

Paridad cubierta de interés: un análisis con valores extremos y cópulas

Covered Interest-Rate Parity Revisited: an Extreme Value Copula Analysis

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

Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Santo Domingo, Ecuador

Resumen

El presente trabajo estudió la condición de paridad de tasas de interés cubierto (CIP) en los movimientos extremos de mercado utilizando la teoría del valor extremo y cópulas de valores extremos para caracterizar la dependencia entre los diferenciales de tasas de interés y el premio o descuento a plazo en el mercado de divisas. El análisis empírico para el CIP entre las tasas de interés para el dólar de EE.UU. y la libra británica indica que hay un fuerte co-movimiento entre los diferenciales de tipos de interés y prima *forward* a distintos plazos y en las dos colas superior e inferior. Esta conclusión apoyaría la existencia de la condición CIP bajo movimientos extremos de mercado.

Palabras clave: paridad cubierta de interés, tasas de cambio, tasas de interés, teoría del valor extremo, cópulas.

Abstract

This article studied the covered interest-rate parity (CIP) condition under extreme market movements using extreme value theory and extreme value copulas to characterize dependence between extreme interest rate differentials and forward premium. The empirical analysis for the CIP between interest rates for the US dollar and the British pound indicates that there is strong co-movement between interest rate differentials and forward premium at different maturities and in both upper and lower tails. This conclusion would support the existence of the CIP condition under extreme market movements.

Keywords: covered interest-rate parity, exchange rates, interest rates, extreme value theory, copulas.

Introducción

La paridad cubierta de interés (CIP) afirma que la rentabilidad de dos activos con las mismas características de riesgo y negociados en dos monedas diferentes debe ser igual si la rentabilidad del activo negociado en moneda extranjera está cubierta frente a las fluctuaciones en el tipo de cambio. Por lo tanto, la CIP es una condición de no arbitraje que implica movimientos conjuntos entre la rentabilidad de dos activos que es dependiente del comportamiento del mercado de cambio de divisas.

Existe una rama de la literatura empírica que examina el comportamiento de los mercados de divisas y los diferenciales en los tipos de interés entre activos con el fin de detectar la existencia de oportunidades de arbitraje. La mayoría de los estudios concluyen que las desviaciones de la CIP son de corta duración debido a la eficiencia en los mercados de divisas, a pesar de que algunas desviaciones de la CIP pueden persistir en tiempos de incertidumbre y confusión.

Los estudios iniciales de Frenkel y Levich (1977) y Taylor (1989) proporcionan evidencia de que, en periodos de relativa estabilidad monetaria, la CIP tiende a permanecer dentro de un rango consistente con los costes de transacción, mientras que en períodos turbulentos en el mercado de divisas las desviaciones de la CIP son más grandes y dan lugar a oportunidades de arbitraje durante períodos cortos de tiempo.

Sin embargo, otros estudios detectan desviaciones de la CIP que son grandes y persistentes, que exceden los costes de transacción y ofrecen posibilidades de obtener beneficios de arbitraje. Estos estudios identifican períodos específicos en los que la condición de paridad falla (Balke y Wohar, 1998; Pelar y Taylor, 1992; Marshall *et al.*, 2008), especialmente períodos en los que se producen movimientos abruptos en los mercados como en el caso de la crisis financiera reciente (Akram *et al.*, 2008, 2009; Genberg *et al.*, 2009; ManciniGriffoli y Ranaldo, 2009; McAndrews y Sarkar, 2009, Spencer, 2009).

Baba y Packer (2009) investigaron los efectos de la inestabilidad en el mercado monetario durante el período 2007-2008, sobre la condición de CIP entre el dólar americano y el euro en el mercado de *swaps* de tipos de cambio, proporcionando evidencia empírica de desviaciones elevadas y persistentes de la CIP durante la crisis. Estas desviaciones se asocian con diferencias en el riesgo de contrapartida entre las instituciones financieras europeas y las estadounidenses. Del mismo modo, Fong *et al.*

(2010) encontraron desviaciones positivas de la CIP que se explican como una compensación por la liquidez y el riesgo de crédito, por lo que los beneficios de arbitraje desaparecen una vez que se tiene en cuenta esta prima de riesgo.

Todos los estudios mencionados anteriormente han analizado las desviaciones de la CIP en términos de desviaciones medias y centrando el análisis de las desviaciones en períodos de tiempo específicos como la crisis financiera de 2007-2008. La investigación empírica sobre la CIP desarrollada en este trabajo se diferencia de los análisis anteriores en que centra su atención en una dimensión de la CIP no analizada hasta ahora: si la CIP se verifica, entonces el diferencial de tipos de interés y el premio o descuento a plazo en el mercado de divisas deberían moverse conjuntamente no solo en promedio, sino también en los casos de movimientos extremos al alza o a la baja en los mercados financieros; es decir, debería existir dependencia de cola.

También difiere de las anteriores contribuciones en el hecho de que se modelizan las desviaciones extremas univariantes con respecto a la media de la distribución de probabilidad utilizando la teoría del valor extremo (EVT). Por lo tanto, el comportamiento de la rentabilidad en la cola de la distribución se caracteriza por medio de la distribución de valor extremo generalizado. Además, puesto que McNeil *et al.* (2005) demuestran que la relación de dependencia entre los valores extremos multivariantes se puede caracterizar en términos de cópulas, se estudia el comportamiento de cola conjunto de los diferenciales de los tipos de interés y el premio a plazo a través de las cópulas de valores extremos dado que proporcionan una medida de la dependencia extrema, y por lo tanto, una forma alternativa de detectar y contrastar la existencia de desviaciones de la CIP en las colas de la distribución bivalente.

