstract

The non-stopping growth of the energy's global needs and the development of futures markets in the last years are widely known. This paper aims to answer some questions: 1) Are the macroeconomic factors significant in explaining the prices in both energy and non-energy markets? 2) Is financial speculation relevant in these markets? 3) Are there significant relationships among the prices of different commodities? In order to answer them, the prices of three energy commodities (crude oil, coal and natural gas) and five non-energy commodities (corn, soybeans, soybean oil, wheat and rice) are analyzed.

These questions have already been answered by Manera, Nicolini and Vignati (2013) for the US market until 2010. The principal improvement that this paper offers is the fact that the analysis is focused on the time range between 1980 and 2013 and the basic data used in this paper are the available for commodities prices in the IMF (International Monetary Fund) and give it a global perspective.

The basic tool in which the paper is based is the same that the used by Manera, Nicolini y Vignati (2012): the time series econometrics, concretely, GARCH models, with both univariate and bivariate specifications.

Results suggest that: 1) the relationship between financial speculation and commodities prices is not very significant, with the only exception of wheat and soybeans. 2) The exchange rate does have a relevant role in explaining these prices 3) Furthermore, the study also gives favourable evidence towards the existence of interactions among energy and non-energy commodities. The principal difference between the global market and the American market is the fact that the macroeconomic factors like the evolution of index such as the S&P 500 are not relevant.

Key words: Energy market, agricultural markets, financial speculation, bivariate GARCH

Agradecimientos

Deseo expresar mi agradecimiento a mi tutora Emma Iglesias, por su extraordinaria dedicación, su entusiasmo y el interés que ha demostrado a lo largo de la elaboración de este trabajo.

1. Introducción

El crecimiento de las necesidades globales de energía ha determinado que los mercados energéticos sean, aún más si cabe, una pieza fundamental del sistema económico mundial. Los gastos energéticos representan, para cualquier economía, uno de los gastos más importantes (Hung, Lee y Liu, 2008). Además, el desarrollo de los mercados de futuros y opciones (Doran y Ronn, 2010) y la constante presencia en los mismos de inversores y especuladores parece haber sido la causa del incremento en los precios energéticos y alimentarios desde el año 2004 (Masters, 2008). Sin embargo, algunos autores ofrecen una visión contrapuesta en la que contrastan las hipótesis de Masters y concluyen que esta relación no es tal y que por lo tanto no es necesaria la preocupación por este tipo de comportamientos (Irwin y Sanders, 2012). En cualquier caso la literatura que documenta este hecho es escasa, y aunque en el caso de Manera, Nicolini y Vignati (2013) (en adelante MNV(2013), el artículo de referencia de este trabajo, este análisis se lleva a cabo, las estimaciones realizadas carecen de perspectiva internacional al centrarse solamente en el mercado de futuros estadounidense.

Además, históricamente se ha planteado la relación entre el mercado alimentario y el mercado energético dada la elevada demanda que realiza la producción masiva de energía sobre las fuentes agrícolas (Tyner y Taheripour, 2008), razón por la que surge la necesidad de su estudio en conjunto.

Este trabajo nace con la intención de dotar de una visión más global al estudio hasta ahora realizado sobre la especulación financiera en los mercados energéticos y alimentarios, centrados en los EEUU y de expandir además el periodo del análisis desde 1980 cuando los datos lo permiten hasta el año 2013, respondiendo con ello a algunas cuestiones básicas: 1) ¿Se demuestran relevantes los factores económicos a la hora de explicar el comportamiento de los precios de las *commodities* tanto energéticas como no energéticas? 2) ¿Resulta significativa la especulación financiera al analizar las variaciones en los precios de los mismos? 3) ¿Son significativas las relaciones entre los precios de los diferentes *commodities* tanto en media como en varianza?

Para realizar este ejercicio se han extraído del International Monetary Fund los datos de los precios de las *commodities* tanto energéticas como no energéticas en formato mensual desde 1980:01 hasta 2013:12 para dos *commodities* energéticas (carbón y crudo de petróleo) y para cuatro *commodities* no energéticas (maíz, soja, trigo y arroz). La razón por la cual estos han sido los datos elegidos es intentar replicar el análisis de Manera, Nicolini y Vignati pero para un contexto global, cambiando donde no ha sido posible encontrar el mismo *commodity*, por otro de características similares. También se incluye en el análisis el gas natural, donde sin embargo el rango de datos disponible abarca el periodo comprendido entre 1991:01 hasta 2013:12.

Igualmente se incluye un biofuel, el aceite de soja, tratando de averiguar así si la relación entre este y los commodities energéticos es mayor que la que podemos encontrar entre los commodities energéticos y alimentarios. Para llevar a cabo este análisis hemos considerado un modelo condicional autoregresivo heterocedastico (GARCh), tal como se utilizaba en el artículo de referencia, realizando así por una parte un análisis univariante, donde los precios de las *commodities* están explicados por variables macroeconómicas y medidas de especulación y posteriormente, se presentará un análisis con un modelo GARCh bivariante con la intención de detectar las posibles conexiones entre las *commodities*.

Este trabajo se estructurará en 5 partes: En primer lugar se realizará una breve recopilación bibliográfica sobre los trabajos que han utilizado las técnicas econométricas que más adelante utilizaremos para la realización del trabajo, a continuación se presentarán los datos y la metodología utilizada para tratarlos, en tercer lugar se introducirá la especificación econométrica utilizada para realizar esta tesis, posteriormente se comentarán los resultados obtenidos y en último lugar se expondrán las conclusiones.

En cualquier caso todo este análisis nos permite estudiar si al igual que ocurre para el mercado norteamericano, la especulación financiera tiene una influencia muy débil en la evolución de los rendimientos de las *commodities* a nivel mundial y si se obtienen diferencias al comparar estos mercados en términos globales o solamente nacionales en cuanto a variables macroeconómicas tales como los índices bursátiles o el tipo de cambio.

2. Revisión bibliográfica

Las razones por las cuales aumentan los precios energéticos y agrícolas pueden deberse a la influencia de diversas variables económicas. Mientras que la relación entre los tipos de interés y los cambios en los precios, en general, ha sido ampliamente analizada y testada por autores tales como Fama (1975) o Smith (2009), también es necesario tener en cuenta la teoría de autores como Hamilton (1996) que atribuyen parte de este incremento a la inestabilidad en los países de Oriente Medio y a las interrupciones ocasionales en el suministro que la misma provoca. Sin embargo un factor que se ha identificado como cada vez más importante es el rápido crecimiento económico a nivel mundial, especialmente en países asiáticos tales como China o India, que ha venido acompañado de una creciente demanda de *commodities* alimenticias que se traduce en el aumento del precio de las mismas (Asafu-Adjaye, 2000) (Naccache, 2010). Finalmente Zhang, Lohr, Escalante y Wetzstein (2010) señalan que el potencial del etanol combustible y como el mismo puede tener consecuencias negativas como para los precios de los productos básicos agrícolas a nivel mundial. Baffes y Haniotis (2010) añaden a este último argumento que la trayectoria futura de los precios de las *commodities* es incierta dada la estrecha relación entre los precios energéticos y los no

energéticos. De manera más concreta, esta relación se ha hecho más intensa con el boom reciente, lo cual puede ser un indicador de que los eventos y los cambios en políticas que se llevan a cabo en un mercado pueden afectar a otro. (Ciaians y Kank, 2011) encuentran, que cada vez más en los últimos años los precios de muchos de los *commodities* agrícolas están fuertemente relacionados con el precio del crudo de petróleo.

Muchos han sido los autores que de manera más reciente sugieren que la creciente presencia de especuladores en los mercados de futuros de *commodities* podría explicar el máximo en los precios en el periodo 2007-2008. (Masters, 2008) (Du, Yu y Hayes, 2011). Y es por esto que se ha ocasionado el debate de si existe o no una “burbuja” en estos mercados. Por un lado se encuentran aquellos que sostienen la teoría de la “burbuja” como es el caso de algunos gestores de fondos de cobertura, algunos políticos y usuarios de *commodities*. Concretamente Masters (2008) explica que no se puede tratar de otra cosa que de una “burbuja” al encontrarse en un contexto en el cual el suministro es adecuado y propone tomar medidas inmediatas. Igualmente los autores como Robles, Torero y Von Braun (2009) encuentra alguna evidencia de actividad especulativa en los precios de *commodities* tales como trigo, maíz, soja o arroz. Por otra parte, otros autores como Irwin, Sanders y Merrin (2009) encuentran escasa evidencia de que el reciente boom de los precios de los *commodities* sea ocasionado por una burbuja especulativa. Para ellos, las variables fundamentales proporcionan una mejor explicación y los factores que influyen en los precios de los mercados energéticos, son los ya mencionados anteriormente entre los que destaca la fuerte demanda de algunos países asiáticos.

Otros autores sugieren que el pico en los precios en 2007-2008 aún siendo mayoritariamente ocasionado por el incremento de la demanda mundial, no puede ser solamente explicado por factores macroeconómicos y que es necesario incluir también la especulación en el análisis (Kaufmann y Ulman, 2009) (Kaufmann, 2011). Como en el artículo de referencia (MNV, 2013), nosotros también seguiremos este enfoque y como consecuencia estudiaremos tanto el papel de las variables macroeconómicas como el de la especulación en los precios de los futuros.

Además de los factores ya explicados, la relación entre la tasa de cambio y el precio de las *commodities* es considerada cercana. Aunque la dirección de causalidad entre estas variables no está clara y ha sido ampliamente debatida. Por ejemplo Chen et al (2010) muestran como las tasas de cambio tienen poder predictivo de los precios de los *commodities* a nivel mundial. Sin embargo, otros autores encuentran evidencia empírica de que las tasas de cambio responden a cambios en los precios de las *commodities*. De manera más concreta Ferraro, Rogoff, y Rossi (2012) explican como los cambios en precios del petróleo tienen una influencia relevante en la tasa de cambio entre el dólar americano y el canadiense tomando datos con frecuencia diaria. En esta línea también se encuentra el trabajo de Basher, Haug y Sadorsky. (2012), en el cual soporta la hipótesis de que las tasas de cambio responden a los movimientos en los precios del petróleo en el corto plazo.

