

Contagio de volatilidad de precios internacionales de petróleo, urea y maíz

Volatility Spillover among Oil, Urea, and Corn International Prices

Renato Francisco González Sánchez* <https://orcid.org/0000-0003-0737-2838>

Víctor Hugo Torres Preciado <https://orcid.org/0000-0003-0501-0913>

Facultad de Economía de la Universidad de Colima

*Autor de correspondencia: refrigosa@uclm.mx

Resumen

Objetivo. Estimar y analizar dos modelos de volatilidad multivariada para precios internacionales de estos productos. **Materiales y métodos.** Los datos empleados provienen del Banco Mundial, con periodicidad mensual, de enero de 2001 a diciembre de 2022. Se emplea la causalidad de Granger y se estima un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para rendimientos de precios; cuyos residuos son empleados para estimar dos modelos GARCH multivariados, tales como el VECH y el BEKK diagonales. **Resultados.** El precio internacional del maíz amarillo causa la formación de precios internacionales de la urea y del petróleo WTI. El mercado más volátil es el de la urea, seguido del maíz y en menor medida el del petróleo WTI. Los contagios de volatilidad de precios son más altos entre los mercados de maíz y la urea; seguido de la urea y el petróleo; mientras que los mercados de petróleo WTI y maíz son los menos contagiosos. **Conclusión.** Por su alta dependencia de estos bienes, México no sólo resulta afectado por presiones inflacionarias por las importaciones de los productos estudiados, sino también por el contagio de volatilidad o riesgo de mercados.

Abstract

Objective. To estimate and analyze two multivariate volatility models for international prices for the mentioned commodities. **Materials and methods.** The data analyzed are monthly international prices from January 2001 to December 2022 from the World Bank. Granger causality test is used, and a Vector Autoregressive Models (VAR) for price returns were estimated; whose residuals were employed to estimate two multivariate GARCH models, such as Diagonal VECH and Diagonal BEKK. **Results.** International price of corn causes price formation for urea and WTI oil international prices. Corn and urea have the most persistent individual price volatility, whereas the least volatile market is observed in WTI oil. Price volatility spillover is higher between corn and urea in international markets, followed by urea and WTI oil markets, whereas corn and WTI oil international market shows the lowest volatility contagion. **Conclusion.** Due to a high dependency on these commodities, Mexico has been affected by inflationary pressures, as well as by volatility spillover or risk market.

Palabras clave

Precios internacionales, volatilidad, VECH Diagonal, BEKK Diagonal.

Keywords

Commodity prices, market spillover, Diagonal VECH, Diagonal BEKK.

Introducción

A partir de 2021, los precios internacionales de la energía y los cereales, entre otros productos no diferenciados, se han incrementado. El conflicto por la invasión de Rusia a Ucrania (febrero de 2022) ha exacerbado el aumento de precios de los productos energéticos (gas, petróleo, carbón), fertilizantes, así como a los alimentos, en particular cereales (trigo y maíz) y oleaginosas (semilla y aceite de girasol); donde los países en conflicto están entre los mayores productores y exportadores de estos productos no diferenciados (véase bases de datos de la FAO, www.fao.org/faostat). Esto afecta de manera directa a la población en países cuya estructura productiva depende de la importación de estos productos, como es el caso de México. Así, el *World Bank* (2023) indica que la inflación mensual promedio para alimentos en México en 2022 fue de 13.3%, y se espera se mantenga en 2023.

La política de seguridad agroalimentaria mexicana tiene en la importación un elemento transcendental para su sostenimiento, esto se acentúa particularmente en los cereales y diversos productos cárnicos y lácteos. El aumento de sus precios, así como el contagio de la volatilidad entre mercados, afectan más a los consumidores de bajos ingresos, aquellos que destinan una parte más alta de su ingreso a los alimentos (Apergis y Reztis, 2011). De acuerdo con el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL, 2021), la proporción de población mexicana en situación de pobreza pasó de 41.9 a 43.9% entre 2018 a 2020.

La volatilidad de precios es un indicativo del riesgo o incertidumbre de mercado. Los precios de mercado y las cantidades comercializadas de productos agropecuarios son variables aleatorias (Piot-Lepetit y M'Barek, 2011). Las causas de la volatilidad de estos productos están relacionadas a la estacionalidad (temporada de siembra y cosecha), los efectos del clima y ubicación geográfica. La volatilidad de precios se exagera y se contagia a otros mercados por *shocks* en la oferta y demanda, por políticas regulatorias gubernamentales repentinas y por mercados especulativos (Mora *et al.*, 2014). Además, son productos perecederos, de bajo valor unitario y alto costo de almacenamiento. En el caso de los cereales, sus precios son susceptibles a perturbaciones repentinas y sostenidas (Lama *et al.*, 2015). La manera de medir volatilidad en este trabajo se presenta en la sección de materiales y métodos.

Los estudios sobre volatilidad de precios agrícolas son ampliamente empleados para diferentes propósitos, aunque tienen el común denominador de evaluar y gestionar el riesgo (González y Tinoco, 2021); analizar el efecto de traspaso de precios internacionales a precios domésticos (Granados *et al.*, 2020; Rakshit *et al.*, 2021; Kaltalioglu y Soytaş, 2011). Asimismo, los estudios de contagio de mercados son ampliamente utilizados

para evaluar riesgos de cartera, en particular los mercados agrícolas de futuros (Ortiz y Girón, 2015; Ortiz y Montiel, 2017). También son útiles para analizar la relación entre energía, fertilizantes y granos (Onour y Sergi, 2011; Nazlioglu *et al.*, 2013; Gardebroeck y Hernández, 2013); así como del efecto de políticas regulatorias para el etanol, el maíz y el petróleo de ciertos países (Zhang *et al.*, 2009; An *et al.*, 2021; Serra *et al.*, 2010); también existen diversos trabajos que analizan la contaminación entre los precios de acciones de las empresas y variables macroeconómicas (Labra, 2016, Alkan y Çiçek, 2020). Con diferentes especificaciones para modelos cointegrados (o de variables autorregresivas), los modelos de media y varianza condicional también pueden incluir variables macroeconómicas y de comercio exterior (Apergis y Rezitis, 2011).