Empíricamente, se ha reexaminado la CIP en las colas de la distribución durante el período enero de 2000 a junio de 2012, a partir de información para el tipo de cambio *spot* del dólar americano (USD) frente a la libra esterlina (GBP), el tipo de cambio *forward* o a plazo teniendo en cuenta los vencimientos de uno, tres, seis y doce meses y los tipos de interés del mercado monetario en Estados Unidos y en el Reino Unido considerando los mismos vencimientos que el tipo *forward*.

Los resultados empíricos obtenidos apoyaron el cumplimiento de la CIP en las colas: los co-movimientos en los extremos son fuertes para todos los vencimientos y las pequeñas

desviaciones que se observan en períodos cortos de tiempo puede ser atribuidos a los costos de transacción y el riesgo de contrapartida en estos mercados.

Fundamentación teórica

Metodología

Sean $r_{t,t+s}^{\text{USD}}$, $r_{t,t+s}^{\text{GBP}}$, S_t , $F_{t,t+s}$ el tipo de interés en dólares, el tipo de interés de la libra esterlina, el tipo de cambio *spot* entre el dólar y la libra esterlina y el tipo de cambio *forward* determinado en el tiempo t para intercambiar en el tiempo $t+s$, respectivamente. La CIP establece la igualdad entre el tipo de interés del dólar americano y el tipo de interés cubierto de la libra esterlina de modo que:

$$1 + r_{t,t+s}^{\text{USD}} = \frac{F_{t,t+s}}{S_t} (1 + r_{t,t+s}^{\text{GBP}}) \quad (1)$$

Esta relación de equilibrio debe mantenerse en cualquier circunstancia del mercado, dado que de lo contrario un arbitrajista podría obtener un beneficio sin riesgo negociando los dos activos denominados en diferentes monedas. Tomando logaritmos en (1), se tiene la igualdad entre la diferencia en los tipos de interés y la prima *forward*, dado por $(r_{t,t+s}^{\text{USD}} - r_{t,t+s}^{\text{GBP}})$ y $(f_{t,t+s} - s_t)$ respectivamente, donde las tasas de interés se expresan sobre la base a la capitalización continua y las letras minúsculas denotan las variables en logaritmos.

En la literatura empírica, la forma habitual de contrastar la relación de equilibrio dada por (1) adopta la forma de una regresión (usualmente lineal) de los diferenciales en los tipos de interés sobre la prima *forward*, de modo que la CIP se mantiene cuando el coeficiente de la regresión es igual a uno, indicando así si la CIP se mantiene en promedio. Sin embargo, se puede contrastar (1) considerando las colas de la distribución de los diferenciales de tipos de interés y de la prima *forward* y se caracteriza la dependencia entre las colas utilizando cópulas. Seguidamente se describe la EVT para caracterizar las colas y las cópulas de valor extremo para medir la dependencia en las colas.

Teoría de los valores extremos (EVT)

La EVT es una herramienta estadística que modela los máximos o los mínimos de una variable aleatoria, por lo tanto, describe el comportamiento de las colas de la distribución. En la literatura se describen dos métodos que se utilizan ampliamente en la

EVT (Embrechts *et al.*, 1997): el método de máximos por bloques (BMM) y el análisis de picos sobre un umbral (POT). El BMM modela directamente los máximos y mínimos de la distribución; mientras que el POT se ocupa solo de las observaciones que han excedido un umbral. En este epígrafe se emplea el método BMM, por lo que se utiliza la distribución generalizada del valor extremo (GEV).

BMM identifica extremos de los datos eligiendo el valor máximo (o el mínimo) durante un período de tiempo determinado (una semana, un mes, un trimestre). Estos datos configuran la muestra de eventos extremos (máximos o mínimos). Una vez que se tiene la muestra de máximos, si el bloque de máximos es i.i.d, entonces converge en distribución a una función de distribución no degenerada $H(\cdot)$ bajo normalización apropiada que se denomina distribución de valor extremo, dada por:

$$H(x; \mu, \sigma, \xi) = \exp\left\{-\left(1 + \xi(x - \mu) / \sigma\right)^{-1/\xi}\right\}, \quad (2)$$

donde μ , σ , ξ son los parámetros de ubicación, escala y de forma, respectivamente, y

$$(1 + \xi(x - \mu) / \sigma) > 0$$

H pertenece a una de las tres distribuciones de valores extremos estándar conocidos como la familia Fréchet, Weibull y Gumbel. El parámetro de forma, ξ , determina el índice de cola, lo que indica el grosor de la cola de la distribución del valor extremo. Cuando $\xi = 0$ se tiene la distribución Gumbel, es decir, la distribución de tipo I; cuando $\xi > 0$ se tiene la distribución Fréchet, es decir, el tipo de distribución II y cuando $\xi < 0$ tenemos la distribución Weibull, es decir, el tipo de distribución III.

La elección del tamaño del bloque tiene importantes implicaciones para los resultados que se obtienen con esta metodología: el uso de bloques muy pequeños genera una serie de valores extremos con muchas observaciones, pero puede producir estimaciones sesgadas debido a la pobre aproximación de acuerdo con el teorema del límite presentado en Fisher y Tippett (1928); contrariamente, utilizando tamaños de bloques grandes se reduce este problema pero se genera una serie de valores extremos con pocas observaciones, lo que puede producir estimaciones con grandes varianzas. En el estudio realizado se han utilizado bloques de tamaño semanal.