Otro de los temas abordados con este trabajo es la influencia que tienen los cambios en los precios de un *commodity* en otros. También este tema ha

sido profundamente debatido encontrando en algunos casos correlación entre los precios de los commodities (Natanelov et al, 2011)

La literatura reciente sobre este tema se ha concentrado en las posibles relaciones entre *commodities* energéticos y no energéticos. Nazlioglu y Soytaş (2012) examinan la relación entre los precios mundiales del petróleo y los precios mundiales de veinticuatro *commodities* agrícolas desde 1980 hasta febrero de 2010. Sus resultados muestran una fuerte evidencia del impacto de los precios del petróleo en los precios de los *commodities* agrícolas y señalan por lo tanto la necesidad esencial de diseñar planes estratégicos para sectores energéticos y no energéticos en conjunto.

Los investigadores también se han centrado en los últimos años en una clase específica de *commodities*, los biofuelles, y en los posibles efectos entre estos y otros *commodities* agrícolas. Natanelov et Al (2011) muestran una falta de cointegración entre el maíz y el crudo de petróleo entre mediados de 2004 y julio de 2006, lo cual es provocado por intervenciones políticas en los biofuelles.

En el artículo de referencia, MNV (2013) analizan los precios de los futuros para cuatro *commodities* energéticos (crudo de petróleo, combustible para calefacción, gasolina y gas natural) y cinco *commodities* agrícolas (maíz, avena, aceite de soja, soja y trigo) para el periodo 1986-2010 en el mercado norteamericano. Utilizando modelos GARCH multivariantes DCC llegan a la conclusión de que el índice bursátil S&P 500 y la tasa de cambios afectan de manera significativa a los precios. Sin embargo, para ellos, la especulación financiera es escasamente relevante a la hora de modelizar los retornos de

estas *commodities*. Además detectan interacción entre los precios de las mismas.

3. Datos y metodología

Para el análisis econométrico que a continuación va a realizarse se han recolectado datos de precios de 3 *commodities* energéticos (carbón, gas natural y crudo de petróleo) así como de cinco *commodities* agrícolas (maíz, soja, aceite de soja, trigo y arroz). Estos han sido elegidos tratando de emular el trabajo realizado por MNV (2013) y sustituyendo los *commodities* para los que no había datos disponibles por otros que se adapten al objetivo del estudio. Concretamente ambos trabajos analizan el gas natural, el crudo de petróleo, el aceite de soja, el maíz, la soja y el trigo y mientras que MNV (2013) utilizan la gasolina y el combustible para calefacción, en nuestro análisis se incluye el carbón. Igualmente, la avena ha sido reemplazada por el arroz. Todos estos datos han sido extraídos del International Monetary Fund (IMF) y su presentación es mensual desde 1980:01 hasta 2013:12 salvo para el caso del gas natural, donde el rango de datos disponible va de 1991:01 a 2013:12. En la Tabla 1 puede observarse un cuadro-resumen de los *commodities* utilizados.

Tabla 1: Relación de commodities y sus precios utilizados en el análisis

Commodity	Precio utilizado
Carbón	Australian thermal coal, 12,000-btu/pound, less than 1% sulfur, 14% ash, FOB Newcastle/Port Kembla, US\$ per metric ton
Gas natural	Russian Natural Gas border price in Germany, US\$ per Million Metric British Thermal Unit
Crudo de petróleo	Dated Brent, light blend 38 API, fob U.K., US\$ per barrel
Maiz	U.S. No.2 Yellow, FOB Gulf of Mexico, U.S. price, US\$ per metric ton
Aceite de soja	Chicago Soybean Oil Futures (first contract forward) exchange approved grades, US\$ per metric ton
Soja	Chicago Soybean futures contract (first contract forward) No. 2 yellow and par, US\$ per metric ton
Trigo	Hard Red Winter, ordinary protein, FOB Gulf of Mexico, US\$ per metric ton
Arroz	5 percent broken milled white rice, Thailand nominal price quote, US\$ per metric ton

Fuente: elaboración propia

Con el fin de capturar el tamaño y el cambio en los comportamientos especulativos en los mercados de *commodities* pueden utilizarse cuatro indicadores (Robles, Torero, y Von Braun, 2009): el volumen de contratos de futuros, el tipo de interés abierto de los contratos de futuros, la ratio de volumen del tipo de interés abierto en los contratos de futuros o las posiciones en contratos de futuros de los agentes no comerciales.

En el artículo de referencia, MNV (2013) utilizan el tipo de interés abierto proporcionado por la US Commodity Futures Trading Commission (CFTC), diferenciando entre categorías de agentes que operan en el mercado: comerciales (aquellos que operan en el mismo con fines de cobertura) y no comerciales (especuladores) con el objetivo de calcular una T de Working que mida la actividad especulativa. Esta T se construye como el cociente entre las posiciones no comerciales sobre el total de posiciones comercial

Con el propósito de realizar un estudio similar y dada la limitación de datos encontrada realizando el análisis con una perspectiva global que imposibilita el cálculo del Working's T index como en el artículo de referencia lo que se hará será utilizar el tipo de interés abierto como proxy de la especulación, sin mayor tratamiento.

Además, como ya indica en el propio artículo (Manera, Nicolini y Vignati, 2008) el Working's T index es un índice problemático ya que puede no recoger de manera correcta la especulación financiera en casos concretos debido a su propia naturaleza, como en aquellos donde tanto la cobertura a corto plazo y a largo plazo aumentan paralelamente. En efecto esto también puede apreciarse

en el análisis sobre los mercados de futuros agrícolas realizado por Sanders, Scott, Irwin y Merrin (2010) donde explican que el mismo puede crecer excesivamente cuando los especuladores comercian entre sí y el mercado no necesita la presencia de los mismos para cubrirse o dotarse de liquidez.

En nuestro caso, en concreto, utilizaremos el tipo de interés abierto de los mercados de futuros, seleccionando para cada *commodity* el que más se aproxime, y obteniendo ese dato del lugar que corresponda, es decir, aquel en el cual cada uno se intercambia. Por ello utilizaremos tanto datos mensuales extraídos del Chicago Mercantile Exchange (CME) así como del International Clearing Exchange (ICE). En la Tabla 2 puede verse un cuadro-resumen de los datos utilizados como proxy de la especulación financiera para cada *commodity*.

Tabla 2: Futuros correspondientes a cada commodity utilizado, mercados donde son intercambiados y periodo en el que se encuentra disponible

Commodity	Futuro utilizado	Mercado intercambio	Periodo disponible
Carbón	Richards Bay Coal AFR1	ICE	2007:07 – 2013:12
Gas natural	Natural Gas Henry Hub NG1	CME	1990:04 – 2013:12
Crudo de petróleo	Brent Crude Oil B1	ICE	1990:08 – 2013:12
Maiz	Corn C1	CME	1980:01 – 2013:12
Aceite de soja	Soybean Oil BO1	CME	1980:01 – 2013:12
Soja	Soybeans S1	CME	1980:01 – 2013:12
Trigo	Wheat W1	CME	1980:01 – 2013:12
Arroz	Rough Rice RR1	ICE	1986:08 – 2013:12

Fuente: elaboración propia

En el artículo de referencia, MNV (2013) utilizan para controlar los factores macroeconómicos el rendimiento de bonos corporativos con un rating de AAA o BAA según Moody's, el rendimiento de los bonos del tesoro a tres meses, el índice S&P500 y la tasa de cambio entre el dólar americano y un subconjunto de monedas extranjeras no obteniendo evidencia de la significatividad de los rendimientos de los bonos corporativos ni de los bonos del tesoro a la hora de explicar el comportamiento de los precios de los futuros energéticos o agrícolas.

Por esto, en nuestro análisis, partiendo de las variables que se muestran significativas en el artículo de referencia y pretendiendo además ampliar el mismo, se seleccionarán las variables que se enumeran a continuación:

- El tipo de cambio ponderado del dólar americano contra un subconjunto amplio de índices de monedas extranjeras donde se incluye las utilizadas en la zona Euro, Canadá, Japón, Reino Unido, Suiza, Australia y Suecia. Estos datos se extraen de la Reserva Federal de Saint Louis
- Índice bursátil S&P 500, variable representativa de la bolsa de Nueva York.
- Índice bursátil FTSE 100, variable representativa de la bolsa de Londres.
- Índice bursátil DAX 30, variable representativa de la bolsa de Frankfurt.
- Índice bursátil CAC 40, variable representativa de la bolsa de París.

Todos estos índices bursátiles han sido extraídos de la página de información financiera Yahoo! Finance y han sido resumidos en la Tabla 3.

Tabla 3: Relación de variables macroeconómicas utilizadas

Variable macroeconómica	Periodo disponible
S&P 500 (USD)	1980:01 – 2013:12
FTSE 100 (GBP)	1984:01 – 2013:12
DAX (EUR)	1990:11 – 2013:12
CAC 40 (EUR)	1990:03 – 2013:12
Trade Weighted U.S. Dollar Index: Major Currencies	1980:01 – 2013:12

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 4 pueden observarse los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas. Todas ellas contienen una raíz unitaria, como se puede comprobar al realizar el test Augmented Dickey-Fuller (ADF) donde no se rechaza la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria para ninguna de las series. Por lo tanto, para cada commodity calcularemos la tasa de crecimiento, definida como $\log(P_{it}) - \log(P_{it-1})$ donde P_{it} y P_{it-1} son los precios del *commodity* i en el mes t y $t-1$ respectivamente. Esta transformación nos permite obtener series estacionarias con las que trabajar posteriormente y que en la tabla anteriormente mencionada corresponden con el apartado de “tasas de crecimiento de los precios de los *commodities*”

En el caso del tipo de interés abierto de los futuros de estas *commodities* también ha sido necesario utilizar la tasa de crecimiento entendida como la diferencia de logaritmos, al no ser estacionaria la serie originaria. Lo mismo ocurre con la tasa de cambio y los índices bursátiles elegidos.

