

Diversificación y protección de inversiones contra el riesgo a la baja de precios de alimentos

Diversification and Investment Protection against Downside Risk Food Price

Dr.C. Mikel Ugando-Peñate, ugando75@gmail.com

Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Sede Santo Domingo, Ecuador

Resumen

Este trabajo describe la diversificación y protección de inversiones en alimentos contra el riesgo a la baja utilizando resultados de la relación de dependencia existente entre el dólar (USD) de EE.UU. y los precios para el maíz, la soja, el trigo y el arroz. Teniendo en cuenta que los productos alimenticios se encuentran en un proceso de financiarización, se examinaron las consecuencias de enlaces USD con precio de los alimentos para la gestión de la política de riesgos alimentarios. Se ofrecen pruebas de la efectividad de cobertura en dólares para reducir el riesgo de una cartera de alimentos y un mejor rendimiento general en términos de la función de pérdida del inversionista que una cartera compuesta solo de alimentos.

Palabras clave: cobertura, riesgo a la baja, valor en riesgo, pérdidas esperadas, precios de alimentos.

Abstract

This paper describes the diversification and protection of investments in food against downside risk using results from the relationship of dependency between the dollar (USD) US and prices for corn, soybeans, wheat and rice. Given that food products are in a process of financialization, the consequences of USD bonds with food prices for managing food risk policy were discussed. We provide evidence of the effectiveness of USD hedging to reduce the risk of a portfolio of food and better overall performance in terms of function loss investor a portfolio composed only of food.

Keywords: coverage, downside risk, value at risk, expected loss, food prices.

Introducción

La evidencia empírica existente ha puesto de manifiesto que los co-movimientos USD y los precios de los alimentos tiene implicaciones importantes para países en desarrollo y desarrollados por igual, pues la volatilidad de los precios de los alimentos y los desequilibrios internos de los alimentos están sujetos a los *shocks* USD, los cuales permiten 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, puesto 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 (Tang y Xiong, 2010a). Al estudiar el co-movimiento USD y los precios de los alimentos se pretende aportar a la evidencia empírica existente sobre esta relación de dependencia de dos formas.

En primer lugar, dado los crecientes flujos de inversión en los mercados de productos alimenticios y el proceso de financiación de estos mercados, el conocimiento de co-movimiento entre el dólar y el precio de los alimentos es útil para los gestores de cartera que buscan la diversificación de la misma, así como la protección de su inversión frente al riesgo a la baja en el precio los alimentos (Embrechts *et al.*, 2003). Algunos autores han examinado los beneficios de la diversificación de los productos básicos desde diferentes puntos de vista. Gorton y Rouwenhorst (2006) estudiaron los co-movimientos de mercado de los productos básicos con respecto a las acciones y bonos; Erb y Harvey (2006) encontraron que distintos productos básicos tenían poca correlación de precios entre sí, mientras que Bessembinder (1992) y de Roon *et al.* (2000) analizaron el efecto de la presión de las estrategias de cobertura sobre las primas de riesgos en futuros agrícolas.

En este estudio se evalúan las implicaciones de dependencia promedio y de cola de los precios de los alimentos y el dólar americano. Con esta finalidad, se evaluó la importancia del dólar en la gestión de riesgos de precios de alimentos al comparar el riesgo de un cartera compuesta por alimentos y dólar frente al riesgo de un cartera configurada únicamente de alimentos, evaluando por medio del valor en riesgo (VaR) si

un inversor puede lograr beneficios en términos de reducción de riesgos al considerar el dólar en su cartera.

El estudio empírico de la estructura de dependencia para el USD con los mercados de maíz, soja, trigo y arroz abarca el período de enero 1998 a octubre 2012. Las distribuciones marginales de las series de variaciones de precios fueron modelizadas utilizando un modelo ARMA-TGARCH, mientras que la relación de dependencia se ha caracterizado utilizando diversas especificaciones para las funciones cópulas: con independencia de cola, con dependencia simétrica y asimétrica de cola y con dependencia variable en el tiempo.