Los parámetros de la GEV se obtienen maximizando el logaritmo de la función de verosimilitud, que para un bloque de tamaño m y $\xi \neq 0$ es:

$$l(\mu, \sigma, \xi) = \arg \max \left\{ -m \ln \sigma - \left(1 + \frac{1}{\xi}\right) \sum_{i=1}^m \ln \left(1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma}\right) - \sum_{i=1}^m \ln \left(1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^{-1/\xi} \right\}, \quad (3)$$

donde χ_i es el bloque máximo (o menos el máximo). La maximización de (3) está sujeta $\sigma > 0$, y $1 + \xi (\chi_i - \mu) / \sigma > 0$

Cópulas

La teoría de las cópulas se remonta a Sklar (1959), quien demostró la existencia de una función multivariante C , denominada cópula, tal que para una función de distribución conjunta G para las variables aleatorias X e Y con distribuciones marginales F_x y F_y , se tiene que C y G están relacionadas por:

$$G(x,y) = C(F_x(x), F_y(y)) \quad (4)$$

El recíproco del teorema de Sklar es muy útil en la modelización de las distribuciones multivariantes, ya que implica que si se combinan dos distribuciones marginales diferentes con cualquier cópula C se habrá definido una distribución bivariada válida. Sea G una función de distribución conjunta con distribuciones marginales continuas F_x y F_y y una cópula C que satisface el teorema de Sklar, luego para $u \in [0,1]$ y $v \in [0,1]$ se tiene que:

$$C(u, v) = G(F_x^{-1}(u), F_y^{-1}(v)) \quad (5)$$

donde $u = F_x(x), v = F_y(y)$, son distribuciones de X y Y .

Se obtienen cópulas de valor extremo mediante la adopción de la estructura de dependencia para el máximo multivariado. La distribución extrema bivariada G se puede obtener a través de una cópula de valor extremo C_0 como:

$$G(x,y) = C_0(H_x(x; \mu_1, \sigma_1, \xi_1), H_y(y; \mu_2, \sigma_2, \xi_2)) \quad (6)$$

donde μ_j, σ_j, ξ_j , para $j=1, 2$ son los parámetros de la GEV y H_h para $h=x, y$ son las distribuciones GEV marginales. La copula C_0 de H existe y se verifica que:

$$C_0(u^t, v^t) = C_0^t(u, v) \quad t > 0 \quad (7)$$

Pickands (1975) mostró que una cópula bivariante es una cópula de valor extremo si y solo si se cumple que:

$$C_0(u, v) = P(H_x(x) \leq u, H_y(y) \leq v) = \exp \{ \ln(uv) A(\ln v / \ln(uv)) \}, \quad (8)$$

donde A se denomina la función de dependencia, que se define por:

$$A(t) = \int_0^1 \max((1-x)t, x(1-t)) dH(x), \quad (9)$$

que para una medida H en $[0,1]$ satisface: $\max(t, 1-t) \leq A(t) \leq 1, 0 \leq t \leq 1$. La cópula es independiente cuando $A(t)=1$ para cualquier t , mientras que para $A(t)=\max(t, 1-t)$ la cópula representa la relación de dependencia perfecta.

La dependencia de cola, que mide la probabilidad de que dos variables estén en las colas conjuntas superiores e inferiores de su distribución bivariada, es proporcionada por la cópula. Asumiendo una distribución GEV, la dependencia de la cola superior e inferior se puede medir como:

$$\lambda_u = \lim_{p \rightarrow 1} P(X > H_x^{-1}(p) | Y > H_y^{-1}(p)) = \lim_{p \rightarrow 1} [1 - 2p + C_0(p, p)] / (1-p), \quad (10)$$

$$\lambda_l = \lim_{p \rightarrow 0} P(X < H_x^{-1}(p) | Y < H_y^{-1}(p)) = \lim_{p \rightarrow 0} C_0(p, p) / p, \quad (11)$$

donde H_x^{-1} y H_y^{-1} y las funciones cuantiles marginales, λ_u, λ_l , son las medidas de dependencia en la parte superior (derecha) e inferior (izquierda) de la distribución, respectivamente. Las colas superiores son asintóticamente dependientes cuando $\lambda_u \in (0, 1]$, mientras que para $\lambda_u = 0$ se dice que son asintóticamente independientes (de manera similar para las colas inferiores). La relación entre la dependencia de cola superior y la función de dependencia $A(t)$ está dada por $\lambda_u = 2 - 2A(1/2)$.

Se han utilizado tres cópulas de valores extremos: Gumbel, Galambos y HuslerReiss, que satisfacen (7). La cópula Gumbel está dada por:

$$C(u, v, \delta) = \exp(-[(-\ln u)^\delta + (-\ln v)^\delta]^{1/\delta}), \quad \delta \in [1, +\infty), \quad (12)$$

donde δ es el parámetro de dependencia. Esta cópula muestra una dependencia fuerte de cola derecha y cero dependencia de cola izquierda. La cópula Galambos está dada por:

$$C(u, v, \delta) = uv \exp([(-\ln u)^{-\delta} + (-\ln v)^{-\delta}]^{1/\delta}), \quad \delta \in [0, +\infty), \quad (13)$$

y la cópula HuslerReiss es definida por:

$$C(u, v, \delta) = \exp \left\{ -\tilde{u} \Phi \left(\frac{1}{\delta} + \frac{1}{2} \delta \ln \left(\frac{\tilde{u}}{\tilde{v}} \right) \right) - \tilde{v} \Phi \left(\frac{1}{\delta} + \frac{1}{2} \delta \ln \left(\frac{\tilde{v}}{\tilde{u}} \right) \right) \right\}, \quad \delta \in [0, +\infty), \quad (14)$$

donde $\tilde{u} = -\ln u$, $\tilde{v} = -\ln v$ y Φ es la distribución normal estándar. La función de dependencia, $A(t)$, para cada una de estas cópulas está dada, respectivamente, por:

$$A(t) = \left(t^\delta + (1-t)^\delta \right)^{1/\delta}, \quad (15)$$

$$A(t) = 1 - \left(t^{-\delta} + (1-t)^{-\delta} \right)^{-1/\delta}, \quad (16)$$

$$A(t) = t \Phi \left(\delta^{-1} + \frac{1}{2} \delta \ln \left(\frac{t}{1-t} \right) \right) + (1-t) \Phi \left(\delta^{-1} - \frac{1}{2} \delta \ln \left(\frac{t}{1-t} \right) \right). \quad (17)$$

