

**ESTIMACIÓN DE INDICADORES DE LA ESTABILIDAD
DEL SISTEMA FINANCIERO MEDIANTE
DISTRIBUCIONES EVT MULTIVARIANTES**

Antonio Calleja León

Trabajo de investigación 019/003

Master en Banca y Finanzas Cuantitativas

Director/a: Dra. Laura García Jorcano

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

www.finanzasquantitativas.com



Estimación de indicadores de la estabilidad del sistema financiero mediante distribuciones EVT multivariantes

Antonio Calleja León
antoniocallejaleon@hotmail.com
Máster en Banca y Finanzas Cuantitativas

Directora: Laura García Jorcano
Departamento de Análisis Económico y Finanzas
Universidad de Castilla-La Mancha

Universidad de Castilla-La Mancha
Universidad de Valencia
Universidad del País Vasco
Universidad Complutense de Madrid

Madrid, Julio 2019

Índice

1. Introducción	7
2. Revisión de la literatura	9
3. Indicadores de riesgo	10
3.1. Indicadores de <i>tail risk</i> de los activos financieros	11
3.2. Indicadores de riesgo del sistema financiero	13
4. Descripción de los datos	15
5. Estimación de los indicadores de riesgo	17
5.1. Estimación de los indicadores de <i>tail risk</i> de las instituciones financieras .	17
5.2. Estimación de los indicadores de riesgo sistémico	19
5.3. Estimación de los indicadores de riesgo sistemático	21
6. Análisis de Resultados	22
6.1. Resultados del análisis univariante: <i>Tail risk</i>	22
6.2. Resultados del análisis multivariante: Riesgo sistémico	24
6.3. Resultados del análisis multivariante: Riesgo sistemático	28
7. Conclusiones	34
A. Tablas	41
B. Figuras	49
C. Anexos	51
C.1. Indicador de riesgo sistémico alternativo	51
C.2. Tabla del valor de mercado (VM)	54
C.3. Tablas adicionales de riesgo sistemático	55

Índice de figuras

1. Comparación entre rendimientos, $\text{VaR}_{2.5\%}$ y $\text{ES}_{2.5\%}$	49
2. Parámetro <i>tail index</i> ($\hat{\alpha}$) propuesto por Hill (1975).	50

Índice de tablas

1. Descripción de las empresas.	41
2. Estadísticos descriptivos.	42
3. Percentiles del VaR _{2.5%} , ES _{2.5%} y ME _{2.5%} .	43
4. Mínimo y máximo del VaR _{2.5%} .	44
5. Probabilidades de caída conjunta por región geográfica.	45
6. Probabilidades de caída conjunta por sector.	45
7. Probabilidades de caída del Santander.	45
8. Probabilidades de riesgo sistemático en Europa considerando diferentes períodos muestrales.	46
9. Probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica considerando diferentes períodos muestrales.	47
10. Probabilidades de riesgo sistemático en Asia-Oceanía considerando diferentes períodos muestrales.	48
11. Valor de mercado medio (en millones) de las empresas analizadas.	54
12. Probabilidades de riesgo sistemático en Europa considerando todo el período muestral.	55
13. Probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica considerando todo el período muestral.	55
14. Probabilidades de riesgo sistemático en Asia-Oceanía considerando todo el período muestral.	56

1. Introducción

El sistema financiero ha ido creciendo e incorporando en los últimos años empresas de diferentes sectores, estando formado ahora no solo por los clásicos bancos, sino también por las empresas que prestan servicios financieros y las aseguradoras. Todas estas instituciones afectan a la estabilidad del sistema financiero, como se pudo comprobar en el período de crisis financiera global que comenzó en el año 2007. Tratando de reducir el impacto negativo que estos períodos de recesión producen en el sistema financiero, los bancos centrales y gobiernos nacionales toman medidas para tratar de mantener la estabilidad de dicho sistema. Para medir de una forma más efectiva el riesgo y fortalecer la solidez del sistema financiero, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (BCBS por sus siglas en inglés) ha ido publicando a lo largo de su existencia diferentes recomendaciones recogidas en acuerdos, siendo el más reciente Basilea III, que entró en vigor en 2010 motivado por la crisis financiera de 2007, centrándose principalmente en el riesgo de “*Bank run*” (pánico bancario). Estas medidas se pusieron en marcha, entre otras cosas, para evitar la caída de las empresas *Systemically important financial institutions* (SIFIs), conocidas coloquialmente como *too big to fail*, es decir, empresas que son demasiado importantes como para que su caída provoque una nueva crisis financiera global, por lo que se incrementaron las medidas que deben tomar las instituciones financieras para evitar que quiebren. La medida de riesgo estándar de la industria financiera ha sido el *Value at Risk* (VaR), aunque en los últimos años se ha incorporado otra medida recomendada en Basilea III, el *Expected Shortfall* (ES). En un principio, para el cálculo de los modelos paramétricos del VaR se suponía que los rendimientos se distribuían como una Normal, pero Mandelbrot (1997) [34] demostró que estos tienen colas más “pesadas”, por lo que para ajustar de mejor forma los rendimientos habría que utilizar otras distribuciones cuyas colas desciendan a cero a un ritmo menor que las de la distribución Normal, como la distribución *t-Student*, y así poder recoger los eventos extremos que se producen en las series de rendimientos.

Para estimar el VaR y ES se utilizará el análisis univariante, el cual nos permitirá predecir ambos indicadores de *tail risk*. Estas medidas nos ayudarán a calcular las probabilidades de riesgo del sistema financiero mediante el análisis multivariante, puesto que se medirá la probabilidad de que los rendimientos negativos (pérdidas) de ciertas empresas superen su VaR condicionada a que lo hagan los rendimientos de otras empresas o un índice.

El objetivo de este trabajo consiste en estimar distintos indicadores de la estabilidad del sistema financiero mediante distribuciones EVT¹ univariantes y multivariantes para las cinco empresas más importantes del sector bancario, del sector de servicios financieros y del sector de las aseguradoras de las regiones geográficas de Europa, Norteamérica y Asia-Oceanía. Se utilizarán datos desde el año 2000 hasta 2019, dividiéndolos en tres períodos: pre-crisis (2000-2006), crisis (2007-2009) y post-crisis (2010-2019). Para el cálculo de los indicadores se utilizará la Teoría de Valores Extremos (EVT), que trata de recoger la probabilidad de que se produzcan valores más extremos de los que se han observado previamente, ajustando una distribución de Pareto generalizada (GPD) a los va-

¹*Extreme Value Theory* por sus siglas en inglés.

lores que exceden un determinado umbral, método conocido como *Peak Over Threshold* (POT). Además, se van a estimar las medidas de riesgo sistémico, siendo este el riesgo creado por interdependencias en un sistema de empresas, en el que el fallo de una entidad o grupo de entidades puede causar un fallo en cascada que puede hundir el sistema en su totalidad, y de riesgo sistemático, el cuál hace referencia al riesgo no diversificable, es decir, el riesgo común para todo el mercado. Es importante diferenciar estos dos tipos de riesgo: el riesgo sistémico se puede ver como el riesgo de contagio (especialmente en períodos de crisis financiera) entre entidades de un mismo sector o de distintos sectores, mientras que el riesgo sistemático depende del propio mercado en el que cotiza la empresa. Para el cálculo de ambas medidas de riesgo del sistema financiero se utilizarán distribuciones EVT multivariantes, teniendo que transformar los rendimientos de los activos de tal forma que tengan una misma distribución marginal. Con todo esto, se tratará de observar qué regiones geográficas o sectores afectan en mayor medida a la estabilidad del sistema financiero a lo largo del período muestral considerado y sus interconexiones.

En este ámbito, existen numerosos trabajos que aplican la metodología EVT (método semi-paramétrico) para medir el riesgo, entre los que destacan las investigaciones de autores como Ledford y Tawn (1996) [30], Mcneil y Frey (2000) [36] o Adrian y Brunnermeier (2011) [3], frente a otras metodologías como, por ejemplo, el método paramétrico (Girardi y Ergün (2013) [16]) o cópulas (Reboredo y Ugolini (2015) [40]). En este documento utilizaremos el método semi-paramétrico basado en distribuciones EVT, ya que este se ajusta mejor a los objetivos del trabajo, es decir, a los extremos de la distribución, y además permite desarrollar una forma funcional *a priori* incorporando la información disponible sobre el comportamiento de los activos en situaciones extremas, mientras que con los métodos paramétricos mencionados antes puede aparecer el riesgo de modelo². En cambio, la metodología semi-paramétrica que vamos a emplear también tiene algunos inconvenientes respecto a otras como, por ejemplo, la metodología paramétrica basada en cópulas, ya que esta última recoge también las dependencias. Por otra parte, para el cálculo de las medidas de riesgo del sistema financiero, el uso de la metodología EVT ofrece diferente información en comparación con medidas de dependencia lineal, recogiendo mejor los co-movimientos que se producen durante el período de crisis³. Este documento se basará en las metodologías empleadas por Hartmann *et al.* (2005) [23] y Straetmans y Chaudhry (2015) [45], quienes utilizan como medida de riesgo del sistema financiero las probabilidades de caída conjuntas. Además, en este trabajo se incorpora metodología EVT univariante condicional (cambiante en el tiempo), sectores adicionales al bancario (servicios financieros y aseguradoras) y otra región geográfica adicional a Europa y Norteamérica (Asia-Oceanía), además de trabajar con una muestra actualizada (2000-2019), pudiendo realizar un análisis por períodos de tiempo (pre-crisis, crisis financiera global y post-crisis).