La evidencia empírica obtenida indica que la dependencia media es positiva y reducida, con independencia de cola, para el dólar, el maíz y el trigo, mientras que existe independencia promedio y de cola con el arroz. Los resultados confirman que el alza en los precios de estos alimentos no fue provocado por una pérdida extrema en el valor del dólar. Sin embargo, la evidencia obtenida para la soja indica que la dependencia media fue positiva y significativa, mientras que la dependencia de cola fue asimétrica, siendo únicamente significativa la dependencia en la cola superior. Este resultado apunta a que la depreciación del dólar ha contribuido a formar los picos alcistas de los precios de la soja.

En cuanto a las consecuencias de los vínculos entre el precio de los alimentos y la depreciación del dólar para la gestión de riesgos se proporciona evidencia de la utilidad de incluir al dólar en una cartera de inversión en alimentos dado que, en comparación con una cartera compuesta únicamente por alimentos, hay evidencia de cobertura, eficacia en la reducción de riesgo de la cartera y una reducción VaR y un mejor rendimiento en términos de la función de pérdida del inversor.

Fundamentación teórica

El análisis empírico de co-movimiento entre productos de alimentación y mercados de cambio tiene una serie de implicaciones: en primer lugar, el análisis indica que la dependencia de los movimientos del dólar americano no tiene plenamente en cuenta las fluctuaciones de precios de los alimentos, en particular, las depreciaciones extremas del dólar que tienen un efecto neutro sobre los mercados de productos básicos agrícolas a excepción del mercado de soja. La evidencia sobre el nexo de soja-dólar en el extremo superior de la distribución conjunta se explica por el hecho de que es el principal cultivo utilizado en la producción de biodiesel como fuente de energía alternativa. Además, la

depreciación del dólar está relacionada con el precio del petróleo, por lo que existe un nexo entre el tipo de cambio del dólar, el precio de la soja y el precio del petróleo (Reboredo, 2012a, 2012b).

La evidencia encontrada tiene implicaciones para los responsables políticos, que deben tener en cuenta el efecto asimétrico de los tipos de cambio del dólar en las políticas con la finalidad de estabilizar los precios de algunos alimentos, como el arroz y el trigo. En algunos países pobres o de ingresos medios, un proyecto de ley de aumento de las importaciones de alimentos podría resultar en un mayor déficit en cuenta corriente, lo que, a su vez, afectaría negativamente a las variables macroeconómicas como el tipo de cambio, las reservas bancarias nacionales y del endeudamiento (Senauer, 2008).

Como consecuencia de ello, a corto plazo, las políticas de subsidios de alimentos deben estar diseñadas para reducir los efectos negativos de los precios de los alimentos en los países pobres y deben aplicarse con independencia de los cambios bruscos en la tasa de cambio del dólar. Además, los gobiernos aplican diferentes políticas de precios, como el control de precios, regulaciones comerciales que influyen en el origen y destino de las exportaciones y las políticas de libre comercio para controlar la volatilidad de los precios agrícolas y evitar así los efectos de los grandes movimientos y los cambios en los tipos de cambio con el dólar. La evidencia empírica obtenida indica que tales políticas son innecesarias.

Desde la década del 2000, una inversión significativa en los alimentos ha llevado a una financiarización de los mercados de alimentos básicos (Tang y Xiong, 2010b). Los productos alimenticios se han convertido, de este modo, en una clase de activos para los que los co-movimientos de su precio con otras variables financieras son especialmente relevantes para la diversificación y la protección de las inversiones contra riesgos a la baja. Por lo tanto, la evidencia obtenida de las funciones cópula con respecto a un fortalecimiento del dólar y el precio de los alimentos, es de vital importancia para los inversores que buscan activos para cubrir y garantizar la protección de riesgo a la baja.