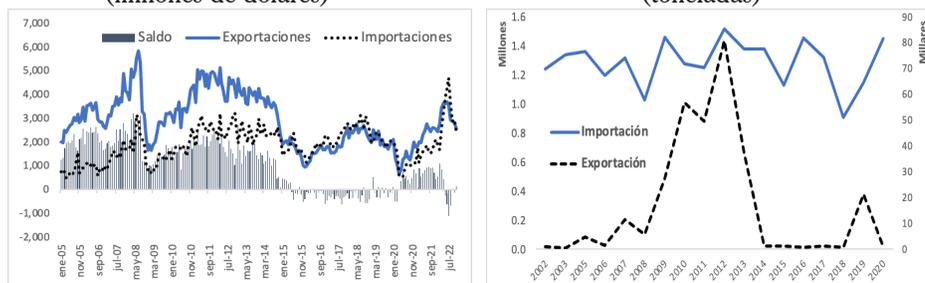
En México, diversos autores han estudiado el comportamiento de la volatilidad de precios de diferentes productos agropecuarios y agroalimentarios. Ente estos están Ortiz y Montiel (2017), quienes evalúan la transmisión de precios futuros a *spot* de maíz. Granados *et al.* (2020) analizan la volatilidad de precios domésticos e internacionales de diversos cereales y granos, importantes para la dieta familiar. También Granados *et al.* (2022) estudian la volatilidad de precios de frijol para distintas entidades del país. Vergara y Díaz (2017) comparan la volatilidad de diferentes alimentos y su impacto en la inflación en México.

El mercado de importación mexicano para el petróleo, urea y maíz tiene alta exposición a los *shocks* externos de los productos bajo estudio. Esto se debe a la estructura productiva y de costos de la agricultura de México; así como por ser una de las economías más abiertas al mundo. Al considerar el comercio internacional de hidrocarburos y sus productos derivados, desde fines de 2014, México importa más de lo que exporta (esta situación cambio en los años de la pandemia de COVID-19) y se acentuó en 2022. Debe agregarse que esto se debe principalmente al incremento de la importación de productos petrolíferos. El petróleo y sus derivados, su producción, procesamiento y comercio exterior, son temas muy controvertidos en México; para este trabajo sólo se destaca el hecho de que el mercado mexicano muestra un aumento de su dependencia del exterior (figura 1).

De acuerdo con el Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y Soberanía Alimentaria (CEDRESSA, 2018) de la Cámara de Diputados de México, nuestro país entre el 2014 y 2018 produjo entre 35 y 42% de todos los fertilizantes que se emplean para su agricultura. De las importaciones, los fertilizantes nitrogenados constituyen el 67%; el restante se reparte entre fosfato, potasio y micronutrientes. Esto explica por qué México es un importador neto de urea, nitrato de amonio y otros fertilizantes nitrogenados (figura 1).

Figura 1

Importaciones y exportaciones de hidrocarburos y urea por México
 Hidrocarburos y derivados (millones de dólares) Urea y soluciones de nitrato de amonio (toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de PEMEX, Secretaría de Energía (<https://sie.energia.gob.mx>) y FAO-STAT (<https://www.fao.org/faostat>).

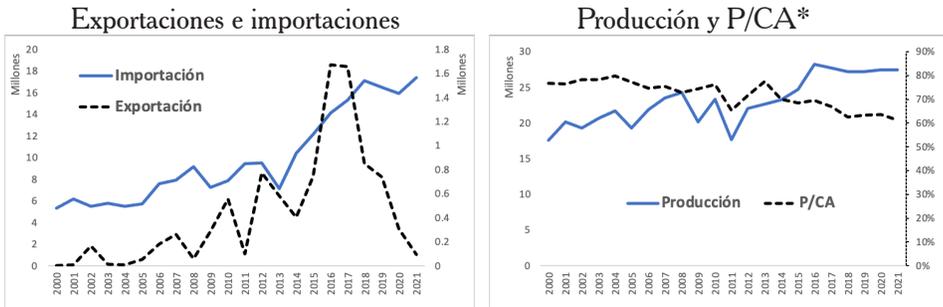
El petróleo, en forma de combustibles (gasolina y diésel) es empleado para la producción primaria agropecuaria, así como para el transporte de insumos y de la producción del campo a las ciudades. De 22 millones de hectáreas de uso agrícola en México, en 68% se utilizan fertilizantes químicos; y este uso es más alto en el cultivo de cereales en zonas de riego; esto es, en la agricultura comercial (CEDRESSA, 2018). Esta dependencia a insumos del extranjero se traduce en una estructura de costos altos para toda la producción agropecuaria mexicana.

México es autosuficiente en la producción de maíz para consumo humano (maíz blanco), pero depende de la importación de maíz amarillo para abastecer a su industria de alimentos balanceados, almidones, aceites y mieles de alta fructosa, principalmente. Así, aunque la producción de maíz blanco (y otras variedades) ha crecido en particular en la última década (a una tasa promedio anual de 1.9% entre 2000 y 2021), también ha crecido la importación (TCPA 6%) y la dependencia al maíz amarillo. Como se observa en la figura 2, la proporción de la producción en el consumo aparente ha caído en 1.1% en promedio anual en el periodo de estudio.

Dada la importancia que tiene en la estructura productiva y de costos de la agricultura y agroindustria mexicana, la importación de petrolíferos, fertilizantes y granos, la pregunta de investigación es si los precios internacionales de estos productos se afectan entre sí y en su volatilidad. La hipótesis de este trabajo es que existe contagio de volatilidad de precios en los mercados internacionales de petróleo WTI, la urea y el maíz amarillo. Para operativizar la hipótesis se emplean precios internacionales de estos productos. El objetivo del trabajo es estimar y analizar dos modelos de volatilidad multivariada para los precios de los tres productos bajo estudio.

Figura 2

Comercio internacional y producción de maíz en México, toneladas



Notas: P/CA es la proporción porcentual que representa la producción doméstica mexicana respecto a la suma de producción más importación menos exportación (consumo aparente, CA).

Fuente: Elaboración propia con datos de FAO-STAT.

Materiales y métodos

La información para la presente investigación proviene de la *hoja rosa*¹ del Banco Mundial, para datos mensuales de precios de petróleo ligero (*West Texas Intermediate*, WTI), de la urea (proveniente de Rusia) y el maíz amarillo (de EUA). La elección de estas variables se presenta en la introducción al trabajo.

Se tomó el periodo de enero de 2001 a diciembre de 2022 para incluir en el análisis varios escenarios observados por los precios internacionales de los productos no diferenciados; esto es, precios bajos de alimentos (antes de 2006), las conmociones en los mercados provocados por la gran recesión de 2008-2009, el aumento de precios posteriores (iniciado en 2014), y el impacto y fin del COVID-19 (en 2020). Durante este periodo se observan caídas e incremento de precios, en particular para productos agroalimentarios (Gilbert, 2010), como se muestra en la figura 3.