Los parámetros cópulas fueron estimados utilizando el procedimiento en dos etapas denominado inferencia para las marginales (Joe y Xu, 1996): primero se estiman los parámetros para los marginales; y segundo, se estiman los parámetros cópula mediante la maximización de la verosimilitud logarítmica de la función cópula:

$$\hat{\psi} = \arg \max \sum_{i=1}^m \ln(c(\hat{u}_i, \hat{v}_i; \psi)), \quad (18)$$

donde $\hat{u}_i = \hat{H}_x(x_i)$ y $\hat{v}_i = \hat{H}_y(y_i)$ representan los valores estimados de las dos marginales.

Datos

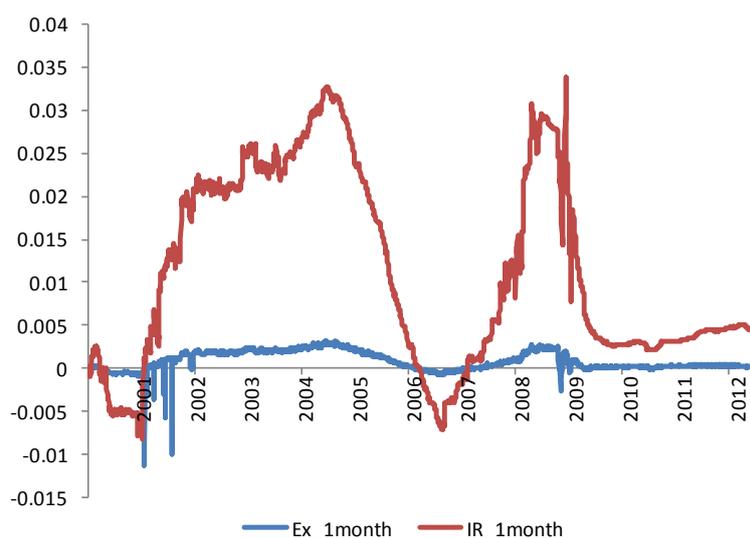
Para realizar el análisis se utiliza información sobre las tasas de cambio *spot* y a plazos de dos monedas, el dólar americano y la libra esterlina, con vencimientos de uno, tres, seis y doce meses. Estos datos fueron descargados de la página web del Banco de Inglaterra¹. Los datos de tipos de interés para plazos de uno, tres, seis y doce meses para Estados Unidos e Inglaterra fueron descargados de la página web del Banco de la Reserva Federal de Saint Louis². Para estudiar la dependencia extrema entre $(I_{t,t+s}^{\text{USD}} - I_{t,t+s}^{\text{GBP}})$ y $(f_{t,t+s} - s_t)$, se consideraron los valores diarios de máximos y mínimos de estas variables en bloques semanales, denotado por R_{ir}^+ y R_{ir}^- para el máximo y el mínimo del diferencial de tasas de interés, respectivamente, y R_{ex}^+ y R_{ex}^- para el máximo

¹ (<http://www.bankofengland.co.uk>)

² (<http://www.frbstlouis.com>)

y el mínimo de la prima *forward*, respectivamente. Por lo tanto, se tiene cuatro series para cada vencimiento.

La figura 1, muestra la dinámica temporal de rendimientos de diferenciales de tipo de cambio y diferenciales de tasas de interés para plazos de uno, tres, seis y doce meses, respectivamente, durante el período de muestreo. Hay una tendencia bastante consistente con los movimientos al alza y a la baja, sobre todo para los vencimientos largos. Los coeficientes de correlación asociados al diferencial de tasas de interés y prima *forward* son altos y cercanos a la unidad, apoyando así la fuerte dependencia sugerida por la CIP. Sin embargo, se pueden observar algunos subperíodos de fuertes turbulencias en el mercado de divisas y en los tipos de interés, principalmente a finales de 2007 y el período 2008-2009, con fuertes aumentos y disminuciones en las tasas de interés. Se observó un comportamiento más estable para los vencimientos a plazo de seis y doce meses y las pequeñas desviaciones observadas podrían atribuirse a los costes de transacción en esos mercados.



