

Interdependencia del dólar de EE.UU. y el precio de los alimentos a través de cópulas

Interdependence of the US dollar and Food Price through Copulas

Dr. C. Mikel Ugando-Peñate¹, ugando75@gmail.com; Dr. C. Raimundo J. Lora-Freyre, lora@uo.edu.cu; MSc. María Esperanza González-del Foyo, mapy@uo.edu.cu

¹Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Sede Santo Domingo, Ecuador;

²Universidad de Oriente, Santiago de Cuba, Cuba

Resumen

Este trabajo trata sobre el uso de cópulas para estudiar la relación entre los movimientos del dólar de EE.UU. y los precios para el maíz, la soya, el trigo y el arroz. Cópulas con diferentes estructuras de dependencia condicional y variables en el tiempo de dependencia de los parámetros fueron empleados. Los resultados empíricos de los datos semanales para enero 1998-octubre 2012 proporcionan evidencia de una positiva y débil dependencia entre el USD y los alimentos y no la dependencia extrema de los mercados del maíz, el trigo y el arroz, lo que confirma que los picos de precios de estos alimentos no fueron causados por la extrema depreciación del USD. Sin embargo, para la soja, se encontró evidencia de dependencia media positiva y la dependencia de cola asimétrica, con dependencia positiva cola superior que confirma la contribución de la depreciación del dólar a los picos de precios de soja.

Palabras clave: precios de alimentos, cópulas, tipo de cambio, Dólar de EE.UU., co-movimiento.

Abstract

This paper describes the use of mating to study the relationship between the dollar (USD) US and prices for corn, soybeans, wheat and rice. Copulas with different structures and variables conditional dependence on the time dependence of the parameters were used. The empirical results of weekly data for January 1998-October 2012 provided evidence of a positive and weak dependence between the USD and food and no extreme dependence on markets corn, wheat and rice, which confirms that price spikes of these foods were not caused by the extreme depreciation of the USD. However, for soybeans it was found evidence of average positive dependence and asymmetric tail dependence, upper tail positive dependence confirming the contribution of the depreciation of the dollar to price spikes soybeans.

Keywords: food prices, copulas, exchange rate, US Dollar, co-movement.

Introducción

Las investigaciones recientes sobre el aumento de los precios de los alimentos en 2008 y 2011 han puesto de manifiesto el tipo dólar de EE.UU. (USD) como un factor importante en la explicación de los movimientos de precios de los alimentos e incluso se ha identificado la cotización del USD como un mecanismo a través del cual ciertos acontecimientos macroeconómicos pueden afectar los precios de los alimentos (Abbott *et al.*, 2011; Gilbert, 2010).

Las afirmaciones en la literatura revisada sobre la relación inversa entre el precio de los alimentos y el USD se basan en la ley de un solo precio de los bienes transables. Dado que los precios de alimentos se establecen y son facturados en esta moneda en los mercados internacionales de alimentos, el precio en dólares de los alimentos debe aumentar para compensar su depreciación, lo que reduce el precio de los alimentos en otras divisas y el aumento del poder adquisitivo y la demanda de alimentos de los consumidores extranjeros. La investigación empírica previa ha estimado que la depreciación del USD aumenta la elasticidad de precio de mercaderías entre un 0,5 y 1 (Gilbert, 1989). El aumento de los precios de los alimentos derivados de la depreciación del dólar ha sido estimada en alrededor de un 20 %. Además, Abbott *et al.* (2009) llegó a la conclusión, a partir de un análisis de los picos de precios de los alimentos, que la debilidad del USD representó alrededor del 50 % del aumento. La medida en que el tipo de cambio dólar impacta en los precios de los alimentos depende de la tasa del USD y la dependencia con el precio de alimentos.

La mayoría de los estudios empíricos han examinado el impacto de la debilidad del dólar en los precios de los productos básicos agrícolas en un contexto general y teniendo en cuenta la influencia de otras variables. Por ejemplo, la inflación en el mercado de alimentos de los EE.UU. se explica igualmente por los precios de la energía y tasas de cambio de acuerdo con Harri *et al.* (2009) y Baek y Koo (2010). Recientemente, Nazlioglu y Soytaş (2012) han examinado la relación entre los precios del petróleo, tipos de cambio y los precios de los productos agrícolas, lo que confirma el impacto positivo de la debilidad del USD en los precios agrícolas. El efecto de los precios del crudo en los precios de los alimentos también ha sido examinado por Gohin y Chantret (2010), aunque sin centrar la atención específica sobre el papel de los tipos de cambio. Al observar que los elevados precios de las mercancías han coincidido con tasas de interés bajas y con depreciaciones sustanciales en el USD, Akram (2009) examinó si la

disminución simultánea del USD y las tasas de interés reales fueron causa de los aumentos de precios de alimentos, encontrando perturbaciones de la cuenta en USD para un significativo proporción de fluctuaciones de precios de los alimentos. Del mismo modo Lombardi *et al.* (2010) encontraron evidencia de que las tasas de cambio y tasas de interés reales son importantes para explicar los precios de las materias primas. Además, Gilbert (2010) explica el reciente aumento de los precios de los alimentos, distinguiendo entre factores comunes y específicos de mercado, proporcionando evidencia a favor de los factores comunes, tales como las tasas de cambio, y en contra de determinados factores de mercado, como los precios del petróleo y la demanda de biocombustibles.