Tabla 4: Cuadro-resumen de los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas

	Obs.	Media	Desv.tip.	Min	Max	Test de raíz unitaria
Precios commodities						
Carbón	408	50,5776	30,1543	24,0000	192,8600	-2,5548
Gas natural	348	4,8566	3,5355	1,4400	16,0200	-3,3777*
Crudo de petróleo	408	39,7500	30,6632	9,5600	133,9000	-2,6379
Maíz	408	134,0987	57,9753	65,3500	332,9500	-2,6138
Aceite de soja	408	595,1724	243,5778	301,5900	1414,4200	-3,1892*
Soja	408	271,2178	101,5010	158,3100	622,9100	-2,8192
Trigo	408	176,1641	64,9921	101,7800	439,7200	-3,1272
Arroz	408	329,2934	138,7019	162,1000	1015,2100	-3,0527
Tasa crecimiento precio commodities (logpt - log pt-1)						
Carbón	407	0,0020	0,0538	-0,3285	0,3678	-14,6471***
Gas natural	347	0,0031	0,0649	-0,4793	0,4055	-6,7424***
Crudo de petróleo	407	0,0025	0,0857	-0,3135	0,4662	-15,5241***
Maíz	407	0,0015	0,0588	-0,2518	0,2866	-15,0193***
Aceite de soja	407	0,0012	0,0605	-0,2535	0,3431	-14,4187***
Soja	407	0,0017	0,0569	-0,2565	0,2501	-14,9361***
Trigo	407	0,0012	0,0566	-0,2192	0,2292	-15,4926***
Arroz	407	0,0003	0,0604	-0,2813	0,4116	-13,1600***
Variable especulación financiera (Future open interest)						
Carbón	78	1720,83	1066,38	15	3475	-1,6695
Gas natural	285	86550,02	77514,05	203	332470,00	-0,3518
Crudo de petróleo	281	97849,35	62297,74	72,00	285987,00	-1,7804
Maíz	408	262796,30	230342,60	12044,00	1455225,00	-2,9438
Aceite de soja	408	25259,03	35204,40	3151,00	184824,00	-1,8064
Soja	408	105393,20	105297,90	1302,00	544235,00	-2,3538
Trigo	408	84002,09	74045,95	2097,00	324855,00	-2,4915

Arroz	329	2297,00	3008,15	7,00	14177,00	-4,4544***
-------	-----	---------	---------	------	----------	------------

Tasa crecimiento variable especulación financiera

Carbón	77	0,0706	0,4936	-1,4663	2,0794	-8,8577***
Gas natural	284	0,0237	0,2631	-0,6706	0,9133	-5,0870***
Crudo de petróleo	280	0,0053	0,4701	-6,5661	2,4662	-21,5095***
Maíz	407	0,0021	1,7812	-3,1194	3,5830	-6,8054***
Aceite de soja	407	0,0032	1,5749	-2,9539	3,2249	-9,8933***
Soja	407	-0,0049	1,9097	-5,0697	5,1145	-7,2220***
Trigo	407	0,0025	2,2622	-4,3672	4,7027	-8,5636***
Arroz	328	0,0016	0,0097	-4,5300	4,5145	-17,6282 ***

Variables macroeconómicas

Tasa de cambio	408	93,5565	15,5731	69,0263	143,9059	-2,4495
Dlog(Exchange rate)	407	-0,0005	0,0177	-0,0539	0,0647	-14,3279***
S&P 500	408	760,9579	490,4738	102,0900	1848,3600	-1,7829
Dlog(S&P 500)	407	0,0068	0,0446	-0,2454	0,1238	-18,7867***
FTSE 100	360	4105,407	1727,0730	1010,100	6930,200	-2,0840
Dlog(FTSE 100)	359	0,0052	0,0462	-0,3017	0,1348	-18,5101***
DAX	278	4653,697	2075,726	1398,200	9552,160	-1,8114
Dlog(DAX)	277	0,0068	0,0618	-0,2933	0,1937	-15,7233***
CAC 40	286	3513,542	1309,609	1499,00	6625,420	-1,5209
Dlog(CAC 40)	285	0,0027	0,0560	-0,1923	0,1259	-15,2501***

*Nota: "Test de raíz unitaria" se refiere al estadístico Dickey-Fuller aumentado para la hipótesis nula de que hay una raíz unitaria en la variable. ***, **, * denotan niveles de significación del 1%, 5%, y 10% respectivamente*

Fuente: Elaboración propia

La muestra elegida, según hemos referido, abarca desde 1980 hasta 2013, salvo en el caso del petróleo y gas natural (donde empieza en 1990) y el carbón (donde empieza en 2007). Este periodo de tiempo es bastante amplio: realizar el análisis para el conjunto de la muestra puede estar ocultando algún cambio estructural que se pueda haber producido a lo largo de las tres últimas décadas. En particular, para los efectos de este trabajo, es relevante analizar si la especulación financiera ha tenido un papel creciente en los últimos tiempos.

Es por ello que hemos realizado un resumen de estadísticos descriptivos de las variables diferenciando dos periodos temporales. El primero, desde 1980 hasta 2003; el segundo, desde 2004 hasta 2013. La razón por la cual se ha elegido este punto del tiempo para separar los dos periodos es que el comienzo de la subida de los precios del petróleo suele identificarse con el año 2004 (Smith, 2008): en este año la demanda de petróleo alcanza niveles récord.

Los resultados obtenidos se pueden ver en las tablas 5 (con la serie en niveles) y 6 (en tasas de crecimiento). Esta última opción parece más adecuada, ya que las tasas de crecimiento son en realidad las que se usaremos en el análisis estadístico y muestran la evolución en términos relativos. Puede observarse como existen dos columnas para cada uno de los estadísticos presentados, refiriéndose la primera de ellas al periodo 1980-2003 y la segunda al periodo 2004-2013.

Tabla 5: Resumen de estadísticos de las series utilizadas para el cálculo de la especulación financiera subdivididas en dos periodos. (serie en niveles)

Commodity		Observaciones		Media		Estadístico t	Desviación típica		Mínimo		Máximo	
		1980- 2003	2004- 2013	1980-2003	2004-2013		1980-2003	2004-2013	1980-2003	2004-2013	1980-2003	2004-2013
		Energía	Carbón	NA	78		NA	1.720,80	NA	NA	1.066,40	NA
Gas natural	165		120	35.817,70	156.307,00	-20,22***	21.618,50	72.247,88	203,00	48.465,00	82.753,00	332.470,00
Crudo de petróleo	161		120	59.942,25	148.708,00	-16,65***	18.668,31	64.115,19	72,00	57.215,00	99.051,00	285.987,00
Agricultura	Maíz	288	120	259.022,5	271.853,50	-0,51	232.025,3	226.958,0	12.044,00	13.839,00	1.455.225,0 0	739.447,00
	Aceite de soja	288	120	16.780,74	45.606,91	-8,11***	16.013,07	55.035,30	3.151,00	3.679,00	78.878,00	184.824,00
	Soja	288	120	110.128,5	94.028,43	1,41	106.195,9	102.656,1	3.826,00	1.302,00	544.235,00	336.011,00
	Trigo	288	120	75.926,11	103.384,40	-3,46***	63.864,14	91.535,45	2.270,00	2.097,00	324.855,00	260.759,00
	Arroz	288	120	1.292,65	4.046,23	-10,15***	1.333,19	4.120,41	7,00	116,00	7.398,00	14.177,00

Nota: estadístico t es el test de la media: *significativo al 10% (1,449); **significativo al 5% (1,96); ***significativo al 1% (2,5758)

Fuente: elaboración propia

Tabla 6: Resumen de estadísticos de las series utilizadas para el cálculo de la especulación financiera subdivididas en dos periodos. (tasas de crecimiento)

Commodity		Observaciones		Media		Estadístico t	Desviación típica		Mínimo		Máximo	
		1986-2003	2004-2013	1986-2003	2004-2013		1986-2003	2004-2013	1986-2003	2004-2013	1986-2003	2004-2013
Energía	Carbón	NA	77	NA	0,0706	NA	NA	0,4936	NA	-1,4663	NA	2,0794
	Gas natural	164	120	0,0342	0,0092	0,7900	0,2160	0,3167	-0,4358	-0,6705	0,9133	0,6481
	Crudo de petróleo	160	120	0,0019	0,0099	-0,1418	0,6019	0,1845	-6,5661	-0,3963	2,4662	0,6040
Agricultura	Maíz	287	120	0,0001	0,0074	-0,038	1,4920	2,3396	-2,9643	-3,1194	3,0969	3,5830
	Aceite de soja	287	120	-0,0027	-0,0043	2,486**	1,3506	2,0194	-2,8130	-2,9538	2,6813	3,2249
	Soja	287	120	-0,0094	0,0057	-0,0724	1,5365	2,6015	-2,5076	-5,0697	3,3619	5,1145
	Trigo	287	120	-0,0006	0,0097	-0,0416	1,7444	3,1853	-3,1641	-4,3672	3,4427	4,7027
	Arroz	287	120	0,0091	-0,0116	0,0976	1,5284	2,7038	-3,5287	-4,5300	3,5523	4,5145

Nota: estadístico t es el test de la media: *significativo al 10% (1,449); **significativo al 5% (1,96); ***significativo al 1% (2,5758) Fuente: Elaboración propia

Lo que podemos observar, en primer lugar, es que en el periodo 1986-2003 las tasas de crecimiento medias del futuro de los *commodities* energéticos son más altas que las de los *commodities* agrícolas. La misma situación se observa en el segundo subperiodo.

Para comprobar si esta diferencia es estadísticamente significativa, hemos realizado un contraste de hipótesis respecto al cambio estructural, en el que la hipótesis nula es la no existencia de cambio estructural (y, por tanto, las medias de ambos subperiodos serían idénticas), mientras que la hipótesis alternativa sería que, en efecto, ambas medias son distintas.

Los resultados de dicho test aparecen en las Tablas 5 y 6 bajo el epígrafe “estadístico t”. Si consideramos los valores en niveles, apreciamos que la media es en efecto significativamente distinta en los dos subperiodos; no sucede lo mismo si tratamos los valores en términos de tasas de crecimiento.

Podemos decir entonces que con las tasas de crecimiento de la Tabla 6 no podemos rechazar la hipótesis nula de que las medias son iguales en los dos periodos temporales y que no hay evidencia de un cambio estructural importante antes y después del año 2004 en las mismas.

Es por ello que se analizará por lo tanto el periodo temporal completo a partir de este momento sin incorporar ningún cambio estructural dado que utilizamos las tasas de crecimiento en nuestro análisis.

4. Especificación econométrica

Como ya se ha explicado, el objetivo de este trabajo no es otro que modelizar el precio de los *commodities* tanto energéticos no energéticos.