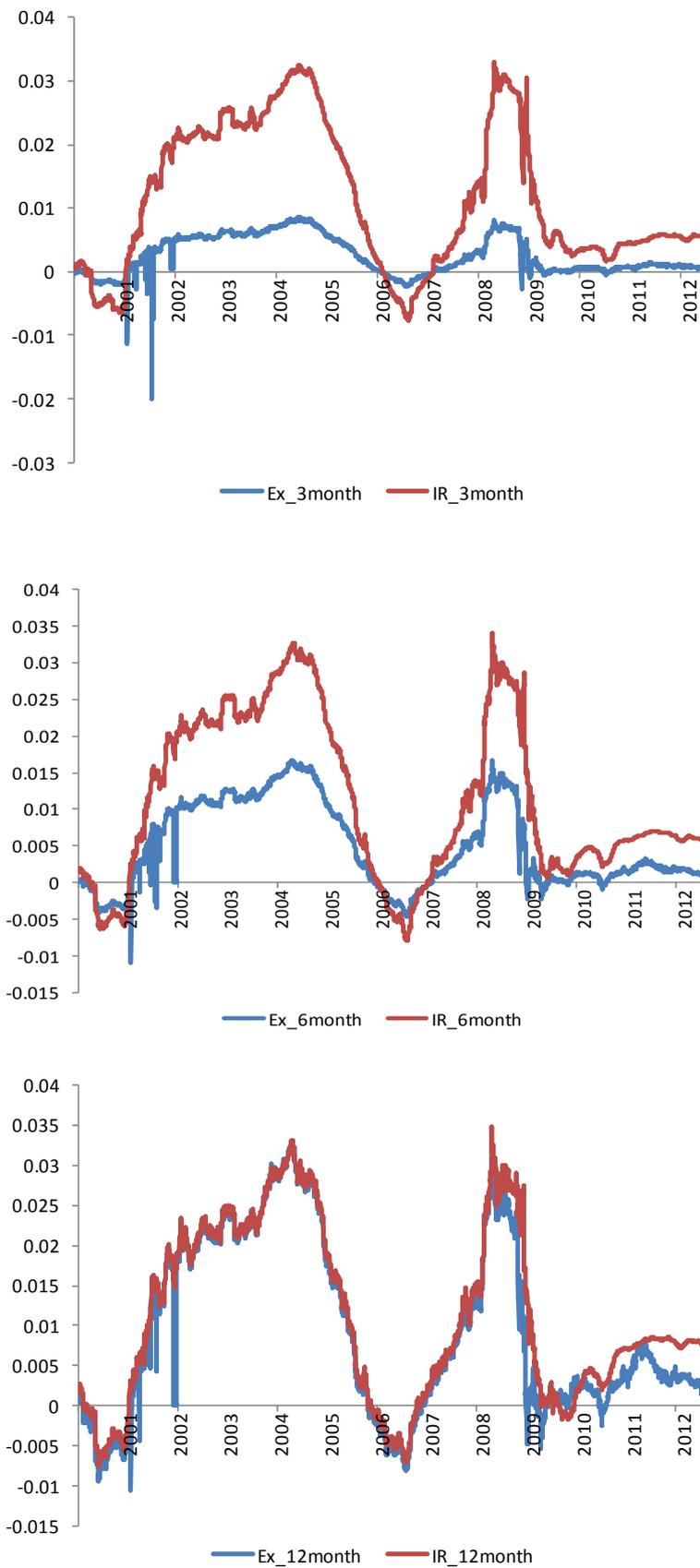


Figura 1: Diferenciales de tipos de interés y prima *forward* para vencimientos de 1, 3, 6 y 12 meses

Resultados empíricos obtenidos

Resultados para la distribución GEV

Las estimaciones de los parámetros para el modelo GEV se reportan en la tabla 1. Para todos los plazos, las estimaciones de la desviación estándar son relativamente bajas, por lo que la elección de bloque es adecuada para la estimación de parámetros. Las estimaciones para el parámetro de forma, ξ fueron menores que cero, indicando así que la GEV corresponden al tipo III o bien distribución de Weibull. El análisis residual confirmó que el GEV se ajusta bien a los datos, por lo que se puede obtener las variables estimadas \hat{u} y \hat{v} con el fin de capturar la dependencia a través de la cópula.

Tabla 1: Parámetros estimados para los modelos distribución GEV

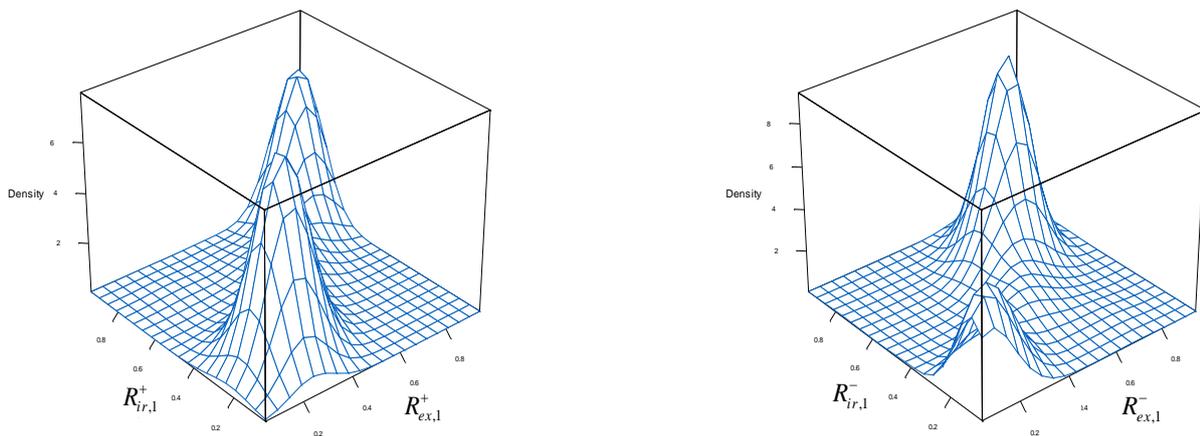
	m	s	χ	Log-lik.
$R_{ex,1}^+$	0,0004 [0,000]	0,0008 [0,000]	0,0165 [0,001]	-3456,382
$R_{ex,1}^-$	-0,0012 [0,000]	0,0010 [0,000]	-0,0192 [0,017]	-3358,006
$R_{ir,1}^+$	0,0064 [0,000]	0,0098 [0,000]	-0,0938 [0,061]	-1940,287
$R_{ir,1}^-$	-0,0012 [0,000]	0,0122 [0,000]	-0,5610 [0,008]	-1972,229
$R_{ex,3}^+$	0,0012 [0,0001]	0,0024 [0,000]	-0,0008 [0,046]	-2786,060
$R_{ex,3}^-$	-0,0037 [0,000]	0,0030 [0,000]	-0,0892 [0,015]	-2702,640
$R_{ir,3}^+$	0,0068 [0,0005]	0,0099 [0,0003]	-0,1265 [0,055]	-1942,187
$R_{ir,3}^-$	-0,0135 [0,000]	0,0123 [0,000]	-0,5586 [0,011]	-1968,945
$R_{ex,6}^+$	0,0024 [0,0002]	0,0048 [0,0001]	-0,0049 [0,051]	-2358,880
$R_{ex,6}^-$	-0,4717 [0,000]	0,0080 [0,000]	-0,4717 [0,000]	-2296,570
$R_{ir,6}^+$	0,0068 [0,0005]	0,0099 [0,0003]	-0,1285 [0,0540]	-1946,750
$R_{ir,6}^-$	-0,5494 [0,000]	0,0121 [0,000]	-0,5494 [0,011]	-1973,380
$R_{ex,12}^+$	0,0047 [0,0004]	0,0091 [0,0003]	-0,0176 [0,051]	-1957,460
$R_{ex,12}^-$	-0,0115 [0,000]	0,0120 [0,000]	-0,5360 [0,004]	-1980,440
$R_{ir,12}^+$	0,0069 [0,0004]	0,0098 [0,0003]	-0,1516 [0,052]	-1957,390
$R_{ir,12}^-$	-0,0131 [0,000]	0,0119 [0,000]	-0,5513 [0,012]	-1985,840