Aunque la evidencia empírica existente sobre el impacto del USD en los movimientos de precios de los alimentos proporciona evidencia sobre la importancia de esta moneda en la explicación de los cambios de precios de alimentos, ningún estudio ha examinado hasta ahora la estructura de dependencia entre el USD y el precio de los alimentos, es decir, no se ha demostrado sobre la forma en que el USD y precios de los alimentos se mueven conjuntamente. El co-movimiento del USD y el precio de los alimentos tiene implicaciones importantes para países en desarrollo y desarrollados por igual, ya que la volatilidad de precios de los alimentos y los desequilibrios internos de los alimentos están sujetos a los *shocks* USD y así determinar el diseño y la efectividad de las políticas de un país en precios de los alimentos. Por otra parte, el co-movimiento es de interés para los productores de alimentos y los inversionistas, ya que tiene profundas implicaciones para las estrategias de cobertura de productores y para la inversión de los agentes económicos en el mercado de alimentos y estrategias de gestión de riesgos, sobre todo porque el mercado de alimentos, al igual que otros mercados de materias primas, está experimentando un enorme grado de financiarización.

A través del uso de funciones cópula se estudió la estructura de dependencia entre el USD y los principales productos básicos de alimentos (maíz, soja, trigo y arroz). Las funciones cópula pueden proporcionar información tanto sobre la dependencia media y la dependencia de cola superior e inferior (movimientos conjuntos extremos) entre el dólar y el precio de los alimentos, lo que permite evaluar el posible impacto de la divisa USD en el precio de los alimentos en condiciones de mercado diferentes.

En especial, el objetivo es responder a las siguientes preguntas: ¿cuál es la estructura de dependencia entre el dólar y los mercados de alimentos?, ¿hay alguna dependencia de valor extremo?, ¿hay alguna respuesta asimétrica en los precios de los alimentos a la tasa del USD?, ¿esta relación ha cambiado en los últimos años? Responder a estas preguntas mejorará la comprensión de la relación entre el dólar y el precio de los alimentos y determinar si los mercados de alimentos y de divisas son algo dependiente o independiente durante los auges y caídas y si fue o no el dólar el responsable de los últimos picos de precios de los alimentos.

Fundamentación teórica

El estudio de la estructura de dependencia entre el dólar y el precio de los alimentos requiere de la caracterización de la función de densidad multivariante entre las dos variables de interés. La función cópula es una función multivariante que relaciona los cuantiles de las funciones de distribución marginales. Dadas dos variables aleatorias continuas X e Y con funciones de distribución marginales $u = F_X(x)$ y $v = F_Y(y)$, respectivamente, la cópula, C , es una función de u y v , $C(u, v)$, que toma valores en $[0, 1]$.

El Teorema de Sklar (1959) afirma que la cópula y la distribución multivariante conjunta de X e Y , $F_{XY}(x, y)$, están relacionadas, por lo tanto $F_{XY}(x, y) = C(u, v)$. De manera similar, la cópula condicional está relacionada con la densidad condicional multivariada (Patton, 2006):

$$F_{XY|W}(x, y | w) = C(F_{X|W}(x | w), F_{Y|W}(y | w) | w), \quad (1)$$

donde W es la variable condicionada, $F_{X|W}(x | w)$ es la distribución condicional de $X | W = w$, $F_{Y|W}(y | w)$ es la distribución condicional de $Y | W = w$ y $F_{XY|W}(x, y | w)$ es la distribución condicionada conjunta. La información sobre la densidad condicional multivariante se puede obtener diferenciando la ecuación (1) como:

$$f_{XY|W}(x, y | w) = f_{X|W}(x | w) \cdot f_{Y|W}(y | w) \cdot c(u, v | w), \quad (2)$$

donde $c(u, v | w) = \partial^2 C(u, v | w) / \partial u \partial v$ es la densidad condicionada de la cópula. Por consiguiente, la densidad condicional conjunta de las variables X y Y está representado por el producto de la densidad condicionada de la cópula y las dos densidades marginales condicionadas.

La modelización de la estructura de dependencia con cópulas en lugar de una función de densidad multivariante ofrece varias ventajas. En primer lugar, las cópulas permiten modelar por separado la dinámica del tipo de cambio del USD y de los precios de los alimentos; por otro lado, la estructura de dependencia, ofreciendo así una mayor flexibilidad en la modelización de las distribuciones marginales que la que se tendrían utilizando modelos paramétricos para la densidad multivariante.

En segundo lugar, las cópulas son especialmente útiles cuando la distribución conjunta de las variables de interés es no elíptica. En esos casos, la medida de la dependencia tradicional —el coeficiente de correlación lineal— es insuficiente para describir la estructura de dependencia (los inconvenientes de la utilización de la correlación lineal para analizar la dependencia se discuten en Embrechts *et al.*, 2003).