Una serie de tiempo se dice que es estacionaria en covarianza si su media y todas sus autocovarianzas no se afectan por los cambios en el origen del tiempo. La no estacionariedad implica la imposibilidad de utilizar las técnicas econométricas estándar o en el caso de utilizarlas llegar a resultados espurios (Enders, 2003). Una función de autocorrelación que decae muy lentamente es un primer signo de que una serie no es estacionaria pero existen contrastes formales que permiten evaluar si nos encontramos en esta situación. En nuestro caso y como paso previo, utilizaremos el contraste de Dickey-Fuller para comprobar esta condición y tomaremos la serie en diferencia de logaritmos en aquellos casos en los cuales no se cumpla. (Véase tabla 4 en páginas 23 y 24)

Modelo univariante

Posteriormente y una vez comprobada la condición de estacionariedad, hemos planteado un modelo univariante, en el que se modelizan los precios de cada uno de los *commodities* por separado a través de la estimación de la siguiente ecuación:

$$p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IAF_{it} + \alpha_2 S\&P500_t + \alpha_3 FTSE100_t + \alpha_4 DAX30_t + \alpha_5 CAC40_t + \alpha_6 TC_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde, utilizando como ya se ha comentado las series en diferencia de logaritmos para todos los casos, la variable dependiente es el precio de cada *commodity* *i* en el mercado en el momento *t*. En el ámbito macroeconómico se introduce el valor del índice americano S&P 500 (S&P500), el del índice inglés FTSE 100 (FTSE100), el del índice alemán DAX 30 (DAX30) y el del índice francés CAC 40 (CAC40) además de la tasa de cambio entre el dólar americano y un subconjunto amplio de monedas extranjeras (TC) para el mercado *i* en el momento *t*. La variable que se toma como proxy de la especulación financiera es el tipo de interés abierto del futuro de cada

commodity i en el momento t . Consideramos ocho mercados y el periodo que abarca el análisis es desde 1980:01 hasta 2013:12.¹

En primer lugar hemos estimado un modelo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y hemos analizado si los residuos presentan efectos propios de los modelos Autorregresivos de Heterocedasticidad Condicional (ARCH) en cuyo caso, transformamos el modelo a un modelo GARCH (ARCH generalizado). Si el GARCH es estadísticamente significativo, optaremos por un GARCH (1,1) al igual que nacen MNV(2013). Igualmente analizaremos si existe autocorrelación en los residuos y se incluirá un término autorregresivo en caso de que sea necesario.

Como ya se explicará en el próximo apartado de este trabajo, el modelo GARCH (1,1) con un término AR(1) es la mejor especificación para modelizar el precio de los commodities. Por lo tanto, finalmente se estimará un modelo donde la media condicional de la ecuación será la siguiente:

$$p_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IAF_{it} + \gamma_2 S\&P500_t + \gamma_3 FTSE100_t + \gamma_4 DAX30_t + \gamma_5 CAC40_t + \gamma_6 TC_t + \gamma_7 p_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹ Para el caso del carbón el rango de datos disponible es desde 2007:07 hasta 2013:12 y para el caso del gas natural y el petróleo desde 1990:04 y 1990:08 respectivamente hasta 2013:12 debido a las limitaciones en los datos del tipo de interés abierto de los futuros de estos *commodities*.

y la varianza condicional se define como sigue:

$$\sigma_{it}^2 = s_i + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_j \varepsilon_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^{q_t} \beta_j \sigma_{it-j}^2$$

donde la varianza σ_{it}^2 de las perturbaciones de la regresión es funcional lineal de los valores retardados de las perturbaciones de la regresión al cuadrado y su valor pasado. Igualmente, p define el orden del término ARCH y q define el orden del término GARCH. Al igual que en el trabajo de MNV (2013), en nuestro caso entenderemos que $p=q=1$ dado que ello es suficiente como para recoger toda la dependencia necesaria en la ecuación de la varianza.

Modelo bivalente

Siendo conocedores de que el análisis univariante tiene alcance limitado, adaptaremos también (igual que MNV (2013)) un enfoque multivariante que nos permitirá conocer los efectos colaterales de unas *commodities* en otras tanto en la ecuación de la media como en la de la varianza

A pesar de que existen numerosas especificaciones para modelos multivariantes, nosotros vamos a utilizar una adaptación del GARCH bivalente de Engle and Kroner (1995)

Este modelo bivalente generalmente se define como:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t / I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

$$H_t = \Omega \Omega' + \Gamma H_{t-1} \Gamma' + \Sigma \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} \Sigma' \quad (4)$$

Donde

$$y_t = \begin{pmatrix} S_t \\ f_t \end{pmatrix}; \quad \mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}; \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{pmatrix}$$

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{s,t} & h_{s,f,t} \\ h_{s,f,t} & h_{f,t} \end{pmatrix}; \quad \Omega = \begin{pmatrix} \omega_1 & 0 \\ \omega_2 & \omega_3 \end{pmatrix}$$

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \beta_1 & 0 \\ 0 & \beta_2 \end{pmatrix}; \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \alpha_1 & 0 \\ 0 & \alpha_2 \end{pmatrix}$$

En nuestro caso concreto ha sido necesario adaptar este modelo general para poder incluir un AR(1), que es un modelo autoregresivo de orden 1 con un retardo dado que en caso contrario no podríamos modelizar toda la dependencia presente en nuestros datos en la ecuación de la media. En la ecuación (2) este componente está denominado como gamma 7 (γ_7) en la ecuación de la media y también las variables macroeconómicas que ya consideramos en el modelo univariante. Por eso, para nuestro caso concreto, el modelo queda como sigue:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} AR1(1) & AR1(2) \\ AR2(1) & AR2(2) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1(-1) \\ y_2(-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} MACRO1(1) \\ MACRO2(1) \end{pmatrix} SP500 \\ &+ \begin{pmatrix} MACRO1(2) \\ MACRO2(2) \end{pmatrix} FTSE100 + \begin{pmatrix} MACRO1(3) \\ MACRO2(3) \end{pmatrix} DAX30 \\ &+ \begin{pmatrix} MACRO1(4) \\ MACRO2(4) \end{pmatrix} CAC40 + \begin{pmatrix} MACRO1(5) \\ MACRO2(5) \end{pmatrix} TC \\ &+ \begin{pmatrix} ESPECU(1) * ESPECU(Y1) \\ ESPECU(2) * ESPECU(Y2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Donde y_1, y_2 se corresponden con cada una de las dos *commodities* analizadas, μ_1, μ_2 se corresponden con las medias para cada una de las *commodities* incluidas en el modelo y AR1 es el componente autoregresivo de orden 1 de la *commodity* 1, y AR(2) es el componente autoregresivo de orden 1 de la *commodity* 2. Por su parte MACRO(1), MACRO(2), MACRO(3),

MACRO(4) y MACRO(5) se corresponden respectivamente con los coeficientes que acompañan a los índices bursátiles S&P 500, FTSE 100, DAX 30, CAC 40 y la tasa de cambio del dólar americano contra un subconjunto de monedas extranjeras. Los coeficientes que acompañan a la variable que se utiliza como proxy de la especulación financiera de cada variable se denominan respectivamente ESPECU(1) Y ESPECU(2) y finalmente ε_{1t} ε_{2t} se corresponden con los residuos de cada serie.

Una complejidad que presenta este análisis es el número de coeficientes estimados. MNV (2013) dividen los commodities en grupos para solucionar este problema al estimar en los parámetros en un modelo GARCH multivariante. Nosotros aplicaremos un procedimiento muy similar al realizar nuestro modelo GARCH bivalente. Por ello, presentaremos los resultados obtenidos dividiendo los commodities en dos grupos: en el primero, denominado “grupo fueles”, incluiremos las tres commodities energéticas así como el aceite de soja, de tal manera que podamos analizar cuáles son los efectos colaterales entre cada una de las energías y un biofuel. El segundo grupo incluye los cinco commodities agrícolas pudiendo analizar así los efectos ya comentados entre *commodities* agrícolas y un biofuel. Además, en último lugar se analiza si estos efectos se pueden encontrar también entre mercados energéticos y mercados agrícolas planteando los modelos bivariantes entre el gas natural y el petróleo con el resto de commodities agrícolas.

5. Resultados

Modelo univariante

Aunque hay varios contrastes para la detección de heterocedasticidad la especificación del modelo ARCH es la más recomendada. El contraste de multiplicadores de Lagrange (test ML en adelante) es un contraste basado en el vector de primeras derivadas de la función de verosimilitud y en la matriz de información bajo la hipótesis nula de que $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$.

El contraste si se simplifica tomará la forma:

$$ML_{ARCH} = T R^2 \sim \chi^2_{(p)}$$

Donde T es el tamaño muestral, R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión por MCO de ε_t^2 sobre una constante y p retardos de ε_t^2 . El estadístico se distribuye como una variable aleatoria $\chi^2_{(p)}$ haciendo el procedimiento del contraste inmediatamente muy sencillo. Se trata por tanto de hacer una regresión MCO de (1), coger los residuos y hacer otra regresión MCO como la descrita anteriormente

Al igual que en el modelo de referencia (MNV, 2013) para todos los precios de los *commodities*, hemos realizado el test ML para identificar la presencia de efectos ARCH en los residuos del modelo estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (en adelante MCO). Hemos incluido diferente número de retardos dependiendo de la variable analizada con la finalidad de detectar estos efectos.. Los resultados pueden observarse en el cuadro siguiente (véase Tabla 7):

Tabla 7: Contraste de efectos ARCH

	Carbón	Gas Natural	Petróleo	Maíz	Aceite de soja	Soja	Trigo	Arroz
Estadístico F	3,222***	2,678**	15,123***	0,326	2,565*	2,012	2,962*	62,328
Probabilidad	0,008	0,049	0,000	0,569	0,055	0,115	0,053	0,000
Retaros (p)	1	3	1		3	3	3	1

Fuente: Elaboración propia

Como se puede apreciar en la tabla, bajo este test no existen efectos ARCH para todas las variables analizadas. Por eso hemos también analizado si se detecta correlación sin modelizar en el cuadrado de los residuos para cada una de las variables en la ecuación de la media sin el ARCH. Para el petróleo, el gas natural, el carbón, el aceite de soja, la soja, el trigo y el arroz podemos observar como la especificación de ecuación de la media sin el ARCH no sería la correcta ya que detecta correlación sin modelizar. En cambio para el maíz, esta especificación sin el ARCH ya parece el modelo adecuado, al no existir ya correlación.