Fuente: Elaboración del autor

Esta tabla presenta las estimaciones de ML y desviación estándar [entre corchetes] para los parámetros de la distribución marginal GEV dada por la ecuación (2), μ , σ , y ξ son los parámetros de ubicación, escala y forma, respectivamente. Log-lik. denota el valor de la verosimilitud.

Resultados para los modelos cópulas

Antes de presentar los parámetros estimados para las cópulas paramétricas de valores extremos, se proporciona la estimación de la densidad cópula no-paramétrica del diferencial de tipos de interés y tipos a plazos para los diferentes vencimientos. La figura 2, muestra la densidad cópula no paramétrica para $(R_{ex}^+ - R_{ir}^+)$ y $(R_{ex}^- - R_{ir}^-)$ para todos los plazos, mostrando evidencia gráfica de una fuerte dependencia positiva de cola asintótica entre R_{ex}^+ y R_{ir}^+ , y R_{ex}^- y R_{ir}^- , lo cual es coherente con la hipótesis de que la CIP se mantiene en la cola y no hay asimetrías en la CIP.



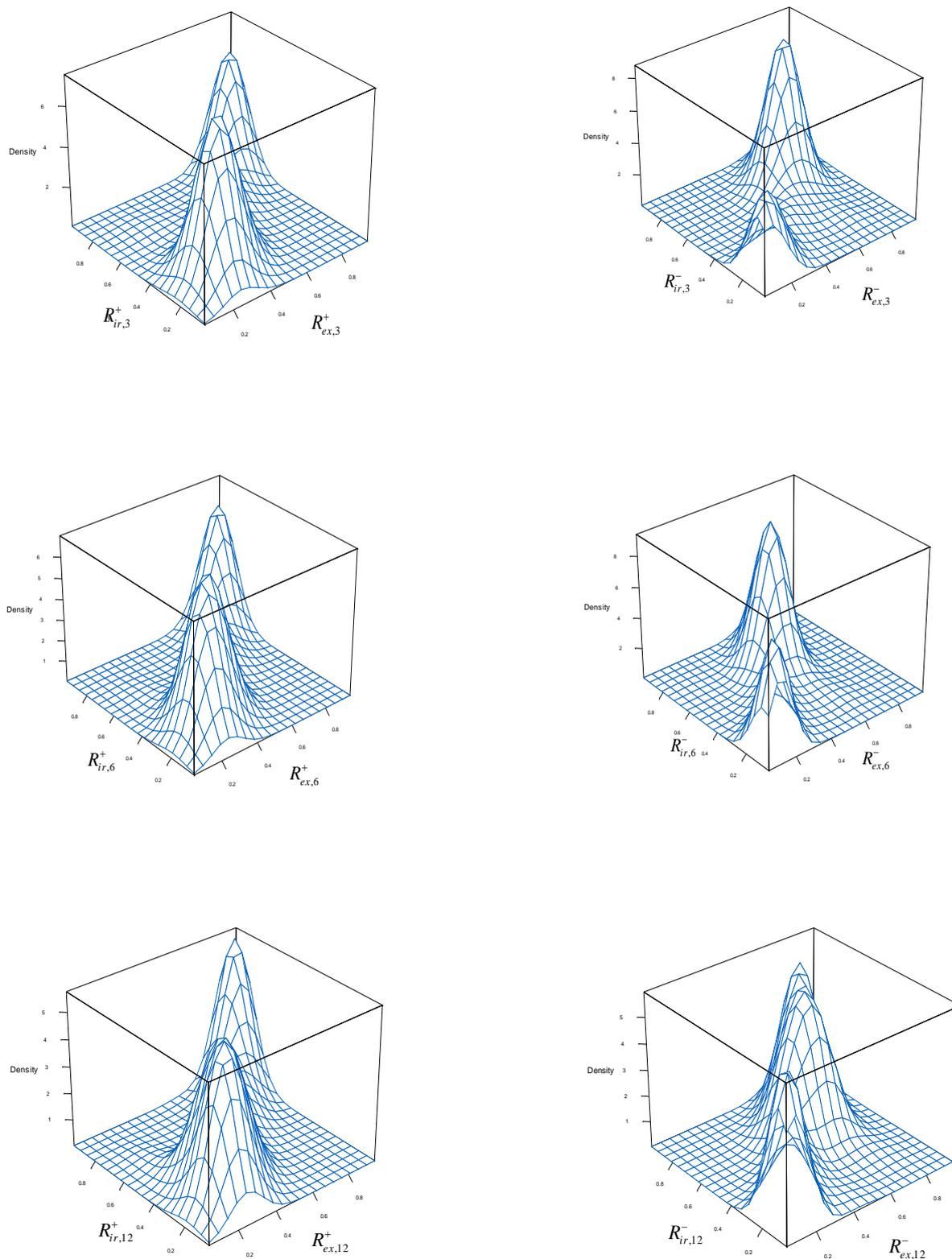


Figura 2: Densidades empíricas no paramétricas para $(R_{ex}^+ - R_{ir}^+)$ y $(R_{ex}^- - R_{ir}^-)$ considerando los vencimientos a plazo de 1, 3, 6 y 12 meses

Los resultados de cópula paramétricas de valor extremo para todos los vencimientos se presentan en la tabla 2. La evidencia empírica respalda la dependencia asintótica fuerte. Todos los parámetros de cópula fueron significativos y los valores estimados para la función de la dependencia, $A(1/2)$, indican que la dependencia asintótica es casi perfecta, dado que sus valores son alrededor de 0,5. Se observa que esta dependencia es bastante similar en las colas superiores y en las colas inferiores, lo que proporcionan evidencia a favor de la hipótesis de CIP en ambas colas.