Métodos utilizados

Para analizar la utilidad en la gestión de riesgos de fluctuaciones en los precios de los alimentos se consideraron cuatro carteras, cada una con determinadas características y una cartera de referencia, denominada Cartera 1, formado por un solo tipo de alimento considerado como activo. Se evaluó la eficacia de la reducción del riesgo comparando el

porcentaje de reducción de la varianza de una cartera frente a la Cartera 1. Se ha considerado otra cartera, llamada Cartera 2, obtenida reduciendo al mínimo el riesgo de una cartera de alimentos y el dólar americano sin reducir el rendimiento esperado y donde el peso óptimo del dólar en el momento t viene dado por Kroner y Ng (1998):

$$\omega_t^{\text{USD}} = \frac{h_t^{\text{F}} - h_t^{\text{F-USD}}}{h_t^{\text{USD}} - 2h_t^{\text{F-USD}} + h_t^{\text{F}}}, \quad (1)$$

bajo la restricción de que, $\omega_t^{\text{USD}} = 1$ si $\omega_t^{\text{USD}} > 1$ y $\omega_t^{\text{USD}} = 0$ si $\omega_t^{\text{USD}} < 0$, y donde h_t^{USD} , h_t^{F} , y $h_t^{\text{F-USD}}$ son la volatilidad condicional del dólar, la volatilidad condicional de los alimentos y la covarianza condicional entre el alimento y el dólar en el momento t , respectivamente. El peso otorgado a la alimentación en la cartera es, por construcción, igual a $(1 - \omega_t^{\text{USD}})$. Toda la información en la ecuación (1) puede obtenerse a partir del modelo ARMA-TGARCH y de la cópula que ofrece el mejor ajuste. También se consideró una cartera igualmente ponderada, denominada Cartera 3, con buen rendimiento fuera de la muestra de acuerdo con DeMiguel *et al.* (2009).

Por último, a partir de una estrategia de cobertura de riesgo que consiste en mantener una posición corta en una cantidad de futuros y una posición larga en el mercado *spot* (Hull, 2011), se consideró una cartera llamada Cartera 4, (Gilbert, 2010). Así, se considera una posición larga de un dólar en el mercado de los alimentos cubiertos por una posición corta de dólares en el mercado de cambio, dado por:

$$\beta_t = \frac{h_t^{\text{F-USD}}}{h_t^{\text{USD}}}, \quad (2)$$

La eficacia de la reducción del riesgo de las carteras se evaluó comparando el porcentaje de reducción de la varianza de una cartera frente a la Cartera 1:

$$\text{RE}_{\text{variance}} = 1 - \frac{\text{Variance}_{\text{Portfolio } j}}{\text{Variance}_{\text{Portfolio } 1}}, \quad (3)$$

donde $j = 2,3,4$ y $\text{variance}_{\text{Portfolio } j}$ and $\text{variance}_{\text{Portfolio } 1}$ son las varianzas en los rendimientos de la Cartera j y Cartera 1, respectivamente.

Las informaciones utilizadas fueron los resultados de la estructura de dependencia mediante las funciones cópulas paramétricas entre los principales precios de los

alimentos básicos –el maíz, la soja, el trigo y el arroz– y el dólar utilizando datos semanales desde el 9 enero de 1998 al 12 octubre de 2012 (el período de la muestra inicial y el número de semanas consideradas se determinó por la disponibilidad de datos de precios de alimentos).

Los precios de los alimentos, expresados en dólares por tonelada, se obtuvieron de la Base de datos de precios de productos básicos de la Organización Internacional Alimentación y la Agricultura. Para el tipo de cambio dólar 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 dólar. Los datos fueron descargados de la página web del Banco de la Reserva Federal de Saint Louis (<http://www.frbstlouis.com>). 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.

Los resultados para las funciones cópula paramétricas y con parámetros variables en el tiempo se describen en tabla 1 y 2. La evidencia de cópulas elípticas indicó que, en general, 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. Los parámetros estimados para la cópula Clayton-Gumbel, $(\delta$ y $\eta)$, 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.