En este trabajo se va a demostrar que, entre otras cosas, la llegada de la crisis financiera global en el año 2007 incrementó los niveles de riesgo sistémico y sistemático en todos los sectores y regiones geográficas que se han analizado, si bien en el período posterior a

²El riesgo de modelo se puede definir como el riesgo de que un activo haya sido valorado utilizando un modelo inadecuado o un modelo adecuado con parámetros erróneos.

³Para más detalles, véase Straetmans y Chaudhry (2015) [45].

la crisis estos valores se han reducido en términos generales, aunque siguen siendo superiores a los que había en los primeros años del siglo XXI. Además, en cuanto al análisis univariante, se verá que las empresas de Asia-Oceanía y las aseguradoras son las que presentan un mayor riesgo individual, mientras que en el análisis multivariante se demostrará que en los últimos años se ha producido un incremento de la influencia de las empresas de Asia-Oceanía en las empresas del resto de regiones y de la conexión entre bancos y empresas aseguradoras.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se realizará una revisión de la literatura relacionada con la estabilidad financiera y la metodología empleada. En la tercera sección se introducirán teóricamente las medidas de riesgo utilizadas a lo largo del trabajo. En la cuarta sección se describirán los datos empleados y en la quinta sección se mostrará el procedimiento para la estimación de los indicadores de riesgo. En la sexta sección se presentará un análisis de los resultados obtenidos y, por último, en la séptima sección se expondrán, a modo de resumen, las conclusiones a las que se ha llegado en el presente documento.

2. Revisión de la literatura

Existen en la literatura financiera varios trabajos relacionados con las medidas de riesgo de mercado. Mcneil y Frey (2000) [36] proponen un método para estimar algunas de ellas, como el *Value at Risk* (VaR) o el *Expected Shortfall* (ES) condicional, analizando la cola de la distribución condicional de una serie financiera de rendimientos heterocedástica, utilizando para estimar la volatilidad modelos GARCH y la Teoría de Valores Extremos (EVT) para la estimación de la cola de la distribución de las innovaciones del modelo GARCH, demostrando que de esta manera se obtienen mejores estimaciones que si se utilizan métodos que ignoran las colas pesadas de las innovaciones o el comportamiento estocástico de la volatilidad. En esta línea, Novales y García-Jorcano (2019) [38] realizaron recientemente predicciones del ES para modelos condicionales aplicados tanto a la distribución completa de los rendimientos como a los eventos de la cola utilizando EVT, demostrando que se producen mejores predicciones del ES tanto para 1 día como para 10 días hacia delante con los modelos condicionales basados en EVT.

En la literatura hay diferentes métodos para calcular el riesgo sistémico. Koenker y Bassett (1978) [29], introducen la regresión cuantílica como alternativa a la regresión de mínimos cuadrados ordinaria (MCO). Algunos de los trabajos que utilizan esta metodología semiparamétrica son el de Adrian y Brunnermeier (2011) [3], quienes proponen utilizar como medida de riesgo sistémico el Δ CoVaR basado en el *Conditional Value at Risk* (CoVaR), definido como el VaR del sistema financiero condicionado a que las instituciones se encuentren en riesgo, López-Espinosa *et al.* (2012) [32] utilizan la medida CoVaR para identificar los principales factores detrás del riesgo sistémico, mientras que Borri *et al.* (2014) [8] muestran que el CoVaR aporta información relevante distinta de la que aporta el VaR. Otro método para calcular el riesgo sistémico es el paramétrico, empleado por Girardi y Ergün (2013) [16], quienes realizan una modificación al CoVaR propuesto por Adrian y Brunnermeier (2011) [3], considerando más eventos de riesgo. También se puede calcular el riesgo sistémico mediante el CoVaR utilizando cópulas, co-

mo hicieron Reboredo y Ugolini (2015) [40] en su estudio del riesgo sistémico en los mercados de deuda soberana europeos. En cuanto a las diferentes medidas de riesgo sistémico, además del mencionado CoVaR, existen otras importantes medidas empleadas tanto en el mundo académico como regulatorio, tales como *systemically risk important financial institutions* (SRISK) propuesta por Acharya *et al.* (2012) [2] y por Brownlees y Engle (2012) [10], *Delta Conditional Expected Shortfall* (Δ CoES) propuesto por Mainik y Schaanning (2014) [33] o *Marginal Expected Shortfall* (MES) propuesto por Acharya *et al.* (2017) [1].

Ledford y Tawn (1996) [30] propusieron un modelo EVT multivariante con umbral para la estimación conjunta de la cola que soluciona los problemas encontrados con las técnicas existentes cuando las variables son casi independientes. En este documento vamos a utilizar, para calcular el riesgo sistémico, un método semi-paramétrico basado en EVT multivariante, tal y como hicieron Hartmann *et al.* (2005) [23] o más recientemente Straetmans y Chaudhry (2015) [45].

Por último, en cuanto al riesgo sistemático, todo comenzó con el modelo de valoración de activos financieros, *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) en inglés, propuesto por diversos autores, destacando Sharpe (1964) [42], basándose en investigaciones previas de otros autores como Markowitz (ambos recibieron el Premio Nobel de Economía junto a Merton Miller por su contribución al campo de la economía financiera), donde se comenzó a utilizar el término β para referirse a la cantidad de riesgo con respecto a la cartera de mercado. Benoit *et al.* (2013) [6] propusieron *conditional firm beta* para medir el riesgo sistemático. En este documento vamos a utilizar la medida *tail- β* propuesta por Straetmans *et al.* (2008) [44], que mide la probabilidad de caída de una empresa condicionada a la caída de un índice general de acciones (u otra aproximación de mercado/sistema).

En este documento se ampliarán algunos de estos mencionados trabajos, incluyendo más activos de diversos mercados (Europa, Norteamérica y Asia-Oceanía) y sectores (bancos, servicios financieros y aseguradoras) utilizando una muestra actualizada (2000-2019).

3. Indicadores de riesgo

En esta sección vamos a introducir las medidas de riesgo de fuertes caídas de las instituciones financieras (*tail risk*)⁴, tales como el *Value at Risk* (VaR)⁵, el *Expected Shortfall*

⁴El concepto de *tail risk* hace referencia al riesgo en la cola, es decir, a que sucedan acontecimientos muy poco probables pero potencialmente dañinos como, por ejemplo, la crisis de una gran institución financiera o una caída brutal de las cotizaciones bursátiles. Es un concepto utilizado, por ejemplo, por el Fondo Monetario Internacional en *Global Financial Stability Report* (abril 2008).

⁵VaR son las siglas (en inglés) de Valor en Riesgo. Hace referencia a un determinado percentil de la distribución de probabilidad prevista para las variaciones en el valor de mercado de un determinado activo en el horizonte de tiempo escogido. El VaR responde a la pregunta: dado un determinado horizonte de gestión y con una cierta probabilidad reducida (p), ¿cuál es la caída en el valor del activo que será sobrepasada sólo con una probabilidad del p %, o un porcentaje p % de los días?

(ES)⁶ o la Magnitud del Exceso (ME)⁷, los indicadores de riesgo sistémico calculados como probabilidades condicionales multivariantes entre rendimientos de los activos y los indicadores de riesgo sistemático obtenidos mediante los co-movimientos extremos entre rendimientos de activos y un índice de mercado. Estas medidas nos van a permitir ver qué empresas tienen más posibilidades de que se produzcan rendimientos negativos extremos, cómo afecta a un sector o región geográfica un evento negativo en las empresas de otro sector/región o cuál es la probabilidad de que se produzca una caída extrema en los rendimientos de una empresa si se ha producido una caída en los rendimientos de un índice o sistema.

3.1. Indicadores de *tail risk* de los activos financieros

En los últimos años se han identificado problemas en las instituciones financieras por fuertes caídas en los precios de mercado de los activos financieros. A continuación, vamos a explicar la teoría de valores extremos (EVT) univariante, que sirve para determinar el riesgo en la cola de un activo. El resultado básico sobre el que se basa la EVT es el teorema de Pickands-Balkema-de Haan⁸. Este teorema dice esencialmente que, para una amplia clase de distribuciones, las pérdidas que superan unos determinados umbrales suficientemente altos pueden describirse aproximadamente por una distribución relativamente sencilla, la denominada distribución de Pareto generalizada (GPD), la cual se basa en el supuesto de independencia e idéntica distribución de los rendimientos. Como la dependencia temporal surge en muchos casos debido a la persistencia en volatilidades, es conveniente trabajar con rendimientos estandarizados mediante un modelo de volatilidad condicional previamente estimado. A su vez, en períodos de tiempo relativamente largos, los rendimientos se aproximan a la distribución Normal, por lo que la EVT tiene mayor interés para rendimientos observados en datos de alta frecuencia. Hay dos métodos en el cálculo de la EVT: *Block maxima* y *Peak over threshold* (POT)⁹. Para la primera alternativa hay que ajustar a los datos disponibles una distribución que se sabe que tiene colas gruesas, como la distribución Generalizada de Valor Extremo (GVE), puesto que esta se ajusta a la muestra completa, mientras que para la segunda, que será la que utilizaremos en este documento, se ajusta la distribución de Pareto generalizada (GPD) a los rendimientos que exceden de cierto umbral predefinido u , pero necesitamos tener un cierto número de datos por encima de dicho umbral (mínimo 20) para ajustar con precisión la distribución¹⁰.