Los modelos que capturan la volatilidad conjunta son los de heterocedasticidad condicional autoregresiva general multivariada (MGARCH, por sus siglas en inglés). De acuerdo con Enders (2014), estos modelos permiten conocer cómo la volatilidad en una variable podría afectar a la de otras variables relacionadas. A esto también se le conoce como contaminación de volatilidad entre mercados. Bollerslev *et al.* (1988) propusieron una especificación inicial para los MGARCH que considera a las varianzas y covarianzas dependientes del tiempo:

$$\text{Vec} (H_t) = C + A\text{vech} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T) + B\text{vech} (H_{t-1}); \text{ con } \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

¹ Es una base de datos disponible al público en la liga: <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>.

Donde $\text{vech}(\cdot)$ es un operador que apila en un vector columna la parte superior o inferior de una matriz simétrica. Si se analizan m variables, entonces es una matriz $m \times m$ de varianzas y covarianzas condicionales; ε_{t-1} es el vector de errores (perturbaciones o innovaciones) del período $t-1$. Y_{t-1} indica al conjunto de la información disponible en t . C , A y B son matrices y vectores de parámetros a estimar. Para este ejemplo, dicho número se calcula con:

$$\frac{m(m+1)}{2} + (p+q)\left(\frac{m(m+1)}{2}\right)^2$$

Donde m es el número de parámetros a estimar, p y q son los rezagos para ε_t y H_t respectivamente (Boffelli y Urga, 2016). Como se observa, al tratar de estimar a la ecuación (1) se tiene un problema de sobre parametrización del modelo que, como indica Enders (2014), implica que no se alcance un máximo en la función Log Verosimilitud para estimar a (1). Además, se observan algunas restricciones sobre las estimaciones: H_t debe ser positiva definida; lo que implica que las estimaciones deben arrojar varianzas condicionales positivas y las correlaciones ($\rho_{ij} = h_{ij}/[h_{ii} h_{jj}]^{1/2}$) deben estar en el intervalo cerrado $[-1, 1]$. Para solucionar estos inconvenientes se propone en este trabajo emplear las especificaciones VECH diagonal y BEKK diagonal.

El modelo VECH diagonal modifica a las matrices C , A y B ; las cuales se hacen diagonales, y la matriz de varianzas y covarianzas se restringe. “Como resultado se tiene un modelo más parsimonioso, que no presenta la interdependencia dinámica cruzada entre las series de volatilidades” (Ortiz y Girón, 2015). No obstante, aunque se reduce el número de parámetros desconocidos a estimar, no se puede garantizar que la matriz de varianzas y covarianza sea definida de manera positiva en cada período. La especificación de este modelo es:

$h_{ij,t} = c_{ij} + \alpha_{ij} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \beta_{ij} h_{ij,t-1}$, para $i,j = 1, 2, 3$, dado que en este trabajo se analizan tres variables. En términos matriciales, el modelo a estimar es:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \phi & \phi \\ h_{21,t} & h_{22,t} & \phi \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{12} & c_{22} & 0 \\ c_{13} & c_{23} & c_{33} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} & 0 \\ \alpha_{13} & \alpha_{23} & \alpha_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \phi & \phi \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \phi \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ \beta_{12} & \beta_{22} & 0 \\ \beta_{13} & \beta_{23} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \phi & \phi \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & \phi \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \quad (2)$$

El modelo BEKK² basado en Engle y Kroner (1995), presenta restricciones que, de acuerdo con los autores, permite garantizar que las matrices de covarianzas sean positivas y definidas, así como condiciones suficientes para la estacionariedad de la covarianza. Además, “permite capturar la dependencia dinámica entre las series de las volatilidades. Es decir, permite una dependencia directa entre la varianza condicional de una variable, con respecto a los datos observados de las varianzas condicionales de otras variables” (Ortiz y Girón, 2015). La representación del modelo BEKK diagonal en términos matriciales es:

$H_t = C^T C + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B$; que siguiendo el ejemplo de tres variables:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \phi & \phi \\ h_{21,t} & h_{22,t} & \phi \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{12} & c_{22} & 0 \\ c_{13} & c_{23} & c_{33} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{33} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{33} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \phi & \phi \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & \phi \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} \end{bmatrix} \quad (3)$$

El BEKK diagonal es un modelo muy simplificado que, aunque permite estimar directamente a la varianza condicional, la covarianza condicional sólo se puede calcular; lo que podría constituir su principal inconveniente. Las estimaciones de estos modelos se realizaron con el *software* E-Views versión 11.

El método de estimación sigue la lógica del modelo de vectores autorregresivos (VAR) no restringido, para estimar la media condicional. A partir de los residuos de este modelo, se estiman Vech y BEKK diagonales, cuyos modelos constituyen las varianzas y covarianzas condicionales de los rendimientos de precios. Varios autores emplean esta metodología de estimación (Mora *et al.*, 2014; Gallón y Gómez, 2007; Mensi *et al.*, 2014; Boffelli y Urga, 2016). El rendimiento se define como $R_{jt} = \log[P_{jt}] - \log[P_{j,t-1}]$; para $j =$ maíz, urea y petróleo WTI. En otras palabras, el rendimiento es una tasa de variación de los precios en el tiempo; es decir, una aproximación a la volatilidad y riesgo de mercado.

El modelo VAR empleado es:

$$R_{Maíz,t} = R_{Maíz,t-1} + R_{Urea,t-1} + R_{WTI,t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$R_{Urea,t} = R_{Maíz,t-1} + R_{Urea,t-1} + R_{WTI,t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$R_{WTI,t} = R_{Maíz,t-1} + R_{Urea,t-1} + R_{WTI,t-1} + \varepsilon_{3,t}$$

2 Tomó su nombre de un trabajo no publicado por Baba, Y.; Engle, R.; Kraft, D. y Kroner, K., en 1989. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. University of California, San Diego.

Para la selección del número de rezagos se emplearon los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) y Schwarz (SIC), que en este caso arrojaron un rezago como óptimo. Los residuos fueron empleados para correr los modelos de covarianzas condicionales, como se establece en las ecuaciones (2) y (3).

Adicionalmente, se estimó la prueba de causalidad de Granger; la cual examina si los valores rezagados de una variable ayudan a predecir a las otras variables del modelo (Brooks, 2014). La hipótesis nula es H_0 : la variable P_j no causa a P_k . Si esta H_0 es rechazada, la causalidad de Granger indica que la aparición de P_j antecede a P_k . Esta prueba indica que el precio de un producto se forma en el mercado antes que otro; por lo cual es un tipo particular de causalidad.