En tercer lugar, algunas medidas de concordancia entre las variables aleatorias, como la rho de Spearman o la tau de Kendall, son propiedades de la cópula. Finalmente, la cópula proporciona información sobre la dependencia promedio y de la dependencia cuando ocurren movimientos extremos en los precios de mercado, denominada dependencia de cola. La dependencia de cola mide la probabilidad de que dos variables toman valores conjuntamente en las colas superior o inferior de la distribución bivalente. Por lo tanto, la dependencia de la cola mide la propensión que tienen dos variables aleatorias para subir o bajar conjuntamente. La dependencia de la cola superior (derecho) e inferior (a la izquierda) se puede expresar en términos de la cópula entre X y Y como:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} \Pr[X \geq F_X^{-1}(u) \mid Y \geq F_Y^{-1}(u)] = \lim_{u \rightarrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u}, \quad (3)$$

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0} \Pr[X \leq F_X^{-1}(u) \mid Y \leq F_Y^{-1}(u)] = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{C(u, u)}{u}, \quad (4)$$

donde F_X^{-1} y F_Y^{-1} son las funciones cuantiles marginales y donde $\lambda_U, \lambda_L \in [0, 1]$. Dos variables aleatorias exhiben la dependencia de cola inferior(superior) si $\lambda_L > 0$ ($\lambda_U > 0$), lo que indica una probabilidad distinta de cero de observar un valor extremadamente pequeño (grande) para una serie junto con un valor extremadamente pequeño (grande) para la otra serie.

Con la finalidad de capturar diferentes formas de dependencia entre el USD y el precio de los alimentos se han considerado varias especificaciones para la función cópula: la cópula Gaussiana bivalente, con dependencia de cola cero; la cópula t de Student que captura la dependencia simétrica en la cola de la distribución y anida la de cópula Gaussiana como caso particular; la cópula Clayton, que permite una dependencia de cola inferior y la independencia en la cola superior; la cópula Gumbel, que permite la independencia en la cola inferior y la dependencia en la cola superior; la cópula de Clayton-Gumbel, la cual permite la dependencia asimétrica en la cola de la distribución y; por último, se han considerado las cópulas Gaussiana y t-Student con parámetros cambiantes en el tiempo para permitir que la dependencia cambie a lo largo del tiempo.

Para tener en cuenta las principales características del tipo de cambio del dólar y de los precios de los alimentos, tales como colas gruesas y el efecto de apalancamiento, para los modelos marginales se consideró el modelo ARMA(p,q)-TGARCH introducido por Zakoian (1994) y Glosten *et al.* (1993). De este modo, los modelos marginales para las rentabilidades del USD o de los alimentos, r_t , se pueden especificar como:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (5)$$

donde p y q son enteros no negativos y donde ϕ y θ son los parámetros AR y MA, respectivamente. El proceso de ruido blanco ε_t se supone que sigue una distribución t-Student con ν grados de libertad:

$$\sqrt{\frac{\nu}{\sigma_t^2(\nu-2)}} \varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } t_{\nu}, \quad (6)$$

σ_t^2 es la varianza condicional de ε_t , que evoluciona de acuerdo a:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^m \alpha_j \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^m \gamma_j \varepsilon_{t-j} I_{t-j} \quad (7)$$

donde ω es una constante; el componente de heterocedasticidad autorregresiva condicional generalizada (GARCH) está dado por σ_{t-j}^2 ; el componente de heterocedasticidad autorregresivo condicional (ARCH) está dado por las noticias sobre la volatilidad de los períodos anteriores, ε_{t-j} ; $I_{t-j} = 1$ si $\varepsilon_{t-j} < 0$, en caso contrario 0; y γ capta el efecto apalancamiento. Para $\gamma > 0$, la varianza condicional futura se

incrementará proporcionalmente más después de un shock negativo que en el caso de un shock positivo de la misma magnitud. El número de retardos p , q , r y m para cada serie fue seleccionado utilizando el criterio de información de Akaike (AIC).

Tabla 1: Especificaciones de las funciones cópula

| Cópula | Distribución | Parámetros | λ_L | λ_U |
|----------------|---|---|--|------------------|
| Gaussian | $C_N(u, v; \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$ | $\rho \in (-1, 1)$ | 0 | 0 |
| Student-t | $C_{ST}(u, v; \rho, \nu) = T_{\nu, \rho}(t_\nu^{-1}(u), t_\nu^{-1}(v))$ | $\rho \in (-1, 1)$ | $2t_{\nu+1}(-\sqrt{\nu+1}\sqrt{1-\rho}/\sqrt{1+\rho})$ | |
| Clayton | $C_{CL}(u, v; \alpha) = \max\left\{\left(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1\right)^{-1/\alpha}, 0\right\}$ | $\alpha \in [-1, \infty) \setminus \{0\}$ | $2^{-1/\alpha}$ | 0 |
| Gumbel | $C_G(u, v; \delta) = \exp\left(-\left((-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta\right)^{1/\delta}\right)$ | $\delta \in [1, \infty)$ | 0 | $2-2^{1/\delta}$ |
| Clayton-Gumbel | $C_{CG}(u, v; \delta, \eta) = \left\{\left[\left(u^{-\delta} - 1\right)^\eta + \left(v^{-\delta} - 1\right)^\eta\right]^{1/\eta} + 1\right\}^{-1/\delta}$ | $\delta > 0, \eta \geq 1$ | $2^{-1/\delta\eta}$ | $2-2^{1/\eta}$ |
| TVP Gaussian | $C_N(u, v; \rho) = \Phi_{\rho_t}(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$ | $\rho_t \in (-1, 1)$ | 0 | 0 |
| TVP Student-t | $C_{ST}(u, v; \rho, \nu) = T_{\nu, \rho_t}(t_\nu^{-1}(u), t_\nu^{-1}(v))$ | $\rho_t \in (-1, 1)$ | $2t_{\nu+1}(-\sqrt{\nu+1}\sqrt{1-\rho_t}/\sqrt{1+\rho_t})$ | |

Fuente: Embrechts, P., Lindskog, F., McNeil, A., (2003)¹

Los parámetros de las distribuciones marginales y de la función cópula se estiman por máxima verosimilitud (ML) utilizando un procedimiento de dos pasos llamado inferencia para las marginales (Joe y Xu, 1996). Este procedimiento consiste en descomponer la función de verosimilitud como la suma de la función de verosimilitud de las marginales más la verosimilitud de la función cópula (ecuación 2).