Vamos a definir las medidas de riesgo de caídas en los precios de las instituciones financieras mediante el hecho empírico de que los rendimientos de capital de las instituciones financieras muestran colas más “pesadas” que las de una distribución Normal¹¹.

⁶ES son las siglas (en inglés) de Pérdida Esperada. Hace referencia a la pérdida esperada por un activo a un horizonte temporal determinado una vez superado el VaR medido por la probabilidad elegida (p).

⁷ME son las siglas de Magnitud en Exceso. Hace referencia a la diferencia entre el ES y el VaR.

⁸Véase Balkema y de Haan (1974) [5] y Pickands (1975) [39] para más detalles sobre el teorema de Pickands-Balkema-de Haan.

⁹Para más detalles sobre ambos métodos, véase McNeil (1999) [35].

¹⁰Para más información sobre cómo ajustar estas distribuciones, véase Novales (2014) [37].

¹¹Véase Mandelbrot (1997) [34] como referencia de la existencia de no normalidad y colas pesadas en mercados financieros.

Los modelos GARCH¹² son útiles en distribuciones con colas pesadas. Además, podemos definir la probabilidad de cola p a partir de un nivel de VaR (x), o bien definir el VaR (x) a partir de una probabilidad de cola p .

Siendo S_t el precio de un activo financiero en el momento t y utilizando rendimientos logarítmicos, definimos $X = -\ln(S_t/S_{t-1})$ como la distribución de pérdidas en la que estamos interesados¹³. Las colas pesadas implican que la probabilidad marginal en la cola para x indicada como una función del cuantil correspondiente se puede describir mediante la aproximación propuesta por Hill (1975) [24],

$$P(X > x) = L(x)x^{-\alpha}, \quad (1)$$

donde α es el índice de cola (*tail index*), es decir, indica cómo decae la probabilidad de estar en los extremos de la distribución. Así, valores bajos de α indican una lenta caída a 0 de la función de densidad de probabilidad (pdf por sus siglas en inglés) y una alta probabilidad de cola. Mientras que $L(x)$ es una aproximación a la EVT realizada por Hill,

$$L(x) = \frac{m}{n} (\beta\alpha)^\alpha \left(1 + \frac{\beta\alpha - X_{n-m,n}}{x} \right)^{-\alpha}, \quad (2)$$

donde m es el número de datos por encima de un determinado umbral, n es el tamaño de la muestra o ventana utilizada, β es el factor de escala y $X_{n-m,n}$ es el “punto de corte en la cola”, es decir, el $(n - m)$ -ésimo dato de la serie X ordenada de forma ascendente. $L(x)$ es una aproximación porque es una función que varía muy poco independientemente de los valores de β y de α , por lo que para todo tipo de distribuciones de EVT se puede asumir como constante. Esto nos permite obtener el parámetro *tail index* (α) sin necesidad de estimar el factor de escala (β) ni realizar máxima verosimilitud, es decir, con fórmula cerrada, esto es,

$$\alpha = \left(\frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} \ln \left(\frac{X_{n-j,n}}{X_{n-m,n}} \right) \right)^{-1} \quad (3)$$

A partir de la aproximación propuesta por Hill se podrá obtener el VaR de la siguiente forma,

$$VaR \equiv x_p \cong X_{n-m,n} \left(\frac{m}{np} \right)^{1/\alpha} \quad (4)$$

Al no ser esta una medida coherente de riesgo¹⁴ obtenemos el *Expected Shortfall* (ES), una medida muy relacionada con el VaR y que sí que es una medida coherente de riesgo, que mide la pérdida esperada de capital de una institución financiera condicionada a una

¹²Este es un modelo estadístico utilizado para prever la volatilidad donde la variable subyacente puede exhibir una reversión de la media. GARCH es el acrónimo inglés de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada.

¹³Para evitar inconvenientes, cambiamos el signo a los rendimientos para convertir los negativos en positivos, de tal forma que nos fijaremos en la cola superior de la distribución, es decir, en las mayores pérdidas de las series de rendimientos originales.

¹⁴Como argumentó Artzner *et al.* (1999) [4], el VaR no es una medida coherente de riesgo ya que no cumple la condición de subaditividad, lo cual implica que el VaR de una cartera puede ser mayor que la suma de los VaRs individuales de cada uno de sus componentes, algo que carece de sentido.

fuerte caída de ese capital. Para obtener el ES habrá que sumarle al VaR la Magnitud del Exceso (ME), la cual se obtiene como,

$$ME = E(X - x_p | X > x_p) = \frac{x_p}{\alpha - 1} \quad (5)$$

Esta medida es una transformación lineal de x_p en un entorno EVT. El *Expected Short-fall*, calculado por tanto como $ES = VaR + ME$, quedaría tal que,

$$ES = X_{n-m,n} \left(\frac{m}{np} \right)^{1/\alpha} \frac{\alpha}{\alpha - 1} \quad (6)$$

El ES indica cómo de graves pueden ser los excesos del VaR, mientras que un determinado cuantil del VaR por sí mismo no proporciona esa información.

A modo de introducción se ha definido la EVT incondicional sobre los rendimientos, en la que para una serie de datos de una empresa se obtiene un VaR y un ES. A lo largo de este documento vamos a realizar una EVT condicional (cambiante en el tiempo) sobre las innovaciones estandarizadas, puesto que vamos a suponer que la volatilidad cambia en el tiempo con un modelo GJR-GARCH y la media con un AR(1), utilizando una ventana móvil.

3.2. Indicadores de riesgo del sistema financiero

Para analizar la estabilidad del sistema financiero vamos a emplear dos indicadores basados en los movimientos extremos de los precios de los activos seleccionados^[15]. Estos indicadores son construidos como probabilidades de caídas en el rendimiento de un único activo o de varios condicionadas a desplomes en el rendimiento de otros activos o de un índice de mercado. Para capturar el riesgo de contagio de un activo a otro utilizamos los co-movimientos extremos, medidos por las probabilidades condicionales multivariantes entre rendimientos individuales de los activos (riesgo sistémico), mientras que para evaluar el riesgo de inestabilidad del sistema financiero debido a shocks agregados se utilizan los co-movimientos extremos entre rendimientos de activos individuales y un índice de mercado u otra medida de riesgo no diversificable (riesgo sistemático, lo que se conoce como *tail- β* o “ β en la cola”^[16]). Estas dos formas de medir el riesgo o la inestabilidad del sistema financiero son teóricamente distintas, pero en la práctica tienen algunas similitudes como vamos a explicar a continuación.

Comenzando con las medidas de contagio, vamos a considerar un sistema formado por N instituciones financieras. Como vimos anteriormente, las observaciones de la cola superior para $X_i (i = 1, \dots, N)$ reflejan los rendimientos con signo negativo de los activos, es decir, las pérdidas. Además, elegiremos los niveles “críticos” o cuantiles $Q_i (i = 1, \dots, N)$ de tal manera que las correspondientes probabilidades de cola sean las mismas para los N activos,

$$P\{X_1 > Q_1\} = \dots = P\{X_i > Q_i\} = \dots = P\{X_N > Q_N\} \quad (7)$$

¹⁵En Anexos se describe un indicador alternativo para calcular el riesgo sistémico propuesto por Hartmann *et al.* (2005) [23] diferente al utilizado en este trabajo.

¹⁶Para más detalles, véase Hartmann *et al.* (2005) [23].

La inversa de las funciones de los cuantiles marginales $Q_i = (1 - F_i)^{-1}(p)$ muestra el exceso de probabilidad $p = P\{X_i > Q_i\}$ para el correspondiente cuantil Q_i de los rendimientos, el cual será diferente para cada activo i debido a que la función de distribución marginal $P\{X_i > Q_i\} = 1 - F_i(Q_i)$ es diferente en cada uno de ellos. Mantendremos constante el nivel de significación p para todas las posiciones arriesgadas para poder ordenar las instituciones financieras de acuerdo al riesgo de caídas extremas de sus activos. Podemos interpretar los valores Q_i como el VaR tal que solo será excedido en media una vez cada $1/p$ días si, como es nuestro caso, los datos tienen frecuencia diaria.

Supongamos ahora que queremos saber en qué medida las dificultades financieras en un grupo de activos tienden a extenderse a través del sistema financiero. Una de las opciones que tenemos es calcular la probabilidad de problemas financieros conjunta de un grupo de $N - L$ activos financieros, condicionados a problemas de otro grupo de $L < N$ activos. Esto se podría calcular como,

$$P_{N|L} = P \left\{ \bigcap_{i=L+1}^N X_i > Q_i(p) \mid \bigcap_{i=1}^L X_i > Q_i(p) \right\} = \frac{P \left\{ \bigcap_{i=1}^N X_i > Q_i(p) \right\}}{P \left\{ \bigcap_{i=1}^L X_i > Q_i(p) \right\}} \quad (8)$$

Esto se puede ver en Hartmann *et al.* (2003a, 2003b y 2005) [20, 21, 23] quienes muestran aplicaciones para esta medida de contagio multivariante para evaluar la magnitud de la crisis financiera del 2007 y el riesgo sistémico en el sector financiero, respectivamente. Si se quisiera evaluar la probabilidad de una caída conjunta sistémica de $N - 1$ instituciones financieras condicionada a una única institución financiera ($L = 1$) con problemas,

$$P_{N|1} = P \left\{ \bigcap_{i=2}^N X_i > Q_i(p) \mid X_1 > Q_1(p) \right\} = \frac{1}{p} P \{X_1 > Q_1(p), \dots, X_i > Q_i(p), \dots, X_N > Q_N(p)\} \quad (9)$$

Debido a la condición de igualdad impuesta en (7), esta medida de contagio permanece invariante para cualquier institución que utilicemos como condicionante. En cambio, si el conjunto condicionante fuera $L > 1$ ya no se cumpliría esta invarianza, puesto que el denominador de (8) depende de las instituciones financieras incluidas en el conjunto L . La principal ventaja de la medida de contagio (8) es que uno puede condicionar a determinadas instituciones en función de su tamaño, región geográfica o sector por ejemplo, lo cual puede mostrar con mayor claridad qué instituciones financieras suelen estar con mayor frecuencia en el origen de crisis sistémicas.