Dado que este análisis no recoge el posible efecto del GARCH; sino solamente el del ARCH, hemos continuado con el análisis tal y como lo han realizado MNV (2013) por lo que se especificaremos el modelo como un GARCH (1,1) estimado por cuasi-máxima verosimilitud (el cual siempre es estadísticamente significativo en todas las commodities que analizamos). Además, ya que al examinar los correlogramas de los residuos se observa que existe correlación sin modelizar, esta se corrige incluyendo en la ecuación un AR(1) (es decir, un componente autoregresivo de orden 1)

Todas las estimaciones de los parámetros de la ecuación de la varianza son positivas (excepto la estimación de la constante en el caso del carbón donde solo hemos usado 77 observaciones, y la estimación del parámetro del ARCH donde de todas maneras la estimación es bastante próxima a cero), siendo ello condición suficiente para que la estimación cuasi-máxima verosímil produzca estimadores asintóticamente distribuidos como una normal. Es importante también señalar que no es necesario que la suma de las estimaciones de los parámetros de los componentes ARCH y GARCH sumen menos de uno para obtener la normalidad asintótica (ver Jensen y Rahbek (2004a, 2004b))

Observando los datos que se encuentran en la tabla 8 se puede considerar que la variable especulativa incluida en el análisis no es significativa, salvo en el caso de la soja y el trigo, en donde el signo además es positivo, indicador de que incrementos en la tasa de variación de esta variable especulativa, es decir, del tipo de interés abierto de estos *commodities* derivaría en un incremento en la tasa de variación del precio de los mismos. Es

decir, que al igual que ocurre con MNV (2013) la variable de especulación financiera no es estadísticamente significativa, pero a diferencia de lo que ocurre en el artículo de referencia, para dos de las *commodities*, concretamente soja y trigo sí se obtiene una relación significativa y además esta es del signo esperado. Parece pues que a nivel mundial sí se detectaría influencia de la especulación financiera con el signo positivo esperado en estas dos *commodities*.

Tabla 8. Modelo univariante.

		Desde:2007:08		Desde:1991:01					
		Carbón	Gas Natural	Crudo de petróleo	Maíz	Aceite de soja	Soja	Trigo	Arroz
Ecuación media	Constante	-0,0041 (0,0069)	0,0009 (0,0064)	0,0027 (0,0047)	0,0016 (0,0032)	0,0014 (0,0031)	0,0024 (0,0033)	0,0031 (0,0034)	-0,0005 (0,0028)
	AR(1)	0,3296*** (0,0858)	0,0206 (0,4091)	0,1352*** (0,0647)	0,2847*** (0,0518)	0,2694*** (0,0665)	0,3016*** (0,0715)	0,2458*** (0,0709)	0,3269*** (0,0651)
	Variable especulación	0,0154 (0,0150)	-0,0012 (0,0331)	0,0012 (0,0141)	0,0018 (0,0019)	-0,0003 (0,0018)	0,0038** (0,0016)	0,0033*** (0,0012)	0,0005 (0,0013)
	SP500	-0,0219 (0,2936)	0,0307 (0,2641)	-0,1836 (0,1793)	-0,0099 (0,1236)	-0,0308 (0,1162)	-0,0467 (0,1439)	-0,0767 (0,1513)	-0,0041 (0,1350)
	FTSE100	-0,2330 (0,4065)	-0,4042 (0,2905)	0,1769 (0,2158)	0,0691 (0,1371)	0,0566 (0,1411)	-0,0863 (0,1965)	0,2502 (0,1553)	0,0017 (0,1335)
	DAX	0,6516** (0,2704)	0,3008** (0,1470)	-0,0463 (0,1414)	0,0321 (0,0983)	0,1166 (0,1278)	0,2179* (0,1193)	-0,0357 (0,0960)	0,0213 (0,1032)
	CAC40	-0,3102 (0,4172)	-0,0878 (0,2576)	0,0759 (0,1660)	-0,0854 (0,1249)	-0,0913 (0,1507)	-0,0866 (0,1482)	-0,0800 (0,1241)	-0,0511 (0,1049)
	EXCHANGERATE	-0,5924 (0,4056)	-0,1273 (0,4479)	-1,2804*** (0,2721)	-0,0451 (0,1963)	-0,6072*** (0,1805)	-0,4217** (0,1977)	-0,3617 (0,2294)	-0,3482* (0,1831)

Tabla 8: Modelo univariante (continuación)

		Desde:2007:08	Desde:1991:01						
		Carbón	Gas Natural	Crudo de petróleo	Maíz	Aceite de soja	Soja	Trigo	Arroz
Ecuación varianza	Constante	-0,0002** (0,0001)	0,0002** (0,0001)	0,0002 (0,0002)	0,0001*** (0,0000)	0,0003 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0009*** (0,0004)	0,0002*** (0,0001)
	ARCH(1)	0,0007 (0,0060)	0,065819** (0,0288)	0,1815*** (0,0622)	-0,0345*** (0,0047)	0,0634 (0,0485)	0,0562* (0,0333)	0,2822*** (0,1042)	0,2538*** (0,0562)
	GARCH(1)	1,0036*** (0,0059)	0,8558*** (0,0442)	0,7949*** (0,0000)	1,0190*** (0,0022)	0,8326*** (0,1589)	0,8524*** (0,1045)	0,5102*** (0,1508)	0,7117*** (0,0442)
	Log Likelihood	98,4617	229,6707	323,1927	414,5953	429,0635	421,3537	392,7424	440,6426
	AIC	-2,2717	-2,7856	-2,2705	-2,9352	-3,0405	-2,9844	-2,7763	-3,1247
	BIC	-1,9369	-2,5715	-2,1258	-2,7906	-2,8958	-2,8397	-2,6316	-2,9800
N. of Obs	77	157	275	275	275	275	275	275	

Nota: El error sigue una distribución T de Student. El error estándar se encuentra entre paréntesis. *, **, *** significativo al 10%, 5%, y 1% respectivamente. Fuente: elaboración propia

En lo que se refiere a las variables macroeconómicas, y ya que hemos enriquecido el análisis respecto al artículo de referencia (MNV, 2013) con tres índices bursátiles a mayores podemos decir que no existe una regla general de comportamiento de estos índices y de su influencia sobre el precio de los *commodities* analizados. Mientras que la variación del precio del carbón se ve considerablemente afectada por las variaciones en el DAX, cosa coherente dado que se trata del precio del carbón en frontera con este mismo país y lo mismo ocurre con la soja, ninguna otra *commodity* se ve afectada por la variación en la cotización de estos índices, por lo que podemos decir que son escasamente significativos. En cualquier caso encontramos una diferencia considerablemente importante respecto a MNV (2013) y es el hecho de que mientras que para EEUU el S&P 500 sí es importante para explicar la evolución de los precios de las *commodities*, a nivel global los índices bursátiles en general no lo son.

La variable que sí resulta interesante comentar es la tasa de cambio incluida en el análisis, que para todos los casos arroja un valor negativo, es decir, que ante incrementos en la tasa de variación de la misma, se producirán decrementos en la tasa de variación de todas las *commodities*. Sin embargo, y de manera poco sorprendente, es muy significativa esta influencia en el caso del crudo de petróleo. Por lo tanto, en relación a la tasa de cambio encontramos que sí influye pero no de manera tan marcada como en el caso de MNV (2013) ya que solo en 4 de las 8 *commodities* analizadas se encuentra una relación estadísticamente significativa. La relación estimada tiene un signo negativo, al igual que ocurre en el artículo de referencia.

Modelo bivariante

Los modelos bivariantes estudiados (Tablas 9 ,10 y 11) confirman, en general, que los resultados que hemos obtenido previamente en el análisis univariante son robustos respecto a la especificación del modelo.

En primer lugar, con respecto de la variable especulativa, se confirma que, incluso controlando respecto a los efectos cruzados que pueda haber con otra variable, esta solo es representativa para el caso de la soja y del trigo. El coeficiente no es significativo para el resto de materias primas alimentarias (salvo para el arroz en la especificación conjunta con el gas natural) y para ninguna de las *commodities* energéticas consideradas.

Respecto a las variables macroeconómicas, se aprecia que el único índice bursátil con efectos significativos vuelve a ser de nuevo el DAX 30. Sin embargo, cuando en el modelo bivariante se incluye otra fuente de energía, este deja de ser significativo para el precio del carbón como sí era en el univariante. El DAX aparece en este caso como significativo únicamente para el gas natural (en combinación con el aceite de soja y con las materias primas alimentarias), lo que representa un grado bastante bajo de correlación de dichos índices con la evolución de los precios energéticos, que deja de ser significativo en cuanto combinamos el gas natural con otra de las grandes energías fósiles.

La correlación del DAX con la soja es, sin embargo, más robusta y sí se mantiene en el modelo bivariante.

De nuevo, la tasa de cambio sí es relevante para numerosas variables, y de nuevo siempre con signo negativo (apreciaciones del dólar están asociadas con bajadas en el precio de las materias primas). La explicación económica a esto puede radicar en que estamos midiendo precios en dólares de energías que también se producen fuera de EEUU y, por tanto, una apreciación del dólar, suponiendo que se mantenga constante el precio de las mismas en su moneda origen, implica un descenso de su precio. Dentro de las energías, el efecto vuelve a ser claro para el petróleo, pero también para el aceite de soja; no lo es tanto para carbón y gas natural.

Entre las materias primas alimentarias, el efecto es claro para la soja y de una manera menos destacada para el arroz.

Todos estos efectos son robustos respecto a especificar el modelo bivariante entre dos energías, dos materias primas alimentarias o los modelos bivalentes que cruzan ambos tipos de *commodities*, y como se ha comentado antes son consistentes con el artículo de referencia.

Al margen de permitir contrastar y profundizar en el análisis univariante, el análisis bivariante nos permite también conocer qué interdependencias entre *commodities* pueden ser significativas. En todas las materias primas consideradas, el componente AR que se refiere a la variación de precio de la misma materia prima un periodo antes tiene signo positivo y es en general

significativo (aunque esta significatividad es más clara para el caso de las materias primas alimentarias que para las energéticas).

Sin embargo, algunas de estas variables presentan interacciones. Por ejemplo, la variación del precio del petróleo depende positivamente de la variación del precio del aceite de soja en el periodo anterior. Esto puede indicar un cierto grado de complementariedad entre ambas energías, en el sentido de que una subida de precio del aceite de soja genera que los agentes reduzcan su consumo de este y lo sustituyan por el uso de combustibles basados en el petróleo, generando de esta manera un incremento en el precio del petróleo.