¹ $\Phi^{-1}(u)$ y $\Phi^{-1}(v)$ son funciones cuantiles normales estándar, Φ_ρ es la función de distribución acumulativa bivalente normal estándar con la correlación ρ , $t_\nu^{-1}(u)$ y $t_\nu^{-1}(v)$ son las funciones cuantiles univariantes de la distribución t-Student siendo ν el parámetro de grados de libertad, $T_{\nu, \rho}$ es la función de distribución acumulada bivariada t-Student siendo ν el parámetro de grados de libertad y ρ el coeficiente de correlación, TVP indica parámetro variable en el tiempo, y, ρ_t al igual que en Patton (2006) está dado por $\rho_t = \Lambda(\psi_0 + \psi_1 \rho_{t-1} + \psi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j}))$ donde $\Lambda(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1}$ es la transformación logística modificada para mantener el valor de ρ_t en (-1,1).

En consecuencia, primero se estiman los parámetros de las distribuciones marginales por separado utilizando ML y luego se estiman los parámetros de la cópula resolviendo el problema:

$$\psi = \arg \max_{\psi} \sum_{t=1}^T \ln c(\hat{u}_t, \hat{v}_t; \psi), \quad (8)$$

donde ψ son los parámetros de cópula, $\hat{u}_t = F_X(x_t; \hat{\alpha}_x)$ y $\hat{v}_t = F_Y(y_t; \hat{\alpha}_y)$ son consideradas observaciones de la cópula. Bajo condiciones de regularidad estándar, esta estimación de dos pasos es consistente y las estimaciones de los parámetros son asintóticamente eficientes y normales (Joe, 1997). Los modelos cópula se evaluaron utilizando el AIC ajustado por la existencia de sesgos derivados del tamaño de la muestra (Rodríguez, 2007 y Reboredo 2011).

Métodos y técnicas

Se estudió la estructura de dependencia entre los principales precios de los alimentos básicos mencionados y el USD utilizando datos semanales desde el 9 enero 1998 al 12 octubre 2012. Los precios de los alimentos, expresados en USD por tonelada, se obtuvieron de la Base de datos de precios de productos básicos de la Organización Internacional Alimentación y la Agricultura. Se analizaron los precios de los cereales porque los granos compiten con la demanda derivada para el maíz con la finalidad de producir etanol y con la demanda derivada para la soja con la finalidad de producir biodiesel (sobre todo cuando los precios del petróleo son altos).

Por otro lado, el trigo es un alimento clave que compite con el maíz y la soja para la rotación de cultivos y cuya producción es intensiva en energía. Finalmente, el arroz, además de ser un elemento básico fundamental en algunos países pobres, está sujeto a una serie de distorsiones comerciales que incluyen entre otras el acaparamiento especulativo (Heady, 2011; Timmer, 2010).

Para el tipo de cambio USD, se ha considerado el índice de cambio ponderado que elabora el Banco de la Reserva Federal de Saint Louis, donde un aumento del índice refleja una depreciación del USD. La rentabilidad de precios de alimentos y tasa de cambio se calcularon utilizando el sistema de capitalización continua, $r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, donde P_t and P_{t-1} son los precios en la semana t y en la semana anterior.

La figura 1 muestra la dinámica temporal de los precios de los alimentos y el USD durante el período muestral. Tendencias coherentes se pueden observar, a pesar de que

la intensidad y la duración de los movimientos hacia arriba o hacia abajo, en general, difieren. Existen algunos subperiodos en los que los precios de los alimentos aumentaron, principalmente antes de 2008, cuando el USD se depreció frente a las principales monedas. Con la intensificación de la crisis financiera mundial después de 2008, los precios de los alimentos cayeron y el USD se apreció. En años recientes, los precios de los alimentos y el dólar han seguido tendencias similares, y no hay concomitancia clara entre los picos de precios de alimentos en 2011 y el valor del dólar.

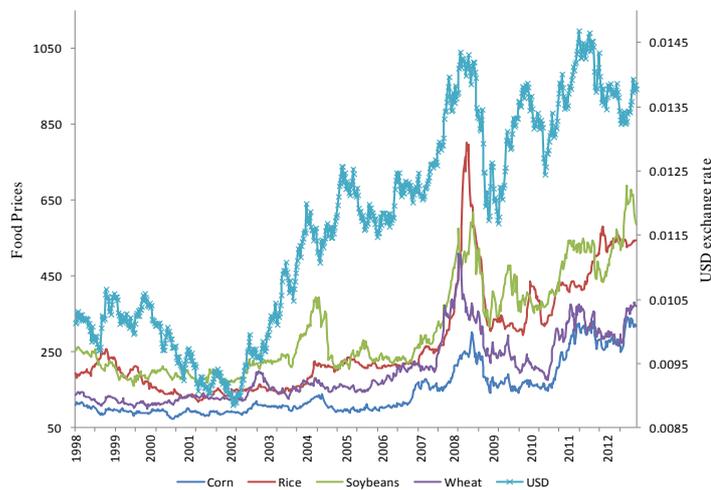


Figura 1: Movimientos de precios de alimentos y USD entre 9 enero 1998 y 12 octubre 2012
Fuente: Elaboración del autor

La estadística descriptiva y las propiedades estocásticas de los datos de rendimientos para los alimentos y del dólar se muestran en la tabla 2.