Como comentamos previamente, también se puede considerar una versión bivalente de la ecuación (8) para medir el riesgo del sistema financiero (riesgo sistemático), donde ahora el conjunto condicionante sería una gran caída en una cartera de mercado (o cualquier otro indicador de riesgo agregado no diversificable). Siendo M el rendimiento de una cartera de mercado (por ejemplo un índice) y p la probabilidad de cola común, esta

medida *tail- β* ¹⁷ (o β en la cola) se puede expresar como,

$$P\{X_1 > Q_1 | X_M > Q_M(p)\} = \frac{P\{X_1 > Q_1(p), X_M > Q_M(p)\}}{p} \quad (10)$$

Esta medida recoge la probabilidad de que el valor de una institución financiera individual caiga bruscamente si existe un gran shock sistemático negativo¹⁸.

4. Descripción de los datos

En el presente trabajo se van a emplear datos de instituciones financieras obtenidos de la base de datos *Datastream*¹⁹, organizados en tres grandes bloques:

- **Bancos:** En este grupo se encuentran las entidades financieras de crédito cuyo principal fin es el control y la administración del dinero, por medio de distintos servicios ofrecidos como el almacenaje de grandes cantidades de dinero, realización de operaciones financieras o la concesión de préstamos o créditos, entre otros. Se incluyen únicamente las empresas pertenecientes al sector Bancos (BK).
- **Servicios financieros:** Incluye a las instituciones que tienen como objeto principal la negociación con grandes empresas y sectores estratégicos en busca de una rentabilidad para sus clientes y accionistas a medio y largo plazo. En este grupo podemos incluir empresas de gestión de activos (AM), finanzas especializadas (SF), servicios de inversión (IS) y finanzas del consumidor (CF).
- **Aseguradoras:** Aglutina a las compañías que se encargan de proteger desde el aspecto económico aquellos bienes que son potencialmente dañables y se encuentran bajo algún tipo de riesgo. En este grupo incluimos empresas de seguros de vida (LI), seguros de propiedad y accidentes (PCI), seguros de línea completa (FLI), corredurías de seguros (IB) y reaseguradoras (RE).

La muestra empleada incluye datos diarios de precios de cierre de los activos desde el 1 de enero de 2000 a 31 de marzo de 2019, los cuales se pueden dividir en tres periodos: pre-crisis (incluiría los datos desde 01/01/2000 hasta 31/12/2006), crisis (este período abarcaría los datos desde 01/01/2007 hasta 31/12/2009) y post-crisis (incluye los datos desde 01/01/2010 hasta 31/03/2019). Estos precios (P) se han transformado en rendimientos logarítmicos (r) mediante la fórmula $r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$, siendo por tanto el tamaño de la muestra de cada empresa de 5020 observaciones, de las cuales utilizaremos posteriormente en el entorno univariante para realizar previsión un día hacia delante una ventana móvil de 1000 datos, quedándonos en ese caso por tanto con 4020 observaciones. Se van a analizar en este trabajo un total de 45 empresas, repartidas equitativamente entre

¹⁷Esta medida ha sido utilizada previamente para examinar, entre otras cosas, los efectos intradía del 11-S en los activos de EEUU por Straetmans *et al.* (2008) [44].

¹⁸En cambio, si lo que quisiéramos saber fuera la gravedad de un shock agregado de X_M en el capital de una institución financiera individual tendríamos que utilizar el ES Marginal (véase Idier *et al.* (2014) [26]).

¹⁹Las empresas están clasificadas por sectores en *Datastream*. En este trabajo se han agrupado estos sectores en tres grandes grupos: bancos, servicios financieros y aseguradoras.

Europa²⁰, Norteamérica²¹ y Asia-Oceanía²². Para cada región geográfica hemos seleccionado las cinco mayores empresas de cada grupo comentado anteriormente, es decir, cinco bancos, cinco empresas de servicios financieros y cinco aseguradoras, de entre las que disponen de datos para nuestro período muestral (véase Tabla [1](#)).

Para dar una visión global de los datos, se puede observar en la Tabla [2](#) una serie de estadísticos de nuestras series de rendimientos, donde se podrá apreciar la media, la mediana, la desviación típica, el mínimo y el máximo rendimiento, la asimetría, la curtosis y el p-valor del estadístico de normalidad de Jarque-Bera. Observando estos datos podemos ver que los rendimientos no se distribuyen como una Distribución Normal²³. Si analizamos los estadísticos descriptivos podemos ver que, por lo general, las empresas con mayor coeficiente de asimetría positivo son las europeas MAN Group (servicios financieros) con un coeficiente de asimetría de 1.341 y Allianz (aseguradora) con un 1.116. En cambio, las que tienen un mayor coeficiente de asimetría negativo son Sumitomo Mitsui FINL. GP. (banco asiático) con un coeficiente de asimetría de -3.846, ING Groep (aseguradora europea) con un -3.455 y Thai Reinsurance (aseguradora asiática) con un -3.054, mientras que las que tienen un menor coeficiente de asimetría (cercana a cero) son Muenchener Ruck (aseguradora europea) con un -0.001 y National Aus. Bank (banco de Asia-Oceanía) con un -0.007.

Si nos fijamos en la curtosis vemos que las empresas que más tienen son el banco asiático Sumitomo Mitsui FINL. GP. (153.325), la aseguradora europea ING Groep (126.013) y Thai Reinsurance (76.724), siendo las mismas empresas que destacaban por tener un mayor coeficiente de asimetría negativo. Además, las empresas que tienen un rendimiento máximo o mínimo extremo son también las que más destacan en cuanto a valores extremos de coeficiente de asimetría y curtosis.

Por regiones geográficas, podemos ver que, por lo general, las empresas de Asia-Oceanía tienen un coeficiente de asimetría negativo, mientras que en las empresas europeas y norteamericanas se producen valores relativamente altos tanto positivos como negativos. En cuanto a curtosis, si bien algunos de los mayores datos se dan en Asia-Oceanía, también se producen en Europa y, en menor medida, en Norteamérica. Por otra parte, los mayores rendimientos máximos se dan en Europa, con empresas como GAM Holdings (0.626), Allianz (0.549) o ING Groep (0.507), mientras que los menores rendimientos mínimos se producen en Europa (destaca ING Groep con -0.936, siendo además la empresa con menor media de todas las analizadas) y en Asia-Oceanía (destacando Sumitomo Mitsui FINL. GP. con un rendimiento mínimo de -0.526). Por último, destacar también que las empresas con mayor media son la aseguradora norteamericana Travelers

²⁰Incluye empresas de Alemania, Bélgica, España, Francia, Gran Bretaña, Italia, Países Bajos, Suecia y Suiza.

²¹Incluye empresas de Canadá y Estados Unidos.

²²Incluye empresas de Australia, Hong Kong, Japón y Tailandia.

²³Algunas de las propiedades de una Distribución Normal son que la moda y la mediana coinciden con la media, el coeficiente de simetría es igual a 0 y el de Curtosis es igual a 3. Además, el p-valor del test de Jarque-Bera prueba la hipótesis nula de que los rendimientos se distribuyen como una normal, por lo que si el p-valor es inferior al nivel de significación se rechazará la hipótesis nula de normalidad (para más detalles, véase Jarque y Bera (1980) [\[28\]](#)).

Cos. (3.781 p.b.), la empresa asiática de servicios financieros Daiwa Securities Group (3.682 p.b.) y la empresa europea de servicios financieros MAN Group (3.348 p.b.).

5. Estimación de los indicadores de riesgo

El cálculo de las medidas de probabilidades multivariantes en un entorno paramétrico no es complicado, ya que se pueden estimar los parámetros de la distribución mediante técnicas como la de máxima verosimilitud. Sin embargo, si uno asume una distribución erróneamente, las estimaciones del riesgo pueden estar sesgadas debido a una mala especificación. Puesto que no existen pruebas suficientes para determinar que los rendimientos de los activos sigan todos la misma distribución, vamos a tratar de evitar asumir ciertas especificaciones para los rendimientos de las instituciones financieras. Por consiguiente, vamos a estimar estos indicadores de riesgo mediante el método semi-paramétrico EVT (véase Ledford y Tawn (1996) [30]).