Como parte del análisis de la información, se corrieron las pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski *et al.*, 1992). En el primer caso la hipótesis nula (H_0) es que la serie tiene raíz unitaria; mientras que para la prueba KPSS, H_0 es que la serie es estacionaria (Rossetti *et al.*, 2017). Por esta razón, para rechazar H_0 en la prueba PP, el valor del estadístico debe ser mayor a los valores tabulados para 90, 95 o 99% de confianza. Para no rechazar H_0 en el caso de KPSS, el estadístico calculado debe ser menor que los valores tabulados.

Resultados

El cuadro 1 muestra los estadísticos básicos de precios y rendimientos para los 3 productos no diferenciados bajo estudio. El promedio para los precios es muy diferente, pues cada precio es resultado de equilibrios de mercados diferentes. Por su parte, los rendimientos son positivos; lo cual indica que carteras de inversiones en estos productos son lucrativas. La asimetría (o alejamiento del promedio al ideal de cero) es negativa en los rendimientos; este elemento aunado al coeficiente de variación da un atisbo del riesgo intrínseco de cada mercado.

El precio de la urea y los rendimientos de los precios estudiados muestran colas pesadas, (curtosis mayor a 3). Esto indica que valores extremos de precios de este fertilizante, y de los rendimientos, se presentan con frecuencia en el periodo estudiado. Se observa también que las series y sus rendimientos no se acercan a la distribución normal (Gaussiana), dado que el valor del estadístico de Jarque-Bera rechaza que las variables tengan esta característica. Estos elementos obligan a considerar que la modelación econométrica de los precios de estos productos debe incluir a la varianza condicional. Finalmente, cabe decir que las series presentan alta correlación en los precios (véase cuadro 2), mientras que en los rendimientos es muy baja y sólo significativa para dos de las tres correlaciones; mientras que, las correlaciones de los rendimientos elevados al cuadrado son bajas y no significativas para dos de tres de estas correlaciones. Estos elementos obligan a suponer que las volatilidades de estos mercados se influyen entre sí.

Cuadro 1
Estadísticas básicas de las series

Estadístico	Precios internacionales			Rendimiento (r_t)		
	Maíz	Urea	WTI	Maíz	Urea	WTI
Promedio	168.0	252.5	60.7	0.004	0.006	0.004
Mediana	162.4	243.6	57.7	0.001	0.009	0.018
Máximo	333.1	785.0	133.9	0.220	0.716	0.547
Mínimo	75.3	77.4	16.5	-0.245	-0.693	-0.593
Desv. estándar	64.4	116.3	25.8	0.061	0.116	0.106
Coef. variación	0.383	0.461	0.424	13.850	18.296	28.335
Asimetría	0.801	1.348	0.437	-0.160	-0.212	-1.005
Curtosis	2.896	6.618	2.352	4.745	13.104	11.124
Jarque-Bera	27.7	218.8	12.7	33.7	1095.2	750.0
Prob.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Notas: El rendimiento es una tasa de crecimiento del precio, esto es, $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$.

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

Cuadro 2
Matriz de correlaciones de precios y rendimientos

Producto	Maíz	Urea	Producto	Maíz (r_t)	Urea (r_t)	WTI (r_t)
Precio maíz			Maíz (r_t)		-0.031 [-0.498](a)	0.174*** [2.828](a)
Precio urea	0.766*** [19.060](c)		Urea (r_t)	0.135** [2.177](b)		0.115* [1.848](a)
Precio WTI	0.767*** [19.129](c)	0.815*** [22.483](c)	WTI (r_t)	0.067 [1.085](b)	0.082 [1.315](b)	

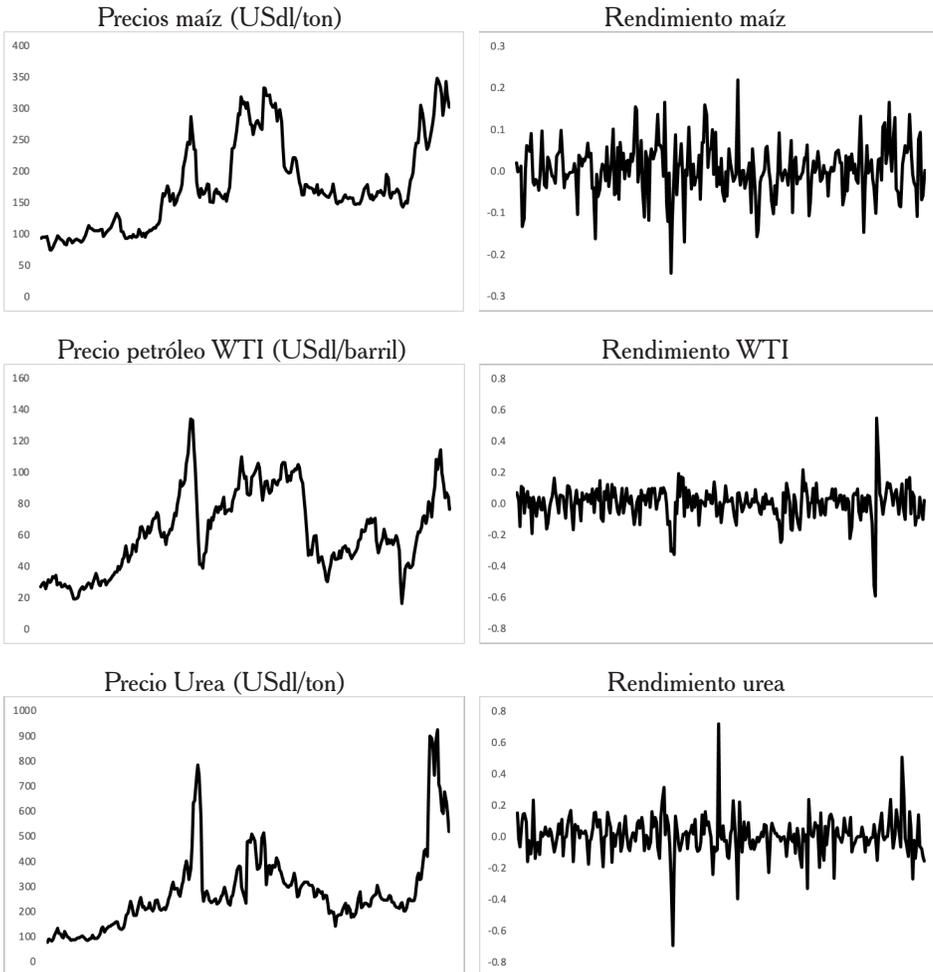
Notas: El rendimiento es una tasa de crecimiento del precio, esto es, $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$. (a) Denota a las correlaciones entre variables de rendimiento. (b) Denota a las correlaciones de las variables de rendimiento elevadas al cuadrado. (c) Denota las correlaciones de los precios. Los valores en *brackets* son los errores estándar. La significancia: (*) = 90%, (**) = 95% y (***) = 99%.