Tabla 2: Estadística descriptiva

| | Maíz | Soya | Trigo | Arroz | Dólar |
|--------------------|--------|--------|--------|---------|--------|
| Mean | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,000 |
| Std. Dev. | 0,039 | 0,038 | 0,038 | 0,027 | 0,011 |
| Max | 0,189 | 0,128 | 0,145 | 0,148 | 0,039 |
| Min | -0,138 | -0,232 | -0,153 | -0,111 | -0,043 |
| Skewness | 0,025 | -0,631 | 0,016 | 0,206 | -0,181 |
| Kurtosis | 4,498 | 6,692 | 4,162 | 6,582 | 4,247 |
| Jarque-Bera | 65,07 | 440,79 | 39,11 | 376,43 | 48,81 |
| Q(20) | 19,89 | 29,38 | 14,32 | 146,18* | 27,36 |
| ARCH-LM | 4,64* | 2,60* | 3,30* | 11,70* | 2,82* |

Fuente: Elaboración del autor²

² Los datos son semanales para el período 9 de enero de 1998 hasta 12 de octubre de 2012. Jarque-Bera es el estadístico χ^2 para la prueba de normalidad. $Q(k)$ es el estadístico de Ljung-Box para correlación serial en los rendimientos calculados con k retardos. ARCH-LM es el test-LM de Engel's para heterocedasticidad, calculado con 20 retardos. Un asterisco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5 %.

Los rendimientos medios fueron cercanos a cero para todas las series de rentabilidades y, dado que las rentabilidades fueron reducidas en relación con sus desviaciones estándar, no existe una tendencia significativa en los datos. La diferencia entre los valores máximos y mínimos muestra que los precios de los alimentos fueron más volátiles que el USD. Las rentabilidades del dólar mostraron valores negativos para la asimetría, aunque esta característica no fue compartida por las rentabilidades de los alimentos. Todas las rentabilidades muestran exceso de kurtosis, con valores que oscilaron entre 4,1 y 6,6, lo que confirma la presencia de colas gruesas en las distribuciones marginales y observaciones extremas relativamente frecuentes. El test de Jarque-Bera rechazó de forma contundente la normalidad de la distribución incondicional para todas las series. Además, el estadístico Ljung-Box hasta el orden 20 sugiere la ausencia de correlación para todas las series, con la excepción de la serie de rentabilidades para el arroz. Asimismo, el test del multiplicador de Lagrange para efectos ARCH (ARCH-LM) indica la presencia de efectos ARCH en todas las series de rendimientos.

El coeficiente de correlación lineal (tabla 3) indica que los alimentos y la depreciación del USD están correlacionados, si bien el coeficiente de correlación toma valores bajos, a excepción del arroz donde toma valores cercanos a cero. Para la muestra estudiada, no fue posible identificar cualquier punto de cambio estructural en la dependencia lineal cuando se aplicó el estadístico-F para la hipótesis nula de no cambio en la relación de dependencia lineal, como el desarrollado por Andrews (1993), Andrews y Ploberger (1994) y Hansen (1997).

Tabla 3: Matriz de correlación de Pearson

| | Maíz | Soya | Trigo | Arroz | Dólar |
|--------------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| Maíz | 1 | | | | |
| Soya | 0,338 | 1 | | | |
| Trigo | 0,487 | 0,223 | 1 | | |
| Arroz | 0,043 | 0,030 | 0,034 | 1 | |
| Dólar | 0,160 | 0,282 | 0,164 | 0,055 | 1 |

Fuente: Elaboración del autor

Antes de proporcionar estimaciones de cópulas paramétricas se reporta, en primer lugar, información sobre la estructura de dependencia entre los precios de los alimentos y el USD. Para ello, se obtuvo información sobre la cópula empírica para cada serie de retornos mediante la obtención de los deciles, de modo que las observaciones se

distribuyeron uniformemente en 10 cajas de tal manera que la caja 1 incluye las observaciones con los valores más bajos y la caja 10 incluye las observaciones con los valores más altos.

A continuación, para cada momento del tiempo t y para cada par de series dólar-alimentos, se ha asignado a cada observación a su caja específica, para $i, j = 1, 2, \dots, 10$ y $t = 1, 2, \dots, T$. Así, se tiene una matriz 10×10 , donde las filas incluyen las cajas de una serie en orden ascendente de arriba abajo y las columnas incluyen las ubicaciones de las cajas para la otra serie en orden ascendente de izquierda a derecha. Se cuenta el número de observaciones que compartían cada celda (i, j) , por lo que si las dos series están perfecta y positivamente (negativamente) correlacionadas se tendría que la mayoría de las observaciones se encuentran en la diagonal que une la esquina superior izquierda con la esquina inferior derecha (la esquina inferior izquierda con la esquina superior derecha), y si fueran independientes se tendría que los números en cada caja son aproximadamente iguales. Cuando existe dependencia de cola inferior entre las dos series se tendrían más observaciones en la celda $(1,1)$, mientras que si hay dependencia de cola superior se esperarían más observaciones en la celda $(10,10)$.