5.1. Estimación de los indicadores de *tail risk* de las instituciones financieras

En primer lugar se va a realizar un análisis univariante, en el que vamos a predecir el VaR y el ES un día hacia delante con una ventana móvil de 1000 datos para cada una de las 45 empresas. Para ello, vamos a partir de nuestra serie de rendimientos logarítmicos, en la cual tenemos 5020 observaciones. A cada una de las 4020 ventanas móviles vamos a aplicarles un modelo autorregresivo de primer orden, AR(1)²⁴ tal que,

$$r_t = c + \phi r_{t-1} + \epsilon_t, \quad (11)$$

donde ϵ_t es un proceso de ruido blanco con media cero y varianza constante σ_ϵ^2 . Para la volatilidad se utilizará un modelo univariante en la familia GARCH, en este caso un GJR-GARCH²⁵ que permite una respuesta cuadrática de la volatilidad a las sorpresas recibidas en el mercado, con distintos coeficientes para las buenas y malas noticias (efecto apalancamiento), a la vez que mantiene la hipótesis de que la menor volatilidad se alcanzará cuando no haya sorpresas. Como pudimos observar en los estadísticos descriptivos de los rendimientos, estos tienen curtosis. Para resolver este problema se suele utilizar una distribución *t-Student* en lugar de una distribución Normal para las innovaciones, además de aplicar EVT. Por otro lado, también nos encontramos con el problema de que las innovaciones son asimétricas. Por ello, vamos a utilizar un modelo asumiendo una distribución con características matemáticas similares a la distribución *t-Student* y capaz de reproducir el fenómeno de asimetría presentado por las innovaciones del modelo. Esta distribución será la *skew-t*²⁶, de tal forma que $z_t \sim skst(z|\lambda, \nu)$, donde z_t son las innovaciones estandarizadas, esto es, $z_t = \frac{\epsilon_t}{h_t}$, siendo h_t la desviación típica condicional, que habrá que calcular mediante el modelo GJR-GARCH²⁷, utilizándose,

$$h_t^2 = \omega + (\alpha + \gamma D_{t-1})\epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2, \quad (12)$$

²⁴Para más detalles sobre los modelos autorregresivos véase Box *et al.* (2015) [9].

²⁵Para más detalles sobre el modelo GJR-GARCH véase Glosten *et al.* (1993) [17].

²⁶Para más detalles sobre el modelo *skew-t* véase Hansen (1994) [19].

²⁷El modelo se estima por cuasi-máxima verosimilitud porque se hace en dos etapas. En la primera estimamos los parámetros del AR(1) y en la segunda estimamos los parámetros del modelo de volatilidad

donde el signo de γ (parámetro que recoge el efecto apalancamiento) es libre, mientras que $\omega > 0$, $\alpha, \beta \geq 0$ y la variable ficticia D_t se define igual a 1 si $\epsilon_t < 0$, e igual a 0 en caso contrario.

Calculamos el VaR y el ES sobre las innovaciones estandarizadas con un nivel de confianza del 97.5 % (nivel de significación $p = 2.5\%$ ^[28]) tal y como dice Basilea III^[29]. Para ello, antes de realizar los cálculos hay que fijar un umbral u para determinar la cola de la distribución sobre la cual se va a estimar la GPD. Hay varios métodos para determinar el umbral en la literatura, como el *mean residual life* (MRL) propuesto por Davison y Smith (1990) [11] o alguna variante del *Hill plot* como la propuesta por Scarrott y MacDonald (2012) [41]. En este estudio vamos a seguir la línea de otros autores como, por ejemplo, DuMouchel (1983) [15], quien propone un procedimiento automatizado para fijar el umbral, siendo $u = 10\%$, puesto que valores demasiado bajos del umbral generarían sesgo, mientras que valores demasiado altos generarían una alta varianza en la observación. Por tanto, para cada ventana móvil de 1000 datos ($n = 1000$)^[30], nos quedaremos con las $m = 100$ mayores pérdidas, es decir, buscamos el cuantil que deja 100 datos en la cola, a las cuales ajustaremos la GPD.

Partiremos de la base de que los rendimientos tienen colas “pesadas”, como vimos previamente. Ahora estamos interesados en estimar el VaR de las innovaciones estandarizadas, que no es más que el cuantil z para valores extremadamente bajos $p = P(Z > z)$. Para ello vamos a estimar el $\text{VaR}_{2.5\%}$ de las innovaciones estandarizadas (\hat{z}_p) implementando el estimador semi-paramétrico para los cuantiles propuesto por de Haan *et al.* (1994) [12],

$$\widehat{\text{VaR}}^{\text{innov. estand.}} \equiv \hat{z}_p \cong Z_{n-m,n} \left(\frac{m}{np} \right)^{1/\alpha}, \quad (13)$$

donde n es el número de datos que contiene la ventana móvil, m es el número de datos que quedan por encima del umbral, p es el nivel de significación al que se calcula el VaR y el “punto de corte en la cola” $Z_{n-m,n}$ es el $(n - m)$ -ésimo dato en orden ascendente, es decir, la m -ésima innovación estandarizada menor en una muestra de n observaciones tal que $q > X_{n-m,n}$ ^[31], siendo $q = 1/p$.

Aún nos queda estimar el parámetro *tail index* (α) de la ecuación (13). Para ello, vamos a utilizar el estimador propuesto por Hill^[32] (1975) [24], que será una aproximación

GJR-GARCH y de la distribución *skew-t* a partir de las innovaciones del AR(1) obtenidas en la primera etapa. Para más detalles, véase el MFE Toolbox para MATLAB de Sheppard (2009) [43] que se ha utilizado para realizar estas estimaciones.

²⁸Se utilizará p como nivel de significación para no confundirlo con el parámetro α de Hill (*tail index*).

²⁹En Enero de 2016, el comité de Basilea en el documento “Minimum capital requirements for market risk” bajo el Fundamental Review of the Trading Book (FRTB) propuso realizar el cambio del VaR al 99 % al ES al 97.5 % para medir el riesgo.

³⁰Se utilizará una ventana móvil de 1000 datos ya que es lo suficientemente grande como para recoger un período amplio de tiempo, pero no demasiado grande, por lo que tendremos suficientes datos para analizar la evolución de los valores estimados.

³¹Esto es el inverso del estimador de la probabilidad en exceso $\hat{P}\{Z > z\} = \frac{m}{n}(Z_{n-m,n})^\alpha z^{-\alpha}$.

³²Para ver más detalles del estimador de Hill se puede consultar, por ejemplo, Jansen y de Vries (1991) [27].

bastante eficiente de los parámetros de la GPD³³ estimados por máxima verosimilitud en la cola de las innovaciones estandarizadas, pero en este caso sin necesidad de estimar nada, puesto que se obtiene mediante fórmula cerrada³⁴,

$$\hat{\alpha} = \left(\frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} \ln \left(\frac{Z_{n-j,n}}{Z_{n-m,n}} \right) \right)^{-1} \quad (14)$$

Finalmente, un estimador de la pérdida de capital esperada, dado que se produce una fuerte pérdida de capital (lo que vimos anteriormente como Magnitud del Exceso (ME) se puede conseguir utilizando las ecuaciones (13) y (14) en la definición de la Magnitud del Exceso (ME) para calcular posteriormente el *Expected Shortfall* de las innovaciones estandarizadas,

$$E(Z - \hat{z}_p | Z > \hat{z}_p) = \frac{\hat{z}_p}{\hat{\alpha} - 1} \quad (15)$$

Por tanto, para obtener el ES de las innovaciones estandarizadas no habría que hacer más que sumar los resultados de las ecuaciones (13) y (15).

$$\hat{E}S^{innov. estand.} = Z_{n-m,n} \left(\frac{m}{np} \right)^{1/\hat{\alpha}} \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\alpha} - 1} \quad (16)$$

Una vez tenemos el VaR y el ES de las innovaciones estandarizadas un período hacia delante necesitamos los valores de μ_{t+1} y de σ_{t+1} . El primero de ellos se obtiene del valor esperado de la ecuación (11), es decir, $\mu_{t+1} = c + \phi r_t$. El segundo de ellos será la raíz cuadrada de la varianza calculada en (12), es decir, $\sigma_{t+1} = h_{t+1}$. Por tanto, la predicción del VaR y del ES un período hacia delante quedaría,

$$\begin{aligned} VaR_{t+1} &= \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} VaR^{innov. estand.} \\ ES_{t+1} &= \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} \hat{E}S^{innov. estand.} \end{aligned}$$

Así, tendremos 4020 predicciones (tantas como ventanas móviles) del estimador $\hat{\alpha}$ de Hill y del VaR, del ES y del ME cambiantes en el tiempo, es decir, con predicción un día hacia delante con EVT para cada empresa³⁵.

5.2. Estimación de los indicadores de riesgo sistémico

Para calcular las probabilidades multivariantes que serán utilizadas como indicadores de riesgo sistémico nos basaremos en el trabajo de Ledford y Tawn (1996) [30]. Previamente, es importante señalar que la dependencia entre dos variables aleatorias y la forma de sus distribuciones marginales son conceptos que no están relacionados. Para extraer la dependencia es necesario transformar los datos y eliminar cualquier posible influencia de las distribuciones marginales que pueda influir en las probabilidades conjuntas de

³³Mcneil y Frey (2000) [36] introdujeron la EVT condicional, es decir, para cada momento del tiempo hay una EVT. La Pareto se ajusta en las innovaciones estandarizadas y luego recuperamos los rendimientos mediante el GJR-GARCH y el AR(1).

³⁴Nos quitamos el cálculo de β (parámetro de escala) de la distribución GPD porque utilizamos una función lineal constante.