Del mismo modo, la dependencia de cola superior tomó valores coherentes con la fuerte dependencia, valores que van desde 0,81 a 0,92. Además, los resultados de la tau de Kendall y la rho de Spearman para todas las cópulas proporcionan una evidencia que apoya la fuerte dependencia positiva entre los valores extremos, con valores que van desde 0,79 hasta 0,97. Estos resultados fueron comunes para todas las series y las especificaciones cópula consideradas.

Al comparar las diferentes estructuras de la dependencia, los valores del AIC indican que el modelo cópula Gumbel es el más adecuado para todas las series estudiadas. Por lo tanto, se puede concluir que la dependencia entre los valores extremos del diferencial de tipos de interés y de tipos *forward* es fuerte en la parte superior e inferior de sus respectivas distribuciones. Por lo tanto, la CIP se mantiene incluso bajo circunstancias extremas del mercado. Esta evidencia no concuerda con algunas investigaciones que muestran que la existencia de desviaciones persistentes en la CIP utilizando datos intradía para períodos de tiempo específicos cuando el riesgo a la baja aumenta notablemente (Baba y Packet, 2009). El contraste realizado muestra que esta persistencia desaparece cuando se considera los datos de menor frecuencia, e incluso desaparece en ambos extremos de la distribución de probabilidad.

Tabla 2: Parámetros estimados para cópulas de valor extremo

Copula		$R_{ex,1}^+ - R_{ir,1}^+$	$R_{ex,1}^- - R_{ir,1}^-$	$R_{ex,3}^+ - R_{ir,3}^+$	$R_{ex,3}^- - R_{ir,3}^-$
Gumbel	δ	9,510 (0,312)	4,878 (0,164)	8,379 (0,274)	4,875 (0,164)
	λ_u	0,924	0,833	0,913	0,840
	A	0,537	0,583	0,543	0,580
	tau	0,894	0,795	0,880	0,795
	rho	0,983	0,940	0,979	0,94
	AIC	-2219,21	-1168,64	-2070,26	-1168,64
Galambos	δ	8,830 (0,302)	4,157 (0,161)	7,693 (0,272)	4,157 (0,161)
	λ_u	0,924	0,819	0,913	0,827
	A	0,537	0,576	0,543	0,579
	tau	0,895	0,794	0,880	0,794
	rho	0,984	0,940	0,979	0,941
	AIC	-2214,41	-1168,52	-2066,61	-1168,52
HuslerReiss	δ	8,223 (0,240)	4,937 (0,153)	7,731 (0,227)	4,937 (0,153)
	λ_u	0,903	0,823	0,987	0,831
	A	0,548	0,582	0,551	0,581
	tau	0,869	0,788	0,861	0,788
	rho	0,976	0,939	0,973	0,939
	AIC	-1998,87	-1159,97	-1919,79	-1159,97