Resultados y discusión

Para los diferentes pares USD-alimentos los resultados de la cópula empírica muestran que la evidencia de dependencia positiva (excepto para el arroz) está indicada porque el número de observaciones a lo largo de la diagonal superior-izquierda/inferior-derecha es mayor que el número de observaciones en las otras celdas, por lo que el valor del USD y los precios de los alimentos se mueven en direcciones opuestas. Al comparar los 10th percentiles inferiores y superiores, el hecho de que no haya diferencias significativas entre las frecuencias extremas conjuntas y frecuencias medias es una primera evidencia de la independencia potencial de cola.

Se estimó el modelo de distribución marginal dado por las ecuaciones (5)-(7) para la serie de rentabilidades del USD y de los alimentos considerando diferentes combinaciones para los parámetros p, q, r y m desde cero hasta dos (tabla 4). El modelo más adecuado fue la especificación de un ARMA(0,0)-TGARCH (1,1), excepto para el arroz donde los desfases -1 y -4 se incluyeron en la especificación de la media. La volatilidad fue persistente en todas las series y el efecto apalancamiento fue significativo sólo para el trigo y el arroz, y no para el USD.

Tabla 4: Estimación de la distribución marginal para alimentos y el USD

| | Maíz | Soya | Trigo | Arroz | Dólar |
|-----------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| Media | | | | | |
| ϕ_0 | 0,002 (1,17) | 0,02 (1,66) | 0,001 (0,72) | 0,001 (1,59) | 0,001 (1,45) |
| ϕ_1 | | | | 0,1468 (4,45)* | |
| Varianza | | | | | |
| ω | 0,000 (2,16)* | 0,000 (2,37)* | 0,000 (2,34)* | 0,000 (0,81) | 0,000 (1,68) |
| α_1 | 0,122 (3,05)* | 0,130 (3,09)* | 0,198 (3,24)* | 0,191 (2,56)* | 0,053 (2,39)* |
| β_1 | 0,819 (15,21)* | 0,795 (13,27)* | 0,812 (16,68)* | 0,912 (42,33)* | 0,892 (18,92)* |
| γ | | | -0,129 (-2,10)* | -0,149 (-2,11)* | |
| Tail | 8,754 (2,84)* | 5,889 (5,02)* | 9,887 (2,39)* | 2,924 (6,10)* | 12,608 (2,33)* |
| Log-Likelihood | 1306,5 | 1345,3 | 1339,6 | 1657,1 | 2191,5 |
| Q(20) | 15,70 [0,735] | 22,14 [0,333] | 12,74 [0,888] | 24,13 [0,237] | 23,04 [0,287] |
| ARCH (20) | 1,11 [0,30] | 0,45 [0,98] | 0,52 [0,96] | 1,30 [0,16] | 0,60 [0,91] |

Fuente: Elaboración del autor³

Se evaluó la bondad del ajuste de los modelos marginales contrastado si las transformaciones de probabilidad para $\hat{u}_t = F_X(x_t; \hat{\alpha}_x)$ y $\hat{v}_t = F_Y(y_t; \hat{\alpha}_y)$ fueron i.i.d. uniforme (0,1). Esta proposición fue contrastada en dos pasos (Diebold *et al.*, 1998). Primero, se evaluó la hipótesis i.i.d. mediante el análisis de la correlación serial de $(\hat{u}_t - \bar{u})^k$ y $(\hat{v}_t - \bar{v})^k$ para $h=20$ retardos para ambas variables y $k = 1, 2, 3, 4$. Para contrastar la hipótesis nula de independencia serial, se utilizó el estadístico LM que se define como $(T - h)R^2$, donde R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión. Este estadístico se distribuye como una $\chi^2(h)$ bajo la hipótesis nula. Según los resultados de esta prueba, la hipótesis i.i.d. no se rechaza al nivel de significación del 5 %.

En segundo lugar, se ha probado la hipótesis nula de que \hat{u}_t y \hat{v}_t fueron uniformes (0,1) mediante las pruebas de Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises y de Anderson-

³ Esta tabla presenta las estimaciones de ML y el estadístico z (entre paréntesis) para los parámetros del modelo de distribución marginal definidos en las ecuaciones (4.5)-(4.7). Los valores p, q, r y m se seleccionaron mediante el criterio AIC para diferentes combinaciones de valores que van desde 0 a 2. Para la serie de arroz, también se consideró un retardo de -4. Q (20) es el estadístico de Ljung-Box para correlación serial en los residuos del modelo calculados con 20 retardos. ARCH es el test LM de Engel's para el efecto ARCH en los residuos hasta el orden 20. Los p valores (entre corchetes) por debajo de 0,05 indican un rechazo de la hipótesis nula. Un asterisco (*) indica significatividad para un nivel de confianza del 5 %.

Darling, donde se compara la distribución empírica y la función de distribución teórica especificada. Las últimas filas de la tabla 6 reportan los p valores para todas estas pruebas. En todos los casos la hipótesis nula de la correcta especificación de la función de distribución al nivel de significación del 5 % no puede ser rechazada. Por lo tanto, se puede concluir que los modelos de distribución marginales no están mal especificados y, como resultado, el modelo cópula captura correctamente los co-movimientos entre los precios de los alimentos y el USD.