³⁵Para estimar todo lo relacionado con EVT se han utilizado los paquetes *ismev* y *evir* de R.

cola. Para ello, vamos a transformar los rendimientos de los activos de tal forma que tengan una misma distribución marginal³⁶. Por tanto, transformaremos los rendimientos $(r_1, \dots, r_i, \dots, r_N)$ en,

$$\tilde{r}_i = \frac{1}{1 - F_i(r_i)}, \quad i = 1, \dots, N,$$

siendo $F_i(r_i)$ la función de distribución marginal acumulada (cdf) de r_i . Sin embargo, puesto que las funciones de distribución marginales no son conocidas, hay que reemplazarlas (con una pequeña modificación de tal forma que se evite dividir entre 0),

$$\tilde{r}_i = \frac{1}{1 - R_{r_i}/(n+1)}, \quad i = 1, \dots, N, \quad (17)$$

donde $R_{r_i} = \text{Rank}(r_{il}, l = 1, \dots, n)$, es decir, ordenamos de forma ascendente los rendimientos (los cuales hemos cambiado previamente de signo). Esta transformación nos permite mostrar un cuantil superior común q ,

$$P \left\{ \bigcap_{i=1}^N r_i > Q_i(p) \right\} = P \left\{ \bigcap_{i=1}^N \tilde{r}_i > q \right\},$$

siendo nuevamente $q = 1/p = 1/0.025 = 40$. Ahora, el problema de estimación multivariante queda reducido a la estimación de una probabilidad univariante para el mínimo en sección cruzada de las N series de rendimientos,

$$P \left\{ \bigcap_{i=1}^N \tilde{r}_i > q \right\} = P \left\{ \min_{i=1}^N \tilde{r}_i > q \right\} = P \{ \tilde{r}_{min} > q \} \quad (18)$$

Esta última probabilidad marginal en la cola se puede calcular siempre que supongamos que la variable auxiliar \tilde{r}_{min} tiene una variación regular en la cola univariante³⁷. Además, si asumimos que \tilde{r}_{min} muestra colas pesadas con un índice de cola α , entonces la suposición de variación regular para la variable auxiliar implica que la probabilidad univariante (18) muestra un descenso en la cola del tipo Pareto,

$$P \{ \tilde{r}_{min} > q \} = L(q)q^{-\alpha}, \quad (19)$$

con q grande (p pequeña) y donde $L(q)$ es una función que varía lentamente. Como ocurría en (1), altos valores de α suponen bajos valores de la probabilidad conjunta original $P \left\{ \bigcap_{i=1}^N r_i > Q_i(p) \right\}$. Por tanto, podemos ver el parámetro α como el parámetro de “dependencia en la cola” ya que guía la estructura de dicha dependencia de los rendimientos originales. En general, el índice de cola α de la variable \tilde{r}_{min} muestra si los componentes

³⁶Tras esta transformación, las diferencias en la probabilidad conjunta en la cola entre, por ejemplo, empresas europeas y norteamericanas se deben únicamente a diferencias en la estructura de dependencia en la cola.

³⁷Ledford y Tawn (1996) [30] argumentaron que la estructura de dependencia bivalente es una función $F(x)$ que tiene una cola izquierda que varía regularmente si se cumple que

$$\lim_{u \rightarrow \infty} F(-ux)/F(-u) = x^{-\alpha}$$

para cualquier $x > 0$ y tail index $\alpha > 0$.

del vector de rendimientos reflejan dependencia en la cola ($\alpha = 1$) o independencia en la cola ($\alpha > 1$).

Los pasos (17), (18) y (19) implican que la estimación de las probabilidades multivariantes se puede reducir a un problema de estimación de probabilidades univariante conocido que, para series que muestren colas pesadas como en (18), se pueden estimar mediante un estimador semi-paramétrico (véase de Haan *et al.* (1994) (12)),

$$\hat{p}_q = \hat{P} \{ \hat{r}_{min} > q \} = \frac{m}{n} (C_{n-m,n})^\alpha q^{-\alpha}, \quad (20)$$

siendo de nuevo el tamaño de la ventana móvil $n = 1000$, el umbral 10 % y $m = 100$.

Esta ecuación (20) es la inversa del cuantil de la ecuación (13) utilizada para calcular el VaR en la cola, siendo $C_{n-m,n}$ el $(n - m)$ -ésimo dato en orden ascendente de la serie \hat{r}_{min} .

Una estimación del indicador de riesgo de caída multivariante visto en (9) se puede obtener dividiendo la ecuación (20) entre p ,

$$\hat{P}_{N|1} = \frac{\hat{p}_q}{p} = \frac{m}{n} (C_{n-m,n})^\alpha q^{1-\alpha}, \quad (21)$$

para valores grandes pero finitos de $q = 1/p$. Para $N = 2$, esto se reduce al estimador *tail- β* . Cuando los rendimientos muestran independencia en la cola ($\alpha > 1$), el estimador de riesgo sistémico es una función decreciente del umbral q , llegando a ser 0 cuando $q \rightarrow \infty$.

5.3. Estimación de los indicadores de riesgo sistemático

La metodología empleada para la estimación de los indicadores de riesgo sistemático será la misma que la empleada en los de riesgo sistémico, es decir, se trabajará con los rendimientos transformados tal y como se vio en la ecuación (17), pero esta vez basándonos en la probabilidad de riesgo sistemático descrita previamente en la ecuación (10).

En este caso se está calculando la probabilidad de caída de una empresa condicionada a la caída de un índice. Por tanto, hay que ver qué índice vamos a utilizar. Para cada uno de los sectores y regiones geográficas vamos a construir nosotros mismos el índice, utilizando el valor de mercado (VM)³⁸ de cada una de las empresas seleccionadas en este trabajo como ponderación, tal que el peso, por ejemplo, del Banco Santander en un determinado momento del tiempo sería,

$$w_t^{SAN} = \frac{VM_t^{SAN}}{(VM_t^{BNP} + VM_t^{SAN} + VM_t^{BARC} + VM_t^{DBK} + VM_t^{SGE})}$$

³⁸Los datos de valor de mercado han sido obtenidos de la base de datos *Datastream* y se muestran en la Tabla II en Anexos. Al estar el dato de cada empresa en moneda local, se ha decidido pasar todas las empresas europeas a euros, las empresas norteamericanas a dólares estadounidenses y las empresas de Asia-Oceanía a dólares australianos, mostrándose el valor de mercado promedio de cada empresa a lo largo del período muestral.

Y así para el resto de empresas, teniendo en cuenta en el denominador la suma del valor de mercado de las cinco empresas pertenecientes al mismo sector y región geográfica que la empresa para la cual estamos calculando la ponderación. Para convertir estas ponderaciones en índice se va a multiplicar cada una de ellas por el rendimiento (r) de su empresa correspondiente, quedando por ejemplo para el caso del índice de los bancos europeos,

$$INDICE\ BK_t = r_t^{BNP} w_t^{BNP} + r_t^{SAN} w_t^{SAN} + r_t^{BARC} w_t^{BARC} + r_t^{DBK} w_t^{DBK} + r_t^{SGE} w_t^{SGE}$$

Además, utilizaremos un índice de referencia para cada región geográfica y uno global, siendo el escogido para Europa el EURO STOXX 50, para Norteamérica el DOW JONES INDUSTRIAL, para Asia-Oceanía el NIKKEI 225 y como global, a pesar de ser un índice de Estados Unidos, se ha escogido el S&P 500, ya que es reconocido como un índice de referencia que refleja de una manera eficiente la situación del mercado financiero global. A estos índices de referencia regionales habrá que calcularles el rendimiento logarítmico ya que, al igual que ocurría con las empresas, estos índices están en precios de mercado y hay que transformarlos en rendimientos para poder realizar nuestros análisis.

6. Análisis de Resultados

En esta sección vamos a ver los resultados obtenidos de los análisis explicados anteriormente. En la primera subsección se verán los resultados obtenidos de los modelos univariantes (VaR, ME y ES), mientras que en la segunda y tercera subsección se verán los resultados obtenidos de los modelos multivariantes (riesgo sistémico y sistemático respectivamente), donde veremos la probabilidad de caída de una o varias empresas condicionada a que caen otras empresas o un índice, es decir, la probabilidad de que los rendimientos (cambiados de signo) de una o varias empresas se encuentren por encima de su VaR condicionada a que otras empresas o un índice se encuentren por encima de su VaR.