Tabla 1: Resultados para los modelos cópula¹

	Maíz-Dólar	Soja-Dólar	Trigo-Dólar	Arroz-Dólar
Gaussian				
ρ	0,111 (0,037)*	0,292 (0,034)*	0,147 (0,037)*	0,053 (0,042)
AIC	-6,661	-56,047	-13,115	0,422
Student-t				
ρ	0,111 (0,038)*	0,282 (0,033)*	0,148 (0,001)*	0,053 (0,041)
ν	10,710 (4,741)*	7,044 (2,510)*	500,000 (1,887)*	11,292 (5,732)*
AIC	-10,706	-62,883	-11,082	-0,586
Clayton				
α	0,150 (0,047)*	0,314 (0,054)*	0,153 (0,047)*	0,053 (0,048)
AIC	-10,832	-43,725	-10,838	0,644
Gumbel				
δ	1,059 (0,026)*	1,227 (0,035)*	1,080 (0,028)*	1,037 (0,027)*
AIC	-3,996	-62,556	-9,594	-0,185
Clayton-Gumbel				
δ	0,135 (0,056)*	0,122 (0,060)*	0,104 (0,055)*	0,021 (0,056)
η	1,012 (0,026)*	1,165 (0,042)*	1,040 (0,029)*	1,029 (0,032)*
AIC	-9,038	-65,422	-11,606	1,687

Por último, los resultados de la dependencia variable en el tiempo para la cópula normal y t de Student también indican dependencia positiva, pues 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.

No se observan evidencias de dependencias variables en el tiempo entre los alimentos y el dólar; 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; 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

¹La tabla presenta las estimaciones de los parámetros de cópula para varias especificaciones cópula, errores estándar (entre paréntesis) y el AIC ajustados por sesgo de muestra pequeña para cada par de retornos de alimentos-dólar. En negrita se indica el valor de AIC mínimo, que indica el mejor ajuste cópula. El número total de observaciones para cada par fue 695. Un asterisco (*) indica significación al nivel de confianza del 5 %.

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 (Abbott *et al.*, 2011).

Tabla2: Resultados para los modelos cópula con parámetros variables en el tiempo²

	Maíz-Dólar	Soja-Dólar	Trigo-Dólar	Arroz-Dólar
TVPGaussian copula				
ψ_0	0,301 (0,166)	0,045 (0,064)	0,092 (0,154)	0,292 (0,168)
ψ_2	0,068 (0,082)	0,065 (0,070)	0,072 (0,194)	0,001 (0,991)
ψ_1	1,528 (0,610)*	1,679 (0,578)*	-0,034 (0,989)	0,001 (0,099)
AIC	-4,414	-53,601	-9,224	4,434
TVPStudent-t copula				
ψ_0	0,301 (0,166)	0,080 (0,114)	0,178 (0,338)	0,154 (0,164)
ψ_2	0,095 (0,142)	0,032 (0,038)	0,055 (0,147)	0,112 (0,202)
ψ_1	-1,229 (1,090)	1,703 (0,456)*	0,495 (2,755)	-1,249 (1,509)
AIC	-1,328	-58,891	11,940	7,434

Resultados y discusión

Resultados empíricos e implicaciones para el análisis del riesgo

Se evaluó la utilidad del dólar en la protección contra el riesgo de bajadas extremas para los alimentos considerados como activo. A tal efecto, se estimó el valor en riesgo para todas las carteras. El valor en riesgo en el tiempo t para un activo o una cartera con una rentabilidad r_t se caracteriza por un nivel de confianza $(1-p)$ como:

$$\Pr(r_t \leq \text{VaR}_t | \psi_{t-1}) = p, \quad (4)$$

²La tabla presenta las estimaciones de los parámetros de cópula con parámetros variables en el tiempo, errores estándar (entre paréntesis) y el AIC ajustados por sesgo de muestra pequeña para cada par de retornos de alimentos-dólar. Para cópulas TVP, q fue elegido para valores entre 8 y 14 según el AIC. El número total de observaciones para cada par fue 695. Un asterisco (*) indica significación al nivel de confianza del 5%.