Otras interdependencias positivas, que pueden ir en la misma línea, se producen entre maíz y arroz, aceite de soja y arroz, petróleo y maíz, petróleo y soja o petróleo y arroz. En el caso de petróleo y soja este efecto está probablemente muy vinculado a la interdependencia petróleo-aceite de soja antes considerada. Los otros casos pueden estar vinculados tanto al uso de estas *commodities* como fuentes de energía como a sus complementariedades como materias primas alimentarias.

Tabla 9: Bivariante grupo fueles

	1= Petróleo 2 = Gas natural	1=Petróleo 2=Carbón	1=Petróleo 2=Aceite de soja	1=Carbón 2= Gas natural	1=Gas natural 2=Aceite de soja
MU(1)	0,0031 (0,0052)	0,0047 (0,0098)	0,0023 (0,0047)	-0,0074 (0,0091)	0,0070 (0,0045)
AR1(1)	0,1218* (0,0673)	0,1652 (0,1182)	0,1535** (0,0650)	0,2988** (0,1593)	0,0802 (0,1475)
AR1(2)	-0,0142 (0,0712)	0,0478 (0,0869)	0,1688** (0,0764)	0,1083 (0,1460)	-0,0147 (0,0760)
MACRO1(1)	-0,2105 (0,1865)	0,5385 (0,5846)	-0,1645 (0,1842)	-0,6240 (0,5270)	-0,1314 (0,1784)
MACRO1(2)	0,1788 (0,2268)	-0,4020 (0,5428)	0,1295 (0,2306)	0,6159 (0,4743)	-0,1720 (0,2055)
MACRO1(3)	-0,0412 (0,1566)	0,3548 (0,2864)	-0,1231 (0,1428)	0,3436 (0,2943)	0,2296* (0,1211)
MACRO1(4)	0,0977 (0,1822)	-0,3216 (0,4795)	0,1893 (0,1647)	-0,3978 (0,5235)	-0,1549 (0,1822)
MACRO1(5)	-1,2707*** (0,2998)	-1,6154*** (0,4740)	-1,1119*** (0,2873)	-0,7701 (0,5105)	-0,1394 (0,2718)
ESPECU(1)	0,0014 (0,0152)	-0,0042 (0,0505)	0,0012 (0,0142)	-0,0819 (0,0194)	-0,0127 (0,0150)
MU(2)	0,0045 (0,0044)	-0,0003 (0,0157)	0,0021 (0,0032)	0,0063*** (0,0073)	0,0015 (0,0031)
AR2(1)	0,0524 (0,0444)	0,2893 (0,2250)	-0,0646 (0,0393)	0,1453 (0,1006)	-0,0291 (0,0548)
AR2(2)	0,0830 (0,1326)	0,1158 (0,1717)	0,2334*** (0,0638)	0,1579 (0,2050)	0,2672*** (0,0682)
MACRO2(1)	-0,1144 (0,1718)	-0,4606 (0,8076)	-0,0630 (0,1260)	-0,0496 (0,3424)	-0,0382 (0,1227)
MACRO2(2)	-0,1953 (0,1879)	0,1414 (1,0057)	0,0625 (0,1483)	0,0307 (0,5872)	0,0935 (0,1522)
MACRO2(3)	0,2274* (0,1276)	0,2394 (0,6812)	0,0859 (0,1253)	-0,0934 (0,3027)	0,1399 (0,1348)

Tabla 9: Bivariante grupo fueles (continuación)

	1= Petróleo 2 = Gas natural	1=Petróleo 2=Carbón	1=Petróleo 2=Aceite de soja	1=Carbón 2= Gas natural	1=Gas natural 2=Aceite de soja
MACRO2(4)	-0,1375 (0,1829)	-0,0903 (0,8598)	-0,0614 (0,1487)	-0,1351 (0,4707)	-0,1278 (0,1597)
MACRO2(5)	-0,0423 (0,2855)	-1,3611 (1,0188)	-0,5850*** (0,2001)	-0,3921 (0,6518)	-0,6282*** (0,1905)
ESPECU(2)	-0,0110 (0,0156)	-0,0392 (0,0408)	-0,0001 (0,0019)	-0,0192 (0,0226)	0,0002 (0,0020)
OMEGA(1)	0,0171** (0,0075)	0,0359** (0,0152)	0,0101 (0,0079)	0,0072 (0,0289)	0,0164*** (0,0043)
BETA(1)	0,8960*** (0,0363)	-0,3177 (0,4900)	0,9251*** (0,0254)	0,7756*** (0,0967)	0,9132*** (0,0308)
ALPHA(1)	0,3988*** (0,0762)	0,7289** (0,3288)	0,3619*** (0,0651)	0,7191*** (0,2609)	0,3066*** (0,0474)
OMEGA(3)	0,0176*** (0,0045)	-0,0003 (6,6381)	0,0138* (0,0075)	0,0000 (5,0863)	0,0162 (0,0124)
OMEGA(2)	-0,0002 (0,0035)	0,0396 (0,0379)	0,0023 (0,0036)	0,0001 (0,0260)	-0,0049 (0,0033)
BETA(2)	0,9075*** (0,0348)	0,8260*** (0,2566)	0,9316*** (0,0540)	0,9228*** (0,0425)	0,9188*** (0,1054)
ALPHA(2)	0,3087*** (0,0481)	-0,2345 (0,2017)	0,2429*** (0,0650)	0,3820*** (0,1046)	-0,2209** (0,1029)
Log likelihood	697,6038	180,5591	743,9962	177,2608	805,3640
Number of Coefs	25,0000	25,0000	25,0000	25,0000	25,0000
AIC	-5,0008	-4,5753	-5,3457	-4,3503	-5,8020
SBC	-4,6667	-3,7593	-5,2115	-3,5473	-5,4679

Nota: Nivel de significación: 1%***, 5%** , 10%

Fuente: elaboración propia

Tabla 10: Bivariante grupo agrícolas

	1= Soja 2 = Trigo	1=Soja 2=Arroz	1=Trigo 2=Arroz	1=Maíz 2=Soja	1=Maíz 2=Trigo	1=Maíz 2=Arroz	1=Aceite de soja 2= Maíz	1=Aceite de soja 2=Soja	1=Aceite de soja 2=Trigo	1=Aceite de soja 2=Arroz
MU(1)	0,003 (0,004)	0,001 (0,003)	0,003 (0,004)	0,001 (0,045)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,001 (0,003)	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)	0,000 (0,003)
AR1(1)	0,260*** (0,073)	0,312*** (0,069)	0,253*** (0,063)	0,398 (1,774)	0,189** (0,081)	0,240*** (0,068)	0,229*** (0,076)	0,345*** (0,097)	0,216*** (0,066)	0,249*** (0,066)
AR1(2)	0,014 (0,058)	0,063 (0,067)	-0,003 (0,060)	-0,181 (1,499)	0,120 (0,074)	0,152** (0,063)	0,078 (0,069)	-0,095 (0,104)	0,080 (0,056)	0,124** (0,058)
MACRO1(1)	-0,08 (0,141)	-0,015 (0,167)	-0,055 (0,169)	-0,155 (1,769)	-0,012 (0,195)	0,122 (0,161)	-0,010 (0,127)	-0,040 (0,125)	-0,088 (0,125)	0,007 (0,143)
MACRO1(2)	-0,134 (0,217)	-0,113 (0,224)	0,280 (0,171)	0,049 (1,279)	0,116 (0,242)	0,021 (0,212)	0,048 (0,151)	0,079 (0,159)	0,044 (0,152)	0,044 (0,174)
MACRO1(3)	0,290** (0,120)	0,256* (0,142)	-0,088 (0,119)	0,029 (1,502)	0,160 (0,159)	0,063 (0,144)	0,131 (0,136)	0,125 (0,133)	0,194 (0,124)	0,142 (0,143)
MACRO1(4)	-0,140 (0,147)	-0,150 (0,170)	-0,053 (0,146)	-0,026 (1,654)	-0,265 (0,194)	-0,170 (0,178)	-0,099 (0,164)	-0,099 (0,160)	-0,136 (0,156)	-0,120 (0,174)
MACRO1(5)	-0,56*** (0,214)	-0,565** (0,220)	-0,199 (0,264)	0,377 (2,095)	-0,295 (0,253)	-0,231 (0,249)	-0,63*** (0,193)	-0,70*** (0,191)	-0,73*** (0,188)	-0,73*** (0,182)
ESPECU(1)	0,003** (0,002)	0,003** (0,002)	0,003** (0,001)	0,003 (0,026)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
MU(2)	0,003 (0,004)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,003 (0,006)	0,004 (0,004)	0,000 (0,003)	0,001 (0,004)	0,003 (0,003)	0,003 (0,004)	0,000 (0,003)
AR2(1)	-0,077 (0,074)	0,081 (0,061)	0,066 (0,046)	0,122 (0,101)	-0,040 (0,079)	0,050 (0,054)	0,125 (0,092)	0,063 (0,106)	-0,005 (0,070)	0,044 (0,057)
AR2(2)	0,251*** (0,074)	0,316*** (0,070)	0,294*** (0,067)	0,218 (0,155)	0,279*** (0,074)	0,315*** (0,070)	0,197*** (0,075)	0,229* (0,124)	0,228*** (0,075)	0,297*** (0,075)
MACRO2(1)	-0,058 (0,171)	-0,030 (0,144)	-0,006 (0,134)	-0,054 (0,228)	-0,074 (0,178)	-0,022 (0,142)	0,072 (0,173)	-0,032 (0,148)	-0,031 (0,165)	-0,045 (0,152)
MACRO2(2)	0,275 (0,166)	0,009 (0,142)	-0,012 (0,134)	-0,087 (0,316)	0,363** (0,169)	-0,005 (0,136)	0,047 (0,217)	-0,133 (0,203)	0,272 (0,167)	0,009 (0,151)

Tabla 10: Bivariante grupo agrícolas (continuación)