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

En la figura 3 se presenta un conjunto de paneles con las gráficas de los precios y rendimientos en el tiempo. En las gráficas de rendimientos se observan agrupamientos de alta y baja volatilidad, así como eventos repentinos de muy alta o baja tasa de variación, con diferentes patrones para cada serie. Debe tenerse presente que la volatilidad sólo es problemática si las oscilaciones de precios son frecuentes, los cambios grandes o si se presentan ocurrencias repentinas.

En síntesis, series de rendimientos de precios presentan asimetría, son leptocúrticas (colas gordas o pesadas), no se acercan a la normal, sus correlaciones de rendimientos (o las elevadas al cuadrado) son bajas o no significativas y presentan periodos de alta y baja volatilidad. En este sentido, la descripción de los datos nos permite suponer que es adecuado aplicar los modelos GARCH multivariados para el análisis de la volatilidad conjunta.

Figura 3
Series históricas de precios y rendimientos*



Notas: El rendimiento es una tasa de crecimiento del precio, esto es, $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$.

Fuente: Elaboración propia con datos de la hoja rosa del Banco Mundial.

El cuadro 3 presenta los resultados de pruebas de raíz unitaria con diferentes características de la hipótesis nula, tal como la presencia de constante, tendencia o sin estos elementos. En todos casos de las series de precios no se rechaza que exista raíz unitaria (prueba PP) y si rechaza que la serie sea estacionaria (prueba KPSS). Asimismo, en el caso de las series en sus primeras diferencias de logaritmos (o rendimientos) se rechaza que tenga raíz unitaria (prueba PP) y no se rechaza que dichas series sean estacionarias (prueba KPSS). En este sentido, es apropiado trabajar con las variables en primeras diferencias (u orden de integración 1, como se indica en la columna de conclusión del cuadro 3), para la estimación de los modelos multivariados (Brooks, 2014).

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria

Var	Prueba	Niveles o precios			Primera diferencia de logs			Conclusiones
		C y T	Cte	Ninguna	C y T	Cte	Ninguna	
Maíz	PP	-2.08	-1.61	0.19	-12.49***	-12.52***	-12.50***	I(1)
	KPSS	0.33***	0.83***		0.07	0.07		
WTI	PP	-2.46	-2.45	-0.61	-11.66***	-11.69***	-11.71***	I(1)
	KPSS	0.39***	0.56**		0.04	0.08		
Urea	PP	-2.95	-2.75	-0.55	-13.81***	-13.81***	-13.75***	I(1)
	KPSS	0.37***	0.67**		0.07	0.13		

Notas: C y T: constante y tendencia, Cte: constante y ninguna. Se rechaza H0 al *** = 99% y ** = 95%. PP = Phillips Perron. KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

En el cuadro 4 se presentan los resultados del modelo VAR para un rezago. Se eliminaron algunos estimadores no significativos para mejorar el modelo. Este modelo, basado en los rendimientos de los precios, estima las interacciones de las variables en el corto plazo. Se observa que el rendimiento del precio internacional del maíz es afectado positivamente por su precio propio rezagado un periodo, pero no por las otras variables. El rendimiento del precio de la urea es afectado positivamente tanto por el precio rezagado del maíz como por el precio rezagado de la urea, pero no lo afecta el precio rezagado del petróleo WTI. Finalmente, rendimiento del precio internacional del petróleo ligero (WTI) sólo es afectado positivamente por su precio propio rezagado, mientras que las otras variables no le influyen.

En el cuadro 5 se presentan las pruebas de causalidad tipo Granger aplicadas a los logaritmos de precios; esta transformación permite reducir la varianza de los datos. Como se observa, el precio del maíz causa a los precios de la urea y el petróleo WTI y estos dos precios se causan mutuamente. El precio internacional del maíz no es causado por el precio de la urea o del petróleo. Estos resultados indican que probablemente la siembra (o en general el cultivo) del maíz aumenta la demanda de los energéticos y fertilizantes.

Cuadro 4
Resultados del modelo VAR

	Rezago	d(log(Maíz))	d(log(Urea))	d(log(WTI))
d(log(maíz))	t-1	0.151*** (0.053)	0.272*** (0.083)	
d(log(urea))	t-1		0.145** (0.060)	0.019 (0.043)
d(log(WTI))	t-1	0.014 (0.037)	0.103 (0.057)	0.157** (0.065)

Notas: Valores entre paréntesis son los errores estándar de cada estimador.

Significancia: ** = 95% y *** = 99%.

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

Cuadro 5
Prueba de causalidad tipo Granger

Prueba de hipótesis (H0) 1/	Estadístico F (dos rezagos)	Estadístico F (tres rezagos)	Evaluación de H0
La urea no causa al maíz	1.596	1.100	No rechaza H0
El maíz no causa a la urea	12.611***	7.928***	Rechaza H0
El petróleo WTI no causa al maíz	0.626	0.435	No rechaza H0
El maíz no causa al petróleo WTI	3.754**	2.428**	Rechaza H0
El petróleo WTI no causa a la urea	12.446***	8.021***	Rechaza H0
La urea no causa al petróleo WTI	3.082**	2.160*	Rechaza H0

Notas: 1/ La prueba se aplica para el logaritmo de las variables. Significancia: ** = 95% y *** = 99%.

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

El cuadro 6 presenta los resultados de los modelos de heterocedasticidad condicional multivariada. Lo primero que se destaca es que los resultados del modelo Vech diagonal y BEKK diagonal resultaron muy similares, tanto en los coeficientes, las pruebas estadísticas y los modelos varianza y covarianza condicional. Esto indica que son versiones del mismo modelo, sólo estimados de manera diferente; además, muestra la consistencia en los resultados.

Los estimadores de la matriz C (esto es, el componente constante de las varianzas y covarianzas condicionales,), resultaron significativos en tres de seis casos; en cambio, los coeficientes de las matrices A y B (los componentes ARCH y GARCH, respectivamente) son todos significativos en ambos modelos. Con estos resultados y al aplicar las operaciones de las ecuaciones (2) y (3) vistas previamente, se obtienen las especificaciones de los modelos de varianza y covarianza condicional (cuadro 7).