donde ψ_{t-1} es la información disponible hasta el instante $t-1$. En otras palabras, el VaR es la pérdida máxima en valor de la cartera para un período de tiempo dado y un nivel de confianza dado, o alternativamente, la pérdida asociada con p^{th} percentil de la distribución de rendimientos durante un período determinado. Se puede calcular como:

$$\text{VaR}_t(p) = \mu_t - \Phi^{-1}(p)\sqrt{h_t}, \quad (5)$$

donde μ_t y $\sqrt{h_t}$ son la media y la desviación estándar condicional de los rendimientos de la cartera y donde $\Phi^{-1}(p)$ denota el cuantil $(1-p)$ de la distribución de la cartera.

Una medida del riesgo relacionado con el VaR es el tamaño esperado de la pérdida si el VaR es excedido (ES), es decir:

$$\text{ES} = E[r_t | r_t < \text{VaR}_t(p)], \quad (6)$$

Partiendo de una cartera compuesta por los alimentos y el USD, la rentabilidad logarítmica se calcula como:

$$r_t = \log(\omega_t^{\text{USD}}e^{r_t^{\text{USD}}} + (1 - \omega_t^{\text{USD}})e^{r_t^{\text{F}}}), \quad (7)$$

donde r_t^{USD} , r_t^{F} y ω_t^{USD} son las rentabilidades continuas para el dólar, los alimentos y la proporción de renta invertida en dólares, respectivamente. Con la simulación de Monte Carlo, se obtuvo el VaR de la cartera y el ES de las funciones de distribución marginales y la información de la función cópula del siguiente modo: (1) se simularon dos innovaciones para cada tiempo t de las mejores funciones cópula para cada tipo de alimento, (2) se transformaron estos valores simulados en los residuos tipificados invirtiendo la función de distribución acumulada marginal para cada par de alimentos-dólar, y (3) utilizando los residuos estandarizados simulados, hemos calculado las rentabilidades de alimentos y del dólar con los modelos marginales estimados y, para los pesos de cartera dados, calculamos los retornos de la cartera dados por la ecuación (7). Este proceso se ha repetido 2000 veces para $t = 1, \dots, T$ y el VaR se obtiene como el valor del p^{th} percentil en la distribución de los rendimientos de la cartera, mientras que el ES se calcula como el valor medio para las situaciones en que los retornos de la cartera exceden el VaR.

Se evaluaron las ganancias de riesgo a la baja de dos formas diferentes. En primer lugar, la precisión del VaR para cada cartera fue contrastado utilizando la prueba de razón verosimilitud condicional de la cobertura correcta, según el test propuesto por Christoffersen (1998), que tiene la independencia y la cobertura incondicional en cuenta (Jorion, 2007). A continuación, se examinó las reducciones de VaR y ES para las carteras 2, 3 y 4 en comparación con los valores que toman para la cartera 1 y luego se comparan las carteras 2, 3 y 4 con la cartera 1 considerando el siguiente VaR basado en la función de pérdida del inversor (Sarma *et al.*, 2003):

$$l_t = E \left[r_t - \text{VaR}_t(p) \right]^2 1_{\{r_t - \text{VaR}_t(p)\}}, \quad (8)$$

donde 1 es la función indicadora habitual y donde el término cuadrático tiene en cuenta la magnitud de la pérdida, penalizando más las desviaciones grandes que las pequeñas. Dado el diferencial de pérdida, $z_t = l_t - l_t^1$, se contrasta la hipótesis nula de un diferencial nulo frente a la alternativa de un diferencial de pérdida mediana negativo. Para ello se emplea la prueba de los signos de un solo lado, definida como: $S = \left(\sum_{t=1}^T 1_{\{z_t \geq 0\}} - 0.5T \right) (0.25T)^{-0.5}$. Esta prueba se distribuye asintóticamente como una normal estándar y la hipótesis nula puede ser rechazada cuando $S < -1,645$.