Tabla 5: Pruebas de bondad de ajuste para las distribuciones marginales

| | Maíz | Soya | Trigo | Arroz | Dólar |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Primer momento | 0,746 | 0,505 | 0,683 | 0,526 | 0,108 |
| Segundo momento | 0,509 | 0,806 | 0,219 | 0,416 | 0,412 |
| Tercer momento | 0,924 | 0,440 | 0,922 | 0,196 | 0,468 |
| Cuarto momento | 0,330 | 0,935 | 0,631 | 0,429 | 0,712 |
| K-S test | 0,495 | 0,734 | 0,128 | 0,083 | 0,451 |
| C-vM tests | 0,700 | 0,824 | 0,586 | 0,093 | 0,480 |
| A-D test | 0,822 | 0,762 | 0,675 | 0,064 | 0,512 |

Fuente: Elaboración del autor⁴

Estimación de la función cópula para la dependencia

Primeramente se presenta una estimación no paramétrica de la densidad de la cópula (Deheuvels, 1978). Esta estimación en los puntos $\left(\frac{i}{T}, \frac{j}{T}\right)$ viene dada por:

$$\hat{C}\left(\frac{i}{T}, \frac{j}{T}\right) = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T \mathbf{1}_{\{u_k \leq u_{(i)}, v_k \leq v_{(j)}\}},$$

donde $u_{(1)} \leq u_{(2)} \leq \dots \leq u_{(T)}$ y $v_{(1)} \leq v_{(2)} \leq \dots \leq v_{(T)}$ son los estadísticos de orden de las muestras univariantes y donde 1 es la función indicador habitual. Según muestra la estimación de la densidad bivariada no paramétrica para los alimentos y el USD. Los resultados indican que: (1) existe dependencia positiva y débil entre los alimentos y el dólar, con la excepción del arroz donde hay independencia, (2) existe una clara

⁴Esta tabla recoge los p valores del estadístico LM para la hipótesis nula de no correlación serial de los cuatro primeros momentos de las variables u_t y v_t obtenidas de los modelos marginales que se presentan en la tabla 4. Las variables $(\hat{u}_t - \bar{u})^k$ y $(\hat{v}_t - \bar{v})^k$ son explicadas por 20 retardos para ambas variables considerando $k = 1, 2, 3, 4$. El estadístico LM se distribuye como $\chi^2(20)$ bajo la hipótesis nula. Los valores de p inferiores a 0,05 indican rechazo de la hipótesis nula de que el modelo está correctamente especificado. KS, C-VM y AD denotan la prueba de Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises y Anderson-Darling para la adecuación del modelo de distribución (se reportan los p valores de estos estadísticos).

evidencia de independencia de cola superior e inferior indicando que los mercados de alimentos y de cambio se mueven de forma independiente cuando ocurren eventos extremos en el mercado, excepto para la soja que muestra evidencia de dependencia de cola superior, y (3) evidencia de una baja probabilidad de movimientos extremos de signo contrario en el mercado: los movimientos extremos hacia arriba (hacia abajo) en los precios de los alimentos no ocurren simultáneamente con movimientos extremos hacia abajo (hacia arriba) en el tipo de cambio del dólar, consistente con los resultados de la tabla 3.

Los resultados para las funciones cópula paramétricas que se describen en la tabla 1 son: los parámetros de dependencia en las cópulas Gausiana y la t de Student (el coeficiente de correlación) fueron positivos, significativos y consistentemente cercanos al valor del coeficiente de correlación lineal de los datos. La dependencia varía según los tipos de alimentos: para el arroz fue cercana a cero e insignificante, mientras que para la soja alcanzó 0,29. Los grados de libertad para la cópula t de Student no fueron muy bajos (de 7 a 11), indicando la existencia de dependencia de cola para todos los tipos de alimentos, con la excepción del trigo dado que la cópula t de Student convergió a la cópula normal. Teniendo en cuenta la dependencia de cola asimétrica, las estimaciones de los parámetros para las cópulas Clayton y Gumbel fueron significativas (a excepción de la cópula Clayton para el arroz), reflejando así la dependencia positiva entre los alimentos y el USD. Sin embargo, la dependencia de cola fue bastante cercana a cero tanto para las cópulas Clayton como Gumbel, a pesar de que la soja muestra una clara evidencia de la dependencia de cola, principalmente en la cola superior. Del mismo modo, los parámetros estimados para la cópula Clayton-Gumbel, (δ y η), que admiten diferentes valores de dependencia para la cola superior e inferior, fueron significativos en la mayoría de los casos, indicando la independencia de cola para todos los precios de los alimentos, con la excepción de la soja, para la cual se encuentra dependencia de cola asimétrica.

Por último, los resultados de la dependencia variable en el tiempo para la cópula normal y t de Student también indican dependencia positiva, ya que el coeficiente de correlación tomó valores positivos en todo el periodo muestral. Comparando las diferentes estructuras cópula a través del criterio AIC ajustado el sesgo de muestra pequeña, las diferentes especificaciones cópula se consideraron apropiados para cada

serie de precios de los alimentos: las mejores cópulas fueron la Clayton, Clayton-Gumbel, Gaussiana y t-Student para el maíz, la soja, el trigo y el arroz, respectivamente.