	1= Soja 2= Trigo	1=Soja 2=Arroz	1=Trigo 2=Arroz	1=Maíz 2=Soja	1=Maíz 2=Trigo	1=Maíz 2=Arroz	1=Aceite de soja 2= Maíz	1=Aceite de soja 2=Soja	1=Aceite de soja 2=Trigo	1=Aceite de soja 2=Arroz
MACRO2(3)	-0,047 (0,109)	0,015 (0,112)	-0,004 (0,095)	0,216 (0,202)	-0,073 (0,111)	0,011 (0,110)	0,107 (0,149)	0,226* (0,130)	-0,016 (0,103)	0,031 (0,110)
MACRO2(4)	-0,101 (0,140)	-0,034 (0,119)	-0,048 (0,108)	-0,081 (0,251)	-0,113 (0,147)	-0,041 (0,114)	-0,216 (0,179)	-0,108 (0,163)	-0,152 (0,137)	-0,036 (0,114)
MACRO2(5)	-0,323 (0,258)	-0,310 (0,189)	-0,335* (0,181)	-0,425 (0,388)	-0,372 (0,263)	-0,346* (0,190)	-0,211 (0,264)	-0,55*** (0,206)	-0,394 (0,247)	-0,34*** (0,188)
ESPECU(2)	0,003** (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,004 (0,003)	0,003* (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	0,003** (0,001)	0,000 (0,001)
OMEGA(1)	0,019*** (0,007)	0,043*** (0,013)	0,013*** (0,004)	0,000 (1,223)	0,004 (0,038)	-0,009 (0,006)	0,017 (0,011)	0,018* (0,010)	0,017* (0,009)	0,042 (0,056)
BETA(1)	0,905*** (0,065)	0,572* (0,344)	0,948*** (0,024)	1,010*** (0,002)	0,997*** (0,042)	0,981*** (0,020)	0,923*** (0,089)	0,910*** (0,090)	0,918*** (0,077)	0,557 (1,615)
ALPHA(1)	0,253*** (0,070)	0,197 (0,130)	0,238*** (0,055)	0,450 (0,476)	0,059 (0,049)	-0,12*** (0,048)	0,205** (0,092)	0,211*** (0,080)	0,234*** (0,084)	0,058 (0,121)
OMEGA(3)	0,025*** (0,005)	0,013*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,016 (0,280)	0,000 (3,029)	0,013*** (0,002)	0,009* (0,005)	0,013*** (0,005)	0,027*** (0,007)	0,013*** (0,002)
OMEGA(2)	0,016** (0,007)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,001 (5,625)	0,014 (0,136)	-0,002 (0,004)	0,007** (0,003)	0,017*** (0,007)	0,017 (0,011)	0,000 (0,002)
BETA(2)	0,749*** (0,092)	0,830*** (0,032)	0,826*** (0,028)	0,915*** (0,055)	0,942*** (0,033)	0,847*** (0,026)	0,968*** (0,024)	0,867*** (0,081)	0,687*** (0,101)	0,835*** (0,029)
ALPHA(2)	0,454*** (0,087)	0,533*** (0,072)	0,565*** (0,063)	0,474*** (0,129)	0,248** (0,063)	0,507*** (0,060)	0,159*** (0,057)	0,301*** (0,078)	0,535*** (0,099)	0,534*** (0,070)
Log likelihood	819,048	839,793	810,265	324,335	807,156	824,993	855,164	947,534	818,351	848,646
Number of Coefs	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25
AIC	-5,904	-6,058	-5,838	-2,226	-5,815	-5,948	-6,172	-6,859	-5,899	-6,124
SBC	-5,570	-5,724	-5,504	1,891	-5,481	-5,614	-5,838	-6,525	-5,564	-5,790

*Nota: Nivel de significación: 1%***, 5%***, 10%**

Fuente: elaboración propia

Tabla 11: Bivariante grupo mixto

	1= Petróleo 2 = Maíz	1=Petróleo 2=Soja	1=Petróleo 2=Trigo	1=Petróleo 2=Arroz	1=Gas Natural 2 = Maíz	1=Gas Natural 2=Soja	1=Gas Natural 2=Trigo	1=Gas Natural 2=Arroz
MU(1)	0,0029 (0,0049)	0,0026 (0,0048)	0,0033 (0,0050)	0,0038 (0,0050)	0,0053 (0,0055)	0,0053 (0,0049)	0,0056 (0,0045)	0,0054 (0,0046)
AR1(1)	0,1461** (0,0644)	0,1407** (0,0646)	0,1306** (0,0668)	0,1150* (0,0658)	(0,0905) (0,2289)	0,0817 (0,1580)	0,0992 (0,1515)	0,0596 (0,1361)
AR1(2)	0,1530** (0,0777)	0,1663** (0,0840)	0,0314 (0,0716)	-0,0809* (0,0478)	-0,0190 (0,0725)	0,0280 (0,0706)	-0,0226 (0,0541)	0,0176 (0,0680)
MACRO1(1)	-0,1856 (0,1895)	-0,1801 (0,1839)	-0,2150 (0,1907)	-0,0928 (0,1850)	-0,0814 (0,2232)	-0,0592 (0,1702)	-0,0465 (0,1688)	-0,0622 (0,1705)
MACRO1(2)	0,2127 (0,2318)	0,1708 (0,2380)	0,2354 (0,2302)	0,1267 (0,2305)	-0,1885 (0,2331)	-0,2054 (0,2070)	-0,2428 (0,2011)	-0,2221 (0,2318)
MACRO1(3)	-0,0750 (0,1505)	-0,1071 (0,1472)	-0,0027 (0,1554)	-0,0703 (0,1636)	0,2154 (0,1417)	0,2047* (0,1242)	0,2329** (0,1052)	0,1968* (0,1178)
MACRO1(4)	0,1104 (0,1752)	0,1339 (0,1692)	0,0336 (0,1820)	0,0879 (0,1902)	-0,1550 (0,2275)	-0,1551 (0,1949)	-0,1242 (0,1642)	-0,1318 (0,1780)
MACRO1(5)	-1,179*** (0,2881)	-1,249*** (0,2964)	-1,316*** (0,3028)	-1,188*** (0,3070)	-0,0828 (0,3460)	-0,0473 (0,3082)	-0,1749 (0,3103)	-0,0541 (0,3016)
ESPECU(1)	0,0016 (0,0138)	0,0023 (0,0143)	0,0017 (0,0158)	0,0029 (0,0089)	-0,0168 (0,0172)	-0,0146 (0,0153)	-0,0150 (0,0153)	-0,0110 (0,0163)
MU(2)	0,0027 (0,0039)	0,0036 (0,0034)	0,0038 (0,0041)	0,0000 (0,0031)	-0,0044 (0,0136)	0,0025 (0,0035)	0,0022 (0,0035)	-0,0005 (0,0032)
AR2(1)	-0,0944** (0,0450)	-0,111*** (0,0364)	-0,0264 (0,0484)	0,0139 (0,0349)	-0,0801 (0,2349)	-0,0330 (0,0600)	0,0252 (0,0655)	0,0797 (0,0508)
AR2(2)	0,2072*** (0,0679)	0,2816*** (0,0689)	0,2361*** (0,0648)	0,2877*** (0,0665)	0,2579 (0,2953)	0,2999*** (0,0735)	0,2588*** (0,0771)	0,3333*** (0,0724)
MACRO2(1)	0,0464 (0,1507)	-0,0663 (0,1580)	-0,0649 (0,1770)	0,0145 (0,1502)	-0,7052* (0,4189)	-0,0303 (0,1520)	-0,0661 (0,1544)	-0,0432 (0,1468)
MACRO2(2)	0,0189 (0,1996)	-0,1278 (0,2135)	0,3739** (0,1766)	-0,0339 (0,1371)	0,0083 (0,5936)	-0,1511 (0,2157)	0,2005 (0,1631)	-0,0020 (0,1374)

Tabla 11: Bivariante grupo mixto (continuación)

	1= Petróleo 2 = Maíz	1=Petróleo 2=Soja	1=Petróleo 2=Trigo	1=Petróleo 2=Arroz	1=Gas Natural 2 = Maíz	1=Gas Natural 2=Soja	1=Gas Natural 2=Trigo	1=Gas Natural 2=Arroz
MACRO2(3)	0,0939 (0,1379)	0,2296* (0,1359)	-0,0876 (0,1200)	0,0559 (0,1155)	-0,0676 (0,3132)	0,2450* (0,1318)	-0,0134 (0,0988)	0,0096 (0,1053)
MACRO2(4)	-0,1954 (0,1636)	-0,1085 (0,1526)	-0,1049 (0,1570)	-0,0706 (0,1266)	-0,2213 (0,3997)	-0,0948 (0,1590)	-0,0591 (0,1246)	-0,0478 (0,1142)
MACRO2(5)	-0,1536 (0,2632)	-0,5350** (0,2137)	-0,2441 (0,2876)	-0,3511* (0,1995)	0,8081 (0,9037)	-0,5117** (0,2206)	-0,3522 (0,2553)	-0,4226** (0,2023)
ESPECU(2)	0,0006 (0,0020)	0,0033*** (0,0017)	0,0024 (0,0016)	0,0006 (0,0015)	0,0009 (0,0084)	0,0035** (0,0017)	0,0034*** (0,0013)	0,0010*** (0,0012)
OMEGA(1)	0,0139** (0,0062)	0,0151** (0,0069)	0,0181*** (0,0070)	0,0168** (0,0070)	0,0148*** (0,0045)	0,0170*** (0,0042)	0,0160*** (0,0038)	0,0187*** (0,0054)
BETA(1)	0,9069*** (0,0293)	0,9088*** (0,0307)	0,8995*** (0,0353)	0,9312*** (0,0277)	0,9032*** (0,0265)	0,9102*** (0,0323)	0,9119*** (0,0282)	0,9115*** (0,0407)
ALPHA(1)	0,3897*** (0,0733)	0,3740*** (0,0726)	0,3787*** (0,0759)	0,2998*** (0,0596)	0,4692*** (0,0644)	0,3143*** (0,0577)	0,3249*** (0,0543)	0,2765*** (0,0555)
OMEGA(3)	0,0121** (0,0060)	0,0184** (0,0086)	0,0145*** (0,0050)	0,0146*** (0,0022)	-0,0001 (0,3600)	0,0183 (0,0088)	0,0325*** (0,0058)	0,0124*** (0,0020)
OMEGA(2)	0,0000 (0,0025)	0,0014 (0,0028)	-0,0007 (0,0024)	-0,0004 (0,0033)	0,0009 (0,0074)	-0,0026 (0,0023)	-0,0045 (0,0059)	0,0036 (0,0026)
BETA(2)	0,9608*** (0,0301)	0,9142*** (0,0719)	0,9487*** (0,0275)	0,8423*** (0,0286)	1,0072*** (0,0020)	0,9119*** (0,0787)	0,6503*** (0,1177)	0,8519*** (0,0202)
ALPHA(2)	0,1819*** (0,0593)	0,2091*** (0,0597)	0,2096*** (0,0548)	0,4973*** (0,0595)	0,0152 (0,4156)	0,2245*** (0,0869)	0,5774*** (0,1104)	0,5072*** (0,0525)
Log likelihood	713,173	730,797	690,336	736,865	594,211	794,245	767,794	809,540
Number of Coefs	25	25	25	25	25	25	25	25
AIC	-5,1165	-5,2476	-4,9467	-5,2927	-4,2321	-5,7193	-5,5226	-5,8330
SBC	-4,9824	-5,1134	-4,8126	-4,9586	-3,8980	-5,3852	-5,3885	-5,4989

Nota: Nivel de significación: 1%***, 5%** , 10%

Fuente: elaboración propia

6. Conclusiones

Muchas teorías indican que el aumento de los precios en el año 2008 fue causado por el control de los mismos por parte de los especuladores y que este ha tenido tanta importancia debido a la interconexión entre los mercados energéticos y agrícolas. Otro canal para la transmisión de los shocks en los precios ha sido la creciente relevancia de los biofuelles, que también conecta ambos mercados.