Un mayor valor del ratio de eficacia de reducción del riesgo significa una mayor reducción de la varianza. La tabla 3 presenta los resultados de eficacia de reducción del riesgo para las carteras de 2, 3 y 4 para los diferentes tipos de alimentos. Los resultados indican una reducción de riesgo significativa para las carteras 2 y 3 y de menor cuantía para la cartera 4. Esta evidencia fue común a los diferentes tipos de alimentos, con resultados generalmente mejores para la cartera 2 que para las carteras 3 y 4. Estos resultados ponen de manifiesto la utilidad del dólar en la reducción de riesgo en una cartera de alimentos.

Tabla 3: Efectividad en reducción del Riesgo³

	Maíz	Soja	Trigo	Arroz
Cartera 2	0,919	0,910	0,908	0,846
Cartera 3	0,713	0,686	0,705	0,692
Cartera 4	0,012	0,078	0,019	0,028

³ Esta tabla muestra los resultados de eficacia en la reducción de riesgos para carteras de alimentos y dólar en comparación con una cartera compuesta únicamente de alimentos, calculado de acuerdo con la relación de efectividad-riesgo dada en la ecuación (3). Los pesos de la cartera 2 están dados por la ecuación (1), la cartera 3 tiene el mismo peso y los pesos de la cartera 4 están dados por la ecuación (2).

La tabla 4 presenta los resultados de la evaluación de riesgo para un nivel de confianza del 99 %. La prueba de cobertura condicional indica que las carteras compuestas de alimentos y dólar se han comportado bien en términos del VaR puesto que la hipótesis nula de cobertura condicional correcta no se rechaza al nivel de significación del 5%. Los resultados condicionales de cobertura de la cartera 1 también fueron positivos, excepto para el arroz, que no tuvo una cobertura condicional correcta para un nivel de significación del 5 %.

Tabla 4: Evaluación del riesgo a la baja para alimentos y dólar⁴

	Maíz	Soja	Trigo	Arroz
Cartera 1				
Cond, Cov,	0,460	0,232	0,241	0,018
ES	-0,015	-0,042	-0,011	-0,030
Cartera 2				
Cond, Cov,	0,704	0,878	0,704	0,712
VaRReduc,	0,082	0,096	0,075	0,063
ES	-0,004	-0,004	-0,004	-0,006
Sign Test	-25,98	-25,90	-25,98	-25,98
Cartera 3				
Cond, Cov,	0,460	0,887	0,715	0,237
VaRReduc,	0,054	0,067	0,048	0,051
ES	-0,008	-0,021	-0,005	-0,007
Sign Test	-26,28	-26,05	-26,13	-26,21
Cartera 4				
Cond, Cov,	0,451	0,704	0,704	0,920
VaRReduc,	0,005	0,026	0,003	0,019
ES	-0,021	-0,040	-0,007	-0,008
Sign Test	-26,05	-25,98	-26,21	-25,83

Al investigar el efecto de la reducción del valor en riesgo derivado de la inclusión del dólar en una cartera de alimentos se encontró evidencia de la reducción del valor en riesgo en todas las carteras, por lo que la pérdida máxima esperada en el valor de la cartera fue mayor en las carteras de los alimentos que en las carteras mixtas alimentos–dólar. El ES también se redujo para las carteras 2, 3 y 4. Por último, la evidencia proporcionada por la prueba de los signos de un solo lado indicó que las carteras de pesos óptimos e igualmente ponderados superaron la cartera 1 de alimentos.