En conclusión: (1) no se encontró evidencia de dependencias variables en el tiempo entre los alimentos y el dólar; (2) la dependencia promedio fue diferente para los distintos tipos de alimentos, con valores cercanos a cero para el arroz y valores relativamente altos para la soja; (3) no se encontró evidencia de dependencia de cola, con una dependencia de cola inferior de acuerdo con la cópula Clayton para el maíz que fue cercano a cero, mientras que la cópula Gumbel-Clayton aportó pruebas para la dependencia de cola superior y dependencia de cola inferior cerca a cero para la soja. Esta evidencia de la independencia de la cola es consistente con la idea de que los mercados de alimentos y de tipos de cambio exhiben una dependencia positiva baja y no estuvieron totalmente integrados, por lo que los movimientos extremos de valor en un mercado no fueron transmitidos al otro mercado. Este resultado indica que las alzas de precios de alimentos, como los observados en las crisis de precios de los alimentos en 2008 y 2011 (Abbott et al., 2011) no puede ser explicado por la depreciación del USD y se deberían considerar otros factores determinantes de la oferta y demanda de alimentos.

Conclusiones

- 1. Se ha contribuido al estudio sobre la relación entre el USD y el precio de los alimentos en dos formas. En primer lugar, es la primera vez que se utilizan funciones cópula para caracterizar la estructura de la dependencia. En segundo lugar, la dependencia de cola permitió evaluar si los mercados de alimentos y tipos de cambio son dependientes o independientes durante los períodos de fuertes auges y caídas.*
- 2. La evidencia empírica obtenida para el período comprendido entre enero de 1998 y octubre de 2012, corrobora la existencia de dependencia promedio baja y positiva e independencia de cola entre el USD y el maíz y el trigo, mientras que existe dependencia promedio e independencia de cola para el arroz. Esta evidencia indica que los picos de precios de estos productos no fueron causados por la extrema depreciación del USD. Por el contrario, la evidencia de la dependencia media positiva y la dependencia de cola asimétrica que se encontró para la soja indica que la depreciación del dólar ha contribuido a los picos de precios observados en la soja.*

Referencias bibliográficas

1. Abbott, P.C., Borot de Battisti, A. (2009). Recent Global Food Price Shocks: Causes, Consequences and Lessons for African Governments and Donors, Plenary Session on Global Food Price Shocks: Causes, Consequences and Policy Options in Africa, Mombasa, Kenya.
2. Abbott, P.C., Hurt, C., Tyner, W.E. (2011). What's driving food prices in 2011? *Farm Foundation Issue Report*.
3. Akram, F.Q., (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics* 31, 838-851.
4. Andrews, D.W.K. (1993). Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61, 821-856.
5. Andrews, D.W.K., Ploberger, W. (1994). Optimal test when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica* 62, 1383-1414.
6. Baek, J., Koo, W.W., (2010). Analyzing factors affecting U.S. food price inflation. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 58, 303-320.
7. Banco de la Reserva Federal de Saint Louis (<http://www.frbstlouis.com>).
8. Deheuvels, P. (1978). Caractérisation complète des lois extremes multivariées et de la convergence des types extremes, *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris* 23, 1-36.
9. Diebold, F. X., Gunther, T. A., Tay, A. S. (1998). Evaluating density forecasts with applications to financial risk management. *International Economic Review* 39(4), 863-883.
10. Embrechts, P., Lindskog, F., McNeil, A. (2003). Modelling dependence with copulas and applications to risk management. In: Rachev, S. (Ed.), *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*. Elsevier, The Netherlands.
11. Gilbert, C. (1989). The impact of exchange rate changes and developing country debt on commodity prices. *Economic Journal* 99, 773-784.
12. Gilbert, C. L. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics* 61, 398-425.
13. Glosten, L.R., Jaganathan, R., Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks. *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
14. Gohin, A., Chantret, F. (2010). The long-run impact of energy prices on world agricultural markets: the role of macro-economic linkages. *Energy Policy* 38, 333-339.
15. Hansen, B.E. (1997). Approximate asymptotic p values for structural-change tests. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 60-67.
16. Harri, A., Nalley, L., Hudson, D. (2009). The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 41, 501-510.
17. Heady, D. (2011). Rethinking the global food crisis: The role of trade shocks. *Food Policy* 36, 136-146.
18. Joe, H. (1997). Multivariate models and dependence concepts. *Monographs in Statistics and Probability* 73. Chapman and Hall: London.
19. Joe, H., Xu, J. J. (1996). The estimation method of inference functions for margins for multivariate models. *Technical Report No. 166*. Department of Statistics, University of British Columbia.

20. Lombardi, M., Osbat, C., Schnatz, B. (2010). Global commodity cycles and linkages: a FAVAR approach. *European Central Bank Working Paper 1170*.
21. Nazlioglu, S., Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics 34*, 1098–1104.
22. Patton, A. J. (2006). Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International Economic Review, 47(2)*, 527-556.
23. Reboredo, J. C. (2011). How do crude oil prices co-move? A copula approach. *Energy Economics 33*, 948–955.
24. Rodriguez, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance 14*, 401–423.
25. Senauer, B. (2008): Food market effects of a global shift toward bioenergy. *American Journal of Agricultural Economics 90*, 1226-1232.
26. Sklar, A. (1959). Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs Marges. *Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris 8*, 229-231.
27. Timmer, C.P. (2010). Reflections on food crises past. *Food Policy 35*, 1–11.
28. Zakoian, J.M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economics Dynamics and Control 18*, 931-944.