Cuadro 6
Estimaciones de modelos GARCH multivariados

	Vech diagonal			BEKK diagonal		
	Coficiente	Error estándar	Significancia	Coficiente	Error estándar	Significancia
c_{11}	4.35E-05	3.99E-05		4.35E-05	3.99E-05	
c_{12}	-5.03E-05	3.74E-05		-5.03E-05	3.74E-05	
c_{13}	4.53E-04	2.26E-04	**	4.53E-04	2.26E-04	**
c_{22}	5.82E-05	5.62E-05		5.82E-05	5.62E-05	
c_{23}	-5.24E-04	2.63E-04	**	-5.24E-04	2.63E-04	**
c_{33}	4.72E-03	8.38E-04	***	4.72E-03	8.38E-04	***
α_{11}	0.0240	0.0102	**	0.1550	0.0330	***
α_{12}	0.0759	0.0179	***			
α_{13}	0.0891	0.0220	***			
α_{22}	0.2397	0.0431	***	0.4896	0.0440	***
α_{23}	0.2815	0.0452	***			
α_{33}	0.3306	0.0836	***	0.5749	0.0727	***
β_{11}	0.9667	0.0138	***	0.9832	0.0070	***
β_{12}	0.8948	0.0165	***			
β_{13}	0.3889	0.1051	***			
β_{22}	0.8283	0.0261	***	0.9101	0.0144	***
β_{23}	0.3600	0.0981	***			
β_{33}	0.1564	0.0840	*	0.3955	0.1062	***

Pruebas estadísticas

CI de Akaike	-6.315	CI de Akaike	-6.315
CI de Schwarz	-6.093	CI de Schwarz	-6.093
CI de Hannan-Quinn	-6.226	CI de Hannan-Quinn	-6.226

Estacionariedad de la varianza condicional

Maíz: $\alpha_{11} + \beta_{11} = 0.9907$	Maíz: $\alpha_{11}^2 + \beta_{11}^2 = 0.9907$
Urea: $\alpha_{22} + \beta_{22} = 1.0679$	Urea: $\alpha_{22}^2 + \beta_{22}^2 = 1.0679$
WTI: $\alpha_{33} + \beta_{33} = 0.4870$	WTI: $\alpha_{33}^2 + \beta_{33}^2 = 0.4870$

Notas: CI = Criterio de información La significancia: (*) = 90%, (**) = 95% y (***) = 99%.

Fuente: Elaboración propia con datos de la hoja rosa del Banco Mundial.

Al analizar la volatilidad individual de cada serie (ecuaciones de varianza condicional del cuadro 7), se observa que la volatilidad de largo plazo (componente $h_{ij,t-1}$ o GARCH) es mayor en los precios de la urea, seguido de maíz y relativamente baja para el petróleo WTI. Esto implica que *shocks* repentinos en los precios del maíz y la urea se mantienen por más tiempo en los mercados internacionales. También implica que, para los precios del maíz y la urea, la volatilidad pasada (o rezagada un periodo) tiene mayor influencia

en la volatilidad actual que el efecto simétrico de las buenas o malas noticias (componente $\varepsilon_{i,t-1}^2$ o ARCH). También es notable que este componente ARCH es más fuerte en los precios del petróleo, seguido de los precios de la urea; mientras que para el maíz es pequeño. Esto indica que las buenas o malas noticias afectan más acentuadamente al petróleo WTI (que por ejemplo al maíz) y que este efecto es mayor que la influencia de la volatilidad pasada (componente GARCH con un rezago).

La suma de los componentes ARCH y GARCH de las ecuaciones de varianza condicional permiten estimar la volatilidad de cada precio de los productos. Se observa que, en el caso del precio de la urea, su volatilidad es explosiva; mientras que en el caso del precio del maíz y el petróleo su volatilidad presenta estacionariedad de largo plazo (la suma de los componentes en comento es menor a la unidad).

Las ecuaciones de covarianza condicional muestran que los efectos de contagio entre estos mercados están presentes y que son estadísticamente significativos, aunque las intensidades son diferentes: a más alta se presenta entre los mercados del maíz y la urea (la suma de sus componentes ARCH y GARCH es 0.971), seguido del contagio de mercados la urea y el petróleo WTI (suma es 0.641) y la relativamente baja contaminación de mercados se da entre el maíz y el petróleo WTI (suma es 0.478). Estos resultados indican que el riesgo de un mercado es resentido en los otros mercados, aunque en distintas intensidades.

Cuadro 7
Especificación de los modelos de varianza y covarianza condicional

Tipo	Producto	Modelo estimado
Varianza condicional	Maíz	$h_{11,t} = 4.35e-05 + 0.0240 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.9667 h_{11,t-1}$
	Urea	$h_{22,t} = 5.82e-05 + 0.2397 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.8283 h_{22,t-1}$
	WTI	$h_{33,t} = 0.00472 + 0.3306 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 0.1564 h_{33,t-1}$
Covarianza condicional	Maíz y urea	$h_{21,t} = -5.03e-05 + 0.0759 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0.8948 h_{21,t-1}$
	Maíz y WTI	$h_{31,t} = 0.000453 + 0.0891 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + 0.3889 h_{31,t-1}$
	Urea y WTI	$h_{32,t} = -0.000524 + 0.2815 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + 0.3600 h_{32,t-1}$

Fuente: Elaboración propia con datos de la *hoja rosa* del Banco Mundial.

Discusión

En este trabajo se aborda del análisis de la causalidad de precios y contagio de volatilidad de mercados; lo cual está basado en los modelos VAR-GARCH multivariados expuestos por Tsay (2005), Enders (2014), Brooks (2014) y Bofenelli y Urga (2016). Bajo esta metodología es necesario evaluar ciertas propiedades de las variables como la estacionariedad, la causalidad de Granger, las especificaciones del modelo VAR-GARCH multivariado, así como sus estadísticos de prueba.

En este sentido, los resultados del modelo VAR establecen una relación de corto plazo de las variables estudiadas, lo cual está acorde con los resultados de Zhang *et al.* (2009); Onour y Sergi (2011); quienes estudian productos energéticos con alimentos. En el presente trabajo, el rendimiento del precio del maíz sólo es influido por su propio precio rezagado, pero no por la urea o el petróleo. Este resultado es acorde a los presentados por Etienne *et al.* (2016), Manera *et al.* (2012) y Yang *et al.* (2022); pero contrasta con Mensi *et al.* (2014), quienes reportan que el rendimiento WTI (rezagado un periodo) afecta al rendimiento maíz actual, aunque estos últimos autores emplean datos de precios internacionales diarios de 2000 a 2012.