⁴ Esta tabla muestra los resultados de ganancias en términos de riesgo para carteras de alimentos y dólar en comparación con una cartera compuesta solo por alimentos (cartera 1). Los pesos de cartera 2 están dados por la ecuación (1), la cartera 3 tiene el mismo peso y los pesos de la cartera de 4 están dados por la ecuación (2). Cond. Cov. indica los p valores para la prueba de cobertura condicional. VaRReduc. es la reducción de VaR de la cartera con respecto a la cartera 1 (valores positivos indican reducción VaR). ES la pérdida esperada condicionada a que sea mayor que el VaR. Sign test es la prueba de los signos de un solo lado de las diferencias en la función de pérdida para las carteras de 2, 3 y 4 en comparación con cartera 1.

Conclusiones

1. *La volatilidad de precios de los alimentos y los desequilibrios internos en la balanza alimentaria se ven afectados por las fluctuaciones que experimenta el dólar. Los co-movimientos entre el dólar y el precio de los alimentos son también de interés para los productores de alimentos y los inversores, ya que tiene profundas implicaciones para las estrategias de cobertura, de inversión y gestión de riesgos en los mercados de alimentos, que, al igual que otros mercados de materias primas, están siendo sometidos a un enorme grado de financiación.*
2. *Se ha contribuido a la literatura sobre la relación entre el dólar y el precio de los alimentos mediante la investigación de las implicaciones de la dependencia en media y de cola para la gestión de riesgos mediante la evaluación del riesgo de carteras compuestas por alimentos y dólares en comparación con el riesgo de la cartera configurada solo por alimentos, utilizando para ello el VaR y ES.*

Referencias bibliográficas

1. Abbott, P. C.; Hurt, C.; Tyner, W. E. (2011). What's driving food prices in 2011? *Farm Foundation Issue Report*.
2. Banco de la Reserva Federal de Saint Louis, recuperado de <http://www.frbstlouis.com>.
3. Bessembinder, H. (1992). Systematic risk, hedging pressure, and risk premiums in futures markets. *Review of Financial Studies*, 4, 637-667.
4. Christoffersen, P. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review* 39, 841-862.
5. DeMiguel, V.; Garlappi, L.; Uppal, R. (2009). Optimal versus naive diversification: how inefficient is the 1/N portfolio strategy? *Review of Financial Studies* 22(5), 1915-1953.
6. Embrechts, P.; Lindskog, F.; McNeil, A. (2003). Modelling dependence with copulas and applications to risk management. En Rachev, S. (Ed.), *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*. Elsevier, Netherlands.
7. Erb, C.; Harvey, C. (2006). The strategic and tactical value of commodity futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 69-97.
8. Gilbert, C. L. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61, 398-425.
9. Gorton, G.; Rouwenhorst, G. (2006). Facts and fantasies about commodity futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 47-68.

10. Hull, J. C., (2011). *Fundamentals of Futures and Options Markets*. (7th edition). Prentice Hall.
11. Jorion, P. (2007). *Value at Risk: The new benchmark for managing financial risk*. (3rd ed.). New York: McGraw Hill.
12. Kroner, K. F., Ng, V. K. (1998). Modeling asymmetric movements of asset prices. *Review of Financial Studies*, 11, 844-871.
13. Reboredo, J. C. (2011). How do crude oil prices co-move? A copula approach. *Energy Economics*, 33, 948-955.
14. Reboredo, J. C. (2012a). Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, 49, 456-467.
15. Reboredo, J. C., (2012b). Modelling oil price and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modeling*, 34(3), 419-440.
16. Sarma, M. S.; Thomas, S.; Shah, A. (2003). Selection of Value-at-Risk models. *Journal of Forecasting*, 22, 337-358.
17. Senauer, B. (2008). Food market effects of a global shift toward bioenergy. *American Journal of Agricultural Economics*, 90, 1226-1232.
18. Tang, K.; Xiong, W. (2010a). The financialisation of commodities. *Vox EU*. V November 30. [<http://www.voxeu.org/article/financialisation-commodities>].
19. Tang, K.; Xiong, W. (2010b). Index Investment and Financialization of Commodities. *NBER Working Paper No. 16385*.