Fuente: Elaboración del autor

Tabla 3: Parámetros estimados para cópulas de valor extremo

Copula		$R_{ex,6}^+ - R_{ir,6}^+$	$R_{ex,6}^- - R_{ir,6}^-$	$R_{ex,12}^+ - R_{ir,12}^+$	$R_{ex,12}^- - R_{ir,12}^-$
Gumbel	δ	8,955 (0,293)	4,878 (0,164)	7,044 (0,229)	6,534 (0,219)
	λ_u	0,919	0,847	0,896	0,888
	A	0,54	0,576	0,551	0,556
	tau	0,888	0,795	0,858	0,846
	rho	0,981	0,94	0,971	0,966
	AIC	-2158,52	-1168,64	-1861,11	-1573,82
Galambos	δ	8,271 (0,283)	4,157 (0,161)	6,365 (0,226)	5,818 (0,216)
	λ_u	0,919	0,846	0,896	0,887
	A	0,54	0,576	0,551	0,556
	tau	0,888	0,794	0,858	0,846
	rho	0,982	0,941	0,971	0,966
	AIC	-2155,68	-1168,52	-1858,33	-1570,34
HuslerReiss	δ	8,403 (0,245)	4,937 (0,153)	6,692 (0,198)	6,338 (0,191)
	λ_u	0,905	0,839	0,881	0,874
	A	0,547	0,581	0,559	0,562
	tau	0,871	0,788	0,841	0,832
	rho	0,977	0,939	0,965	0,961
	AIC	-2017,98	-1159,97	-1745,43	-1508,39

Fuente: Elaboración del autor

Los parámetros estimados para cópulas valor extremo son reportados. Los errores estándar están entre paréntesis. l es la medida de la dependencia de cola. A es la función de dependencia. Las estimaciones para las medidas de concordancia entre las variables aleatorias: la tau de Kendall (τ) y rho de Spearman (ρ) se muestran. En negrita es el valor mínimo AIC que indica el mejor ajuste cópula. El número de observaciones para cada par fue de 649.

Conclusiones

- 1. Se ha estudiado la CIP considerando la dependencia entre los diferenciales de los tipos de interés y los tipos de cambio a plazo en las colas de sus respectivas distribuciones. Para ello, se ha utilizado la teoría del valor extremo para caracterizar la función de distribución de las diferencias de tipos de interés y tipos de cambio a plazo por medio de la distribución GVE.*
- 2. Se han considerado las cópulas de valores extremos con el fin de caracterizar la dependencia extrema entre los diferenciales de tasas de interés y el premio a plazo. Si la CIP se mantiene, la dependencia de la cola debe ser alta, tanto superior e inferior, de lo contrario existirían oportunidades de arbitraje cuando los mercados experimentan movimientos extremos.*
- 3. Los resultados empíricos para el dólar americano y la libra esterlina y las tasas de interés para ambas monedas mostraron que la CIP es válida para diferentes plazos de 1, 3, 6 y 12 meses, y que no hay ningún comportamiento asimétrico en la dependencia entre los diferenciales en los tipos de interés y la prima forward. De este modo, se reporta una evidencia nueva a favor del cumplimiento de la relación de equilibrio dada por la CIP en circunstancias extremas del mercado.*
- 4. Se recomienda extender el análisis de dependencia extrema utilizando otras variantes de cópulas, a través de funciones multivariadas que permitan medir con mayor peso las estructuras de dependencias en las colas superior e inferior de la distribución conjunta.*

Referencias bibliográficas

1. Akram, Q. F. Rime, D., Sarno, L. (2008). "Arbitrage in the foreign exchange market: turning on the microscope". *Journal of International Economics*, (76).
2. Akram, F. Q., Rime, D., Sarno, L. (2009). "Does the law of one price hold in international financial markets? Evidence from tick data". *Journal of Banking and Finance*, (33), p. 1741-1754.
3. Genberg, H., Hui, C.-H., Wong, A., Chung, T.-K. (2009). "The link between FX swaps and currency strength during the credit crisis of 2007–2008". Hong Kong Monetary Authority Research Note 01.
4. Mancini Griffoli, T., Ranaldo, A. (2009). "Deviations from covered interest parity during the crisis: A story of funding liquidity constraint". *Working Paper*, Swiss National Bank.
5. McAndrews, J., Sarkar, A. (2009). "Credit risk, liquidity risk and the Federal Reserve's response to the crisis". Working paper, Federal Reserve Bank of New York.
6. Baba, N., Packer, F. (2009). "Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–2008". *Journal of Banking and Finance*, (33), p. 1953-1962.
7. Fong, W.M., Valente, G., Fung, J.K.W. (2010). "Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk". *Journal of Banking and Finance*, (34), p. 1098-1107.
8. Balke, N.S., Wohar, M.E. (1998). "Nonlinear dynamics and covered interest rate parity". *Empirical Economics*, (23), p. 535-539.
9. Embrechts, P., Kluppelberg, C., Mikosch, T. (1997). *Modelling extremal events for insurance and Finance*. Berlin: Springer.
10. Fisher, R., Tippett, L. (1928). "Limiting forms of frequency distribution of the largest or smallest member of a sample". *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, (24), p. 180-190.
11. 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.
12. Marshall, B.R., Treepongkaruma, S., Young, M. (2008). "What level of compensation is available to arbitrageurs in the foreign exchange market". *Working paper*, Massey University and Australian National University.
13. McNeil, A.J., Frey, R., Embrechts, P. (2005). "Quantitative risk management: concepts, techniques and tools". Princeton University Press.
14. Peel, D.A., Taylor, M.P (2002). "Covered interest rate parity arbitrage in the interwar period and the Keynes-Einzig conjecture". *Journal of Money, Credit and Banking*, (34), p. 52-85.
15. Pickands, J. (1975). "Statistical inference using extreme order statistics". *Annals of Statistics*, (3), p. 119-131.
16. Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à dimensions et Leures Marges". *Publications de L.Institut de Statistique de L.Université de Paris*, (8), p. 229-231.
17. Spencer, J. (2009). "Deviations from covered interest parity during the credit crisis". *Leonard N. Stern School of Business*. Glucksman Institute for Research in Securities Markets.
18. Taylor, M. P. (1989). "Covered interest arbitrage and market turbulence". *Economic Journal*, (99), p. 376-391.