El estadístico de Granger de este trabajo establece que el precio internacional del maíz no es causado por el precio de la urea o del petróleo. Esto contrasta con lo reportado por Mensi *et al.* (2014), quien estimó que WTI sí causa al maíz; y por lo reportado por Onour y Sergi (2011), quienes encuentran que el petróleo crudo tiene un impacto en el maíz, aunque estos autores emplean datos de petróleo del medio oriente.

La volatilidad de precios y el contagio de mercados de productos agroalimentarios, energía y fertilizantes es influida por muchos factores; que hacen que el comportamiento y contagio de la volatilidad sean muy particulares para el conjunto de productos analizado y lapso temporal en que se estudian. Autores como Yuan *et al.* (2020) encuentran también diferentes intensidades de contagio entre mercados de diferentes productos; mientras que Kaltalioglu y Soytaş (2011) estiman contagio del mercado del petróleo a diferentes mercados alimenticios.

Al emplear modelos GARCH multivariados diagonales, en este trabajo se estima contagio significativo de volatilidad por pares de productos. El estimador más bajo de contagio de volatilidad se presenta entre el maíz y el petróleo WTI. Estos resultados están acordes con otros autores, como Gozgor y Memis (2015), quienes encuentran contagio de volatilidad del petróleo WTI al maíz en el periodo 2006 a 2013; Nazlioglu *et al.* (2013) estiman un contagio unidireccional del petróleo al maíz en precios diarios internacionales después de 2006; Onour y Sergi (2011) y Mensi *et al.* (2014) estiman un impacto significativo de la volatilidad del petróleo crudo en la volatilidad de los mercados de maíz. Por otra parte, Gardebroeck y Hernández (2013), no encuentran contagio de volatilidad entre el petróleo y el maíz en el mercado de EUA entre 1997 a 2011.

En este trabajo, se estima que el más alto y significativo contagio de volatilidad se presenta ente el mercado de la urea y el maíz. Estos resultados se asemejan a los reportados por Yang *et al.* (2022), quienes evalúan el contagio de mercado de maíz y gas natural (este último producto es la materia prima para fertilizantes nitrogenados). Un contagio significativo de volatilidad entre los mercados de petróleo y la urea se reporta en la presente investigación, y coincide con Onour y Sergi (2011), quienes estudian cómo la volatilidad de los fertilizantes es afectada por la volatilidad del petróleo en mercados de medio oriente.

Conclusiones

En este trabajo se demuestra que, en los mercados internacionales, el cultivo del maíz determina a la formación de precios de urea y de petróleo WTI. Asimismo, la formación de precios de urea impacta a la formación del precio de petróleo WTI y viceversa. También se muestra que, aunque existe una correlación significativa entre los rendimientos de maíz y el petróleo WTI, el rendimiento del precio del maíz contemporáneo sólo es explicado por su rendimiento de precio propio. Esta situación es similar para el petróleo WTI. En cambio, el rendimiento del precio contemporáneo de la urea es influido por el rendimiento rezagado del precio del maíz y la propia urea.

La volatilidad de precios es una medida del riesgo de mercados. Los resultados de este trabajo muestran que la volatilidad de los rendimientos de cada mercado es significativa; así como también se observa contagio de volatilidad en los mercados internacionales de los productos estudiados. Para el maíz como para la urea, la volatilidad de largo plazo tiene mayor impacto en la volatilidad total que las innovaciones o *shocks* recientes. Lo contrario ocurre para el mercado de petróleo WTI, dado que las influencias de las buenas o malas noticias impactan mayormente a la volatilidad de largo plazo. Asimismo, el mercado más volátil es el de la urea, seguido del maíz y en menor medida el del petróleo WTI.

Los contagios de volatilidad más intensos (de entre los productos estudiados) tienen lugar en los mercados internacionales de la urea y del maíz, seguido de los mercados de la urea y el petróleo WTI. Los contagios de volatilidad menos intensos se observan entre los mercados del maíz y del petróleo WTI. Estos resultados permiten aceptar la hipótesis de este trabajo.

Se analizan precios internacionales de productos que tienen un alto impacto en la estructura de costos de la agricultura y agroindustria mexicana. Ante escenarios de incertidumbre en diferentes mercados y aumento de precios, es necesario considerar instrumentos de política de fomento productivo, de aseguramiento y diversificación de flujos comerciales de estos productos, para hacer frente a escenarios cambiantes y mercados que se contagian rápidamente. La urgencia de instrumentación de políticas públicas es empujada por el crecimiento de la población mexicana en condición de pobreza. En la agenda investigación sobre los riesgos a la seguridad alimentaria de México, es necesario evaluar el comportamiento de las importaciones de diversos productos no diferenciados y su impacto en la inflación al productor y al consumidor.

Literatura citada

- Alkan, B. y Çiçek, S. (2020). Spillover effect in financial markets in Turkey. *Central Bank Review*. 20: 53-64. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.02.003>.
- An, H.; Qui, F. y Rude, J. (2021). Volatility spillovers between food and fuel markets: Do administrative regulations affect the transmission? *Economic Modelling*. 102: 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105552>.
- Apergis, N. y Rezitis, A. (2011). Food price volatility and macroeconomic factors: Evidence from GARCH and GARCH-X estimates. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 43(1): 95-110.
- Boffelli, S. y Urga, G. (2016). *Financial econometrics using Stata*. Stata Press. USA. 450 p.