6.1. Resultados del análisis univariante: *Tail risk*

El análisis univariante que hemos empleado en este documento nos muestra información sobre el $VaR_{2.5\%}$ y el $ES_{2.5\%}$ de las empresas analizadas. En la Figura 1 se muestra la evolución del $VaR_{2.5\%}$, del $ES_{2.5\%}$ y de los rendimientos de una empresa para cada sector y región geográfica. En Europa hay tres períodos importantes: la crisis iniciada en 2007, la crisis de deuda soberana iniciada en 2010 y la incertidumbre del *brexit* que comienza en el año 2016. En Norteamérica hay dos: la crisis económica de 2007 y el conocido como *Black Monday* en 2011. Por último, en Asia-Oceanía aparece como pico la crisis iniciada en 2007, aunque esta afecta en menor medida que en las otras dos regiones, pero durante los períodos de pre-crisis y post-crisis hay más incertidumbre. Comencemos a analizar individualmente los gráficos de las empresas que aparecen en la Figura 1, siendo el Banco Santander la empresa del sector bancario escogida para Europa, Citigroup el banco escogido para Norteamérica y HSBC Holdings el banco escogido de Asia-Oceanía. En todas ellas se observa una caída brusca de los rendimientos en el periodo de crisis (sobre

todo entre los años 2008 y 2009), especialmente en los bancos norteamericanos (donde se inició la crisis) y asiáticos, mientras que en el Banco Santander esta caída fue menor. Por otra parte, en los años 2010-2012 se observa en el Banco Santander (y en el resto de empresas europeas) un aumento del riesgo debido a la crisis de deuda soberana provocada por países como Grecia, Irlanda, Portugal o la propia España, que tuvo efectos en el resto de países europeos. Además, en el Banco Santander se puede observar también una fuerte caída en el segundo trimestre de 2016, coincidiendo con las incertidumbres financieras del posible *brexit*, hecho que afectó a las todas las empresas europeas pero no así al resto de empresas no europeos, que apenas se vieron afectadas. Ocurre algo muy parecido en Europa y en Norteamérica con las empresas aseguradoras (Allianz y American INTL. GP. respectivamente) siendo su evolución similar a los bancos europeos y norteamericanos, mientras que en Asia-Oceanía a la aseguradora QBE Insurance no le afectó tanto la crisis económica del 2008 como a los bancos o a las empresas que prestan servicios financieros de su misma región. En cuanto a las empresas dedicadas a prestar servicios financieros, podemos observar la europea GBL New, la americana Goldman Sachs GP. y la asiática Daiwa Securities Group. En ellas suceden también caídas en el período de crisis del 2008, pero en general son más suaves que en los otros dos sectores, exceptuando la asiática Daiwa Securities Group, siendo la empresa de dicha región que más incertidumbre muestra a lo largo de toda la muestra.

Las caídas en los rendimientos incrementan el riesgo, lo que supone a su vez aumentos en el $VaR_{2.5\%}$ y en el $ES_{2.5\%}$. Para poder observar mejor el comportamiento de estas dos series vamos a analizar los percentiles 5 %, 50 % (mediana) y 95 % para las 45 empresas, cuyos resultados se muestran en la Tabla 3. Observando los percentiles se puede apreciar que las empresas con mayor $VaR_{2.5\%}$ y $ES_{2.5\%}$ en el percentil 5 % son, en general, las de Asia-Oceanía. Esto quiere decir que son las que tienen unos mínimos valores del $VaR_{2.5\%}$ y del $ES_{2.5\%}$ más altos que las empresas de las otras regiones geográficas. Además, si miramos la variable $ME_{2.5\%}$ (que recordemos es la Magnitud del Exceso, es decir, la diferencia entre el ES y el VaR) observamos que también tiene sus valores más altos en este percentil en las empresas de Asia-Oceanía, aunque no ocurre eso con sus bancos. En el resto de regiones los bancos y las empresas aseguradoras tienen menores valores de $ME_{2.5\%}$ que las empresas que prestan servicios financieros. Esto quiere decir que cuando una empresa entra en un escenario crítico, la magnitud de las pérdidas es mayor en las empresas de servicios financieros y aseguradoras de Asia-Oceanía, y dentro de las empresas europeas y norteamericanas la magnitud de las pérdidas es mayor en las empresas que prestan servicios financieros que en las empresas del resto de sectores. Si observamos el percentil 50 %, es decir, la mediana (es el cuantil que deja tanto a su izquierda como a su derecha el mismo número de datos), se puede observar que sus datos se encuentran más cercanos a los del percentil 95 % que a los del percentil 5 %, lo que significa que tienen una asimetría negativa. Además, siguen siendo mayores en las empresas de servicios financieros y aseguradoras de Asia-Oceanía tanto el $VaR_{2.5\%}$ y el $ES_{2.5\%}$ como la magnitud del exceso. Si finalmente observamos el percentil 95 %, vemos cómo, aunque siguen siendo valores más altos las mismas empresas que en el resto de percentiles, la distancia respecto a las demás empresas europeas y norteamericanas se ha reducido.

En términos específicos, vemos que la empresa con mayor $VaR_{2.5\%}$ y $ES_{2.5\%}$ en to-

dos los percentiles es Min Xin Holdings (aseguradora de Asia-Oceanía), mientras que la que tiene mayor $ME_{2.5\%}$ es la empresa Thai Reinsurance (también aseguradora de Asia-Oceanía). Si observamos las empresas europeas, la que tiene mayor $VaR_{2.5\%}$, $ES_{2.5\%}$ y $ME_{2.5\%}$ en cuanto a bancos son Barclays (aunque en el percentil 5% no es la mayor), en servicios financieros MAN Group, y en aseguradoras AXA. Por parte de las empresas norteamericanas, el banco que tiene mayor $VaR_{2.5\%}$, $ES_{2.5\%}$ y $ME_{2.5\%}$ es Bank of America, la empresa de servicios financieros es Charles Schwab y la empresa aseguradora es Manulife Financial (aunque la que tiene mayor ME es Travelers Cos.).

Ahora vamos a analizar el $VaR_{2.5\%}$ de cada empresa individualmente (prestando especial atención a la empresa española Banco Santander) y así poder ver mejor en qué fechas se produce el mínimo y el máximo $VaR_{2.5\%}$ en cada una de ellas. Esto se puede ver en la Tabla 4, en la que se puede observar, entre otras cosas, que la empresa que menor $VaR_{2.5\%}$ ha registrado en el período analizado (2003-2019) es el banco asiático HSBC Holdings en el año 2006, es decir, en el período anterior a la crisis económica. Por lo general, la mayor parte de las empresas tienen su mínimo $VaR_{2.5\%}$ en el período pre-crisis (2003-2006) o post-crisis (2010-2019). Si nos centramos en Europa, el Banco Santander es el banco europeo con el menor $VaR_{2.5\%}$, que se produjo también a comienzos de 2006. Por otra parte, mirando los datos del máximo $VaR_{2.5\%}$ alcanzado en dicho período, cabe destacar varias empresas norteamericanas por encima del resto. Estas serían la empresa aseguradora American INTL. GP. (con un máximo muy por encima del resto), el banco Citigroup y la empresa de servicios financieros Morgan Stanley, cuyos máximos se produjeron durante la crisis económica (2007-2009) cuyo origen tuvo lugar en Estados Unidos. En cambio, en el Banco Santander, el máximo $VaR_{2.5\%}$, que se produjo en el año 2016 coincidiendo con la inestabilidad generada por el *bretxit*, es menor que en el resto de bancos europeos. En general, la mayoría de empresas tuvieron su máximo $VaR_{2.5\%}$ en el período de crisis económica, exceptuando algunas empresas europeas y asiáticas, que se produjeron en el período post-crisis.

Por último, para dar más información acerca de las colas de las distribuciones vamos a observar en una serie de gráficos la evolución del estimador *tail index* ($\hat{\alpha}$) propuesto por Hill (1975) [24] para las empresas más relevantes de cada sector y región geográfica. Observando la Figura 2 podemos comprobar que el estimador es siempre superior a 0 ($\hat{\alpha} > 0$), lo que indica que las colas son más pesadas que en la distribución Normal, produciéndose por lo general los mayores valores del estimador en el período pre-crisis.

6.2. Resultados del análisis multivariante: Riesgo sistémico

El riesgo sistémico hace referencia al riesgo creado por interdependencias en un sistema de empresas, en que el fallo de una entidad o grupo de entidades puede causar un fallo en cascada que puede hundir el sistema en su totalidad. En este apartado vamos a comprobar la probabilidad de que una empresa o conjunto de empresas se encuentren en una situación de riesgo condicionada a que un grupo de empresas lo están, lo que requerirá realizar un análisis multivariante tal y como vimos en la ecuación (8). Además de realizar esto para todo el período muestral, vamos a calcular las probabilidades en diferentes momentos del tiempo, dividiendo nuestra muestra en tres grandes períodos. El período

pre-crisis, que comprenderá desde el 01/01/2000 hasta el 31/12/2006, el período de crisis financiera global, desde el 01/01/2007 hasta el 31/12/2009, y el período post-crisis, que estará formado por datos desde el 01/01/2010 hasta el 31/03/2019. Otra cosa que debemos tener en cuenta a la hora de comparar rendimientos entre distintas regiones geográficas es la asincronía que se puede producir entre los distintos mercados, puesto que la diferencia horaria puede afectar al comparar rendimientos diarios. Para evitar esto, puesto que los mercados de Asia-Oceanía son los primeros que abren con una diferencia horaria importante respecto a los europeos y los norteamericanos, vamos a eliminar el primer dato de las empresas asiáticas y el último de las empresas europeas y norteamericanas, de tal forma que ahora tendremos 5019 rendimientos, coincidiendo los datos de los mercados europeos y norteamericanos con los del día posterior en Asia-Oceanía.

Vamos a analizar en primer lugar la probabilidad de que tres empresas de una misma región geográfica (una de cada sector) entren en una situación de riesgo condicionada a que las 15 empresas de otra región caigan. Las empresas europeas escogidas son el Banco Santander (banco), GBL New (servicios financieros) y Allianz (aseguradora). Para el mercado norteamericano las empresas seleccionadas son Citigroup (banco), Goldman Sachs GP. (servicios financieros) y American INTL. GP. (aseguradora). Por último, para Asia-Oceanía se han seleccionado las empresas HSBC Holdings (banco), Daiwa Securities Group (servicios financieros) y QBE Insurance Group (aseguradora). Todas estas empresas son las más relevantes de su sector y región geográfica.