El trabajo realizado analiza los precios de *commodities* tanto energéticas como agrícolas, en el período temporal entre 1980 y 2013 tratando de detectar si la especulación financiera es relevante a la hora de explicar los cambios en las mismas, si igualmente, las variables macroeconómicas afectan y finalmente si existen interconexiones entre los precios de las *commodities* tanto energéticas como no energéticas. MNV(2013) realizan un análisis muy similar para el mercado estadounidense entre los años 1986-2010, por lo que en este documento se intenta ampliar su trabajo dotándolo de una visión global y abarcando un periodo de tiempo mayor.

Las conclusiones son por lo tanto, comparativas con los resultados alcanzados por MNV (2013)

Al realizar el **análisis univariante** MNV(2013) encuentran la especulación no significativa a la hora de modelizar los precios de los *commodities*, lo cual contrasta con muchos otros trabajos realizados. Entre los factores macroeconómicos, el índice bursátil S&P 500 se destaca como positivo y relevante y la tasa de cambio es negativa y generalmente significativa, indicador de que una depreciación del dólar americano incrementa los precios de los futuros.

Al igual que en el trabajo de referencia, a nivel global, la especulación no resulta en general relevante para explicar el comportamiento de los precios de las *commodities*. Sin embargo, los resultados muestran que existen dos mercados (soja y trigo) donde la especulación financiera a nivel mundial tiene una influencia relevante con el signo positivo esperado desde el punto de vista económico. Además, en relación a las variables macroeconómicas, se obtienen diferencias porque la evolución de los índices bursátiles no parece tener relevancia para explicar la evolución de los rendimientos de las *commodities* (solo existen ligeras influencias como la del DAX alemán en el carbón o en la soja). En lo que se refiere al tipo de cambio, la relación es significativa pero no tan marcada como para el mercado norteamericano.

Con el fin de corroborar los resultados del análisis univariante y analizar las interconexiones entre los diferentes *commodities* se realiza un **análisis multivariante** que efectivamente confirma los resultados anteriormente

descritos. La variable especulativa vuelve a no ser significativa salvo para los casos de la soja y el trigo. El único índice bursátil significativo vuelve a ser el DAX, siendo así más robusta la correlación entre el mismo y la soja. La tasa de cambio vuelve a presentarse como significativa en la mayor parte de las variables y con el signo negativo esperado aunque no con la misma intensidad para todas. Se pueden identificar interdependencias entre *commodities*, que se producen no solo entre *commodities* del mismo tiempo sino también entre *commodities* agrícolas y *commodities* energéticas lo que puede deberse tanto al uso de estas *commodities* como fuentes de energía como a sus complementariedades como materias primas alimentarias. . Por ejemplo, la variación del precio del petróleo depende positivamente de la variación del precio del aceite de soja en el periodo anterior. Esto puede indicar un cierto grado de complementariedad entre ambas energías

Podemos decir por lo tanto que todos estos efectos identificados son robustos y que las conclusiones obtenidas se encuentran en la línea de las de MNV(2013) en el artículo de referencia y que por lo tanto las diferencias entre el análisis local para el mercado americano no presenta diferencias a grandes rasgos con el análisis a nivel global salvo en lo que se refiere a las variables macroeconómicas, que mientras si se muestran como significativas a nivel de mercado norteamericano, no sucede lo mismo en un contexto global.

Bibliografía

Asafu-Adjaye, J. (2000). The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy economics*, 22(6), 615-625. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988300000505>

Baffes, J., y Haniotis, T. (2010). Placing the recent commodity boom into perspective. *Food Prices and Rural Poverty*, 40-70. Recuperado de: http://siteresources.worldbank.org/INTRANETTRADE/Resources/Pubs/Food_Prices_Rural_Poverty.pdf#page=57

Basher, S. A., Haug, A. A., y Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240. Recuperado de: http://mpa.ub.uni-muenchen.de/30140/1/MPRA_paper_30140.pdf

Chen, Yu-Chin, Kenneth S. Rogoff y Barbara Rossi (2010). Can Exchange rate forecast commodity prices? *Quarterly Journal of Economics* 125 (3): 1145-1194. Recuperado de:

<http://qje.oxfordjournals.org/content/125/3/1145.full.pdf+html>

Ciaian, P., y Kancs, D. A. (2011). Interdependencies in the energy–bioenergy–food price systems: A cointegration analysis. *Resource and Energy Economics*, 33(1), 326-348. Recuperado de:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S092876551000059X>

Doran, J. S., y Ronn, E. I. (2008). Computing the market price of volatility risk in the energy commodity markets. *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2541-2552. Recuperado de:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426608000885#>

Du, X., Yu, C. L., y Hayes, D. J. (2011). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. *Energy Economics*, 33(3), 497-503. Recuperado de:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098831100017X>

Enders, W. (2003). *Applied econometric time series*. Nueva York. John Wiley and Sons (2010)

Engle, R. F., y Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric theory*, 11(01), 122-150.

Fama, E. F. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. *The American Economic Review*, 269-282. Recuperado de: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1804833?uid=3737952&uid=2&uid=4&sid=21104643088423>

Ferraro, D., Rogoff, K. S., y Rossi, B. (2012). *Can oil prices forecast exchange rates?* (No. w17998). National Bureau of Economic Research. Recuperado de: <http://sites.duke.edu/domenicoferraro/personalpage/files/2013/10/OilAndExchangeRatesSept2013.pdf>

Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220. Recuperado de: http://ac.els-cdn.com/S0304393296012822/1-s2.0-S0304393296012822-main.pdf?_tid=b1cb329e-3208-11e4-a5ec-0000aab0f01&acdnat=1409597545_425e846e34ab9566a1c7491f46527080

Hung, J. C., Lee, M. C., y Liu, H. C. (2008). Estimation of value-at-risk for energy commodities via fat-tailed GARCH models. *Energy Economics*, 30(3), 1173-1191. Recuperado de: <http://personal.fmipa.itb.ac.id/khreshna/files/2011/02/hung2008.pdf>

Irwin, S. H., y Sanders, D. R. (2012). Testing the Masters Hypothesis in commodity futures markets. *Energy Economics*, 34(1), 256-269. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988311002362>

Irwin, S. H., Sanders, D. R., y Merrin, R. P. (2009). Devil or angel? The role of speculation in the recent commodity price boom (and bust). *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(2), 377-391. Recuperado de: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/53083/2/jaaeip3.pdf>

Jensen, S. T. y A. Rahbek (2004a), Asymptotic Normality of the QML Estimator of ARCH in the Nonstationary Case, *Econometrica* 72, 2, 641-646.

Jensen, S. y A. Rahbek (2004b), Asymptotic Inference for Nonstationary GARCH, *Econometric Theory* 20, 6, 1203-1226.

Kaufmann, R. K. (2011). The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil. *Energy Policy*, 39(1), 105-115. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421510007044>

Kaufmann, R. K., y Ullman, B. (2009). Oil prices, speculation, and fundamentals: Interpreting causal relations among spot and futures prices. *Energy Economics*, 31(4), 550-558. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988309000243>

Manera, M., Nicolini, M., y Vignati, I. (2013). Financial speculation in energy and agriculture futures markets: A multivariate GARCH approach. *The Energy Journal*, 34(3), 55-81.

Masters, Michael W. (2008) Testimony of Michael W. Masters before the Committee on Homeland Security and Governmental Affairs United States Senate. Mayo 2008. Recuperado de: <http://www.hsgac.senate.gov/imo/media/doc/052008Masters.pdf?attempt=2>

Naccache, T. (2010). Slow oil shocks and the “weakening of the oil price–macroeconomy relationship”. *Energy Policy*, 38(5), 2340-2345. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030142150900977X#bib10>

Natanelov, V., Alam, M. J., McKenzie, A. M., y Van Huylbroeck, G. (2011). Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil?. *Energy Policy*, 39(9), 4971-4984. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421511004721>

Nazlioglu, S., y Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104. Recuperado de: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098831100209X>

Robles, M., Torero, M., y Von Braun, J. (2009). *When speculation matters*. IFPRI Issue Brief 57: International Food Policy Research Institute. Recuperado de: <http://core.kmi.open.ac.uk/download/pdf/6289248.pdf>

Sanders, D. R., Irwin, S. H., y Merrin, R. P. (2010). The adequacy of speculation in agricultural futures markets: Too much of a good thing?. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 32(1), 77-94. Recuperado de: https://www.cmegroup.com/trading/agricultural/files/morr_08-02.pdf

Smith, James L. (2008). *World Oil: Market or Mayhem?* Center for energy and environmental policy research. Recuperado de: <http://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/45659/2008-015.pdf?sequence=1>

Tyner, W. E., y Taheripour, F. (2008). Policy options for integrated energy and agricultural markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 30(3), 387-396. Recuperado de: http://www.agecon.purdue.edu/papers/biofuels/RAE_paper_2008.pdf

Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C., y Wetzstein, M. (2010). Food versus fuel: What do prices tell us?. *Energy Policy*, 38(1), 445-451.

Fuentes estadísticas

- (CME) Chicago Mercantile Exchange: <http://www.cmegroup.com/es/>
- Federal Reserve Bank of ST. Louis: <http://www.stlouisfed.org/>
- (ICE) International Clearing Exchange: <https://www.theice.com/index>
- (IMF) International Monetary Fund :
<http://www.imf.org/EXTERNAL/SPANISH/INDEX.HTM>
- Yahoo ! Finanzas : <https://es.finance.yahoo.com/>