- Bollerslev, T.; Engle, E. y Wooldridge, J. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*. 96(1): 116-131.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Third edition. Cambridge University Press. UK. 710 p.
- Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y Soberanía Alimentaria - CEDRESSA (2018). *Fertilizantes*. Palacio Legislativo de San Lázaro. México. 9 p. http://www.cedrssa.gob.mx/post_n-fertilizantes-n.htm. (Consultado 10 septiembre 2022).
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social - CONEVAL. (2021). *Medición de la pobreza 2018 – 2020*. https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza_2020.aspx. (Consultado 14 agosto 2022).
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. Fourth edition. John Wiley & Sons, Inc. USA. 504 p.
- Engle, R. y Kroner, K. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*. 11(1): 122-150. https://cmi.comesa.int/wp-content/uploads/2017/03/Multivariate-GARCH_Engel-Kroner_ET_1995.pdf.
- Etienne, X.L.; Trujillo-Barrera, A. y Wiggins, S. (2016). Price and volatility transmissions between natural gas, fertilizer, and corn markets. *Agricultural Finance Review*. 76 (1): 151-171. DOI 10.1108/AFR-10-2015-0044.
- Gallón, S. y Gómez, K. (2007). Distribución condicional de los retornos de la tasa de cambio colombiana: Un ejercicio empírico a partir de modelos GARCH multivariados. *Revista de Economía del Rosario*. 10(2): 127-152. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=509555106005>.
- Gardebroek, C. y Hernández, M.A. (2013). Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol, and corn markets. *Energy Economics*. 40: 119-129. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.06.013>.
- Gilbert, C.L. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*. 61(2): 398-425.
- González, S. y Tinoco, Z. (2021). Análisis de la volatilidad de precios al productor de limón en la costa del Pacífico mexicano. *Avances en Investigación Agropecuaria*. 25(3): 95-116. <https://doi.org/10.53897/RevAIA.21.25.18>.
- Gozgor, G. y Memis, C. (2015). Price volatility spillovers among agricultural commodity and crude oil markets: Evidence from the range-based estimator. *Agricultural Economics. (Czech Republic)*. 61(5): 214-221. doi: 10.17221/162/2014-AGRICECON.
- Granados, S.M.; Galán, J. y Leos, J.A. (2020). Volatilidad en los precios de los cereales básicos y su impacto en la seguridad alimentaria. México, 1995-2018. *NOESIS Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*. (30)58: 79-105. <http://dx.doi.org/10.20983/noesis.2020.2.4>.
- Granados S.M.; Gómez O. y Galán, F. (2022). La volatilidad del precio de frijol (*Phaseolus vulgaris*) en México: 2000-2020. *Economía Agraria y Recursos Naturales*. 22(1): 123-148. DOI: <https://doi.org/10.7201/earn.2022.01.06>.
- Kaltalioglu, M. y Soytaş, U. (2011). Volatility spillover from oil to food and agricultural raw material markets. *Modern Economy*. 2: 71-76. doi:10.4236/me.2011.22011.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B.; Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Labra, J.I. (2016). *Efectos del precio internacional de la leche sobre el precio pagado a productor chileno: Un análisis de cointegración y volatilidad*. Tesis para optar al grado de Magíster en Dirección de Empresas. Universidad del BÍO-BÍO. Facultad de Ciencias Empresariales. Chillán. Chile.
- Lama, A.; Girish, K.J.; Ranjit, K.P. y Bishal, G. (2015). Modelling and forecasting of price volatility: An application of GARCH and EGARCH Models. *Agricultural Economics Research Review*. 28(1): 73-82. DOI: 10.5958/0974-0279.2015.00005.1.
- Manera, M.; Nicolini, M. y Vignati, I. (2012). Returns in commodities futures markets and financial speculation: a multivariate GARCH approach. *FEEM Working Paper No. 23.2012*: 52 p. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2041177>.

- Mensi, W.; Hammoudeh, S.; Nguyen, D.K. y Yoon, S.M. (2014). Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices. *Energy Economics*. 43: 225-243. DOI:10.1016/j.eneco.2014.03.004.
- Mora, J.J.; Zamudio, A. y Fuentes, J. (2014). Volatilidad e interdependencia en los precios agrícolas a partir de un modelo GARCH multivariado. *Análisis Económico*. XXIX(72): 35-56. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41337767003>
- Nazlioglu, S.; Erdem, C. y Soyatas, U. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*. 36: 658-665. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.009>.
- Onour, I. y Sergi, B. (2011). Global food and energy markets: Volatility transmission and impulse response effects. *MPRA Paper No. 34079*. 20 p. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/34079>.
- Ortiz, A.A. y Girón, L.E. (2015). Predicción de volatilidad de la rentabilidad diaria del mercado del azúcar y su aplicación en la razón de cobertura. *Semestre Económico*. 18(38): 105-136.
- Ortiz A.F. y Montiel, G.A. (2017). Transmisión de precios futuros de maíz del Chicago Board of Trade al mercado spot mexicano. *Contaduría y Administración*. 62(2): 924-940. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2016.01.004>.
- Piot-Lepetit, I. y M'Barek, R. (2011). *Methods to analyses agricultural commodity price volatility*. Springer. New York. USA. 231 p.
- Rakshit, D.; Paul, R.K. y Panwar, S. (2021). Asymmetric price volatility of onion in India. *Indian Journal of Agricultural Economics*. 76(2): 245-260
- Rossetti, N.; Seido, M. y Faria, J.L. (2017). A behavioral analysis of the volatility of interbank interest rates in developed and emerging countries. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*. 22(42): 99-128. DOI 10.1108/JEFAS-02-2017-0033.
- Serra, T.; Zilberman, D. y Gil, J. (2010). Price volatility in ethanol markets. *European Review of Agricultural Economics*. 38(2): 259-280 <https://doi:10.1093/erae/jbq046>.
- Tsay, R.S. (2005). *Analysis of financial times series*. John Wiley y Sons. New Jersey, USA, 677 p.
- Vergara G. y Díaz, C. (2017). *Volatilidad de los precios de los granos básicos y su relación con la inflación y el consumo en México*. Ediciones y Gráficos Eón y Universidad Autónoma del Estado de México. 70 p.
- World Bank. (2023). Food security update. *Press report*. <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/40ebbf38f5a6b68bfc11e5273e1405d4-0090012022/related/Food-Security-Update-LXXVI-January-12-2023.pdf> (Consultado 20 enero 2023).
- Yang, Z.; Du, X.; Lu, L. y Tejada, H. (2022). Price and volatility transmissions among natural gas, fertilizer, and corn markets: A revisit. *Journal of Risk and Financial Management*. 15(91): 2-14. <https://doi.org/10.3390/jrfm15020091>.
- Yuan, X.; Tang, J.; Wong, W.K. y Sriboonchitta, S. (2020). Modeling co-movement among different agricultural commodity markets: A copula-GARCH approach. *Sustainability*. 393(12): 1-17. <https://doi:10.3390/su12010393>.
- Zhang, Z.; Lohr, L.; Escalante, E. y Wetzstein, M. (2009). Ethanol, corn, and soybean price relations in a volatile vehicle-fuels market. *Energies*. 2: 320-339; <https://doi:10.3390/en20200320>.

Recepción: 5 de febrero de 2023

Aceptado: 4 de abril de 2023