Si observamos la Tabla 5, podemos ver que la probabilidad de que caigan las tres empresas escogidas de Europa es, en términos generales, mayor si se ha producido previamente una caída en las empresas norteamericanas que en las empresas de Asia-Oceanía, exceptuando el período post-crisis, en el que las probabilidades son muy parejas, aunque ligeramente superior cuando se condiciona a una caída de las empresas de Asia-Oceanía. Si nos fijamos en el riesgo de caída de las empresas norteamericanas seleccionadas condicionado a caídas en las empresas europeas, vemos cómo se produjo un incremento considerable de dicha probabilidad en el período de crisis económica, pero en el período post-crisis se han recuperado prácticamente las probabilidades del período pre-crisis. En cambio, cuando se condicionan a caídas de las empresas de Asia-Oceanía, con la crisis se elevó significativamente la probabilidad de caída de estas tres empresas norteamericanas y en el período post-crisis ha seguido incrementándose hasta llegar a ser el mayor dato de probabilidad de caída conjunta con un 40.21 %, siendo muy superior al 13.21 % de probabilidad de caída conjunta con las empresas europeas. Por último, si observamos la probabilidad de que se produzca una caída en las tres empresas escogidas de Asia-Oceanía cuando las 15 empresas europeas o americanas entran en riesgo observamos cómo en el período anterior a la crisis económica la probabilidad era prácticamente nula, pero con la llegada de esta en 2007 se produjo un incremento de dicha probabilidad, especialmente condicionada a la caída de las empresas norteamericanas, aunque en el período post-crisis prácticamente se han recuperado los bajos niveles del período pre-crisis.

Es curioso cómo las empresas europeas y norteamericanas se ven cada vez más afectadas por lo que ocurre en el mercado asiático, mientras que a estas prácticamente no les afecta (especialmente en tiempos de estabilidad financiera) lo que ocurre en los merca-

dos europeos y norteamericanos. Esto muestra que la conexión y la dependencia de los mercados europeos y norteamericanos con el mercado asiático ha crecido enormemente en los últimos años como consecuencia de la expansión de las empresas asiáticas en el resto del mundo, mientras que sus políticas económicas siguen siendo proteccionistas, lo que hace que no les afecten tanto los problemas que puedan tener las empresas europeas y norteamericanas. En general, podemos decir que si bien en los primeros años la conexión predominante era entre el mercado europeo y norteamericano, en los últimos años las empresas asiáticas son las que más afectan a las empresas más importantes de ambos mercados, especialmente a las norteamericanas, debido en parte al aumento de las exportaciones de los países asiáticos a estas regiones, mientras que ni la caída de las empresas europeas ni norteamericanas afecta significativamente a las empresas más importantes de Asia-Oceanía, pudiéndose deber al escaso número de importaciones que realizan estos países.

Ahora vamos a analizar la probabilidad de caída conjunta por sectores, es decir, la probabilidad de que tres empresas (una de cada región geográfica) de un mismo sector entren en riesgo condicionada a que han caído las 15 empresas de otro sector. Para el sector bancario se han escogido el Banco Santander (Europa), Citigroup (Norteamérica) y HSBC Holdings (Asia-Oceanía). Para el sector de servicios financieros, las empresas elegidas son GBL New (Europa), Goldman Sachs GP. (Norteamérica) y Daiwa Securities Group (Asia-Oceanía). Y por último, para el sector de aseguradoras se han seleccionado las empresas Allianz (Europa), American INTL. GP. (Norteamérica) y QBE Insurance Group (Asia-Oceanía).

En la Tabla 6 se pueden observar estas probabilidades de caída conjunta por sectores. Si observamos en primer lugar la probabilidad de que caigan los tres bancos condicionada a que todas las empresas de servicios financieros (independientemente de su localización geográfica) entren en riesgo se puede apreciar que si bien en el período pre-crisis no había una gran conexión entre ellas (7.17 %), la llegada en 2007 de la crisis económica supuso un incremento considerable (59.4 %, siendo la probabilidad de caída conjunta más alta de todas las combinaciones posibles) que, si bien ha disminuido en el último período posterior a la crisis (36.29 %), sigue siendo muy superior a la probabilidad que había en los primeros años del siglo XXI. Observando ahora la probabilidad de que caigan las tres empresas bancarias condicionada a que caen las 15 aseguradoras podemos ver que dicha probabilidad era ya importante en el período pre-crisis (25.54 %), aumentó ligeramente durante la crisis (27.83 %) y, sobre todo, se ha visto incrementada significativamente en los últimos años, llegando a tener una probabilidad de caída conjunta del 55.54 %. Si se observa la probabilidad de que caigan las tres empresas de servicios financieros condicionada a que caigan todas las empresas del sector bancario se ve cómo la llegada de la crisis hizo que se incrementara considerablemente la posibilidad de que estas se encuentren en riesgo (del 5.38 % al 39.16 %), aunque en el período post-crisis dicha probabilidad se ha reducido ligeramente (33.44 %). Una evolución similar ocurre si observamos la probabilidad de que caigan las tres empresas de servicios financieros condicionada a que caen las 15 empresas aseguradoras, aunque estas probabilidades son menores que en el caso de estar condicionada a la caída de las empresas del sector bancario. Por último, si se observa la probabilidad de que caigan las tres aseguradoras condicionada a que caigan

todas las empresas bancarias se puede ver que en el período de crisis se incrementa dicha probabilidad (de 5.41 % a 30.34 %), pero crece incluso más en el período post-crisis hasta llegar al 55.93 %. Si la caída de las tres empresas aseguradoras se condiciona a que las empresas de servicios financieros se encuentren en riesgo se puede observar que, si bien esta probabilidad ha ido aumentando con el paso del tiempo (especialmente entre el período previo a la crisis y la llegada de esta), en los últimos años su crecimiento no ha sido tan alto como el del caso de estar condicionada a la caída de los 15 bancos, quedándose en el período post-crisis en un 47.68 %. En el total de la muestra se puede observar que los bancos son los que más sufren la caída de las empresas del resto de sectores (un 47.83 % cuando se condiciona a la caída de las empresas aseguradoras y un 37.49 % a la de las empresas que prestan servicios financieros), mientras que a las tres empresas de servicios financieros son las que menos les afecta la caída de las empresas del resto de sectores (un 24.65 % en el caso del sector bancario y un 26.49 % en el del sector de las aseguradoras).

En definitiva, se puede decir que existe una gran conexión en los últimos años (período post-crisis) entre las empresas pertenecientes al sector bancario y las aseguradoras (superior al 50 % en ambos sentidos). Esta conexión es algo menor entre las empresas bancarias y las que prestan servicios financieros (superior al 30 % en ambos sentidos), mientras que la conexión entre las empresas aseguradoras y de servicios financieros no es recíproca, puesto que las primeras se ven mucho más afectadas por la caída de las empresas que prestan servicios financieros (47.68 %) que estas por la caída de las empresas aseguradoras (18.56 %). Estos resultados coinciden con los que mostraron Billio *et al.* (2012) [7], quienes mostraron la conexión y el incremento del riesgo sistémico en el sector financiero (especialmente bancos) y aseguradoras.

Por último, vamos a centrarnos en una empresa en concreto, en este caso la empresa española Banco Santander, observando en la Tabla 7 la probabilidad de que entre en riesgo condicionada a que tres empresas del mismo sector y región geográfica lo hagan. De esta forma se podrá ver qué sectores y regiones geográficas afectan en mayor medida al riesgo del Banco Santander. Como podemos observar, los tres bancos europeos son los que más le afectan en todos los períodos analizados, incrementándose la probabilidad de caída conjunta con el paso del tiempo hasta llegar al 87.77 % en el período post-crisis. El resto de bancos no le afectan con la misma intensidad que los europeos, si bien es cierto que los bancos norteamericanos influyen más que los asiáticos (aunque en el período de crisis son estos los que afectan en mayor medida que los norteamericanos). Si observamos las empresas de servicios financieros ocurre algo parecido al caso anterior, puesto que las empresas europeas son las que más afectan al Banco Santander, seguidas por las norteamericanas y las de Asia-Oceanía, si bien mientras que en el caso de condicionarlas a la caída de las empresas de servicios financieros europeas dicha probabilidad crece a lo largo de todo el período (en el período post-crisis llega a ser del 71.80 %), en el caso de condicionarlas a la caída de las empresas de las otras dos regiones geográficas tras la crisis económica se reduce la probabilidad de que caiga el Banco Santander (un 44.83 % cuando se condiciona a la caída de las empresas norteamericanas y un 19.73 % a la de las empresas de Asia-Oceanía). Por último, si observamos la probabilidad de que caiga el banco español condicionada a que tres empresas aseguradoras están en riesgo se observa nuevamente que las empresas europeas afectan más que las norteamericanas y

asiáticas, aunque en este caso dicha probabilidad crece con la llegada de la crisis (llegando al 70.74 %, 51.77 % y 38.66 %, respectivamente) y decrece en el período post-crisis (61.94 %, 40.87 % y 20.35 %, respectivamente) hasta llegar prácticamente a los niveles pre-crisis. Si observamos la probabilidad de que caiga el Banco Santander condicionada a que caen tres empresas de un mismo sector y región geográfica en el total del período analizado observamos que las empresas europeas le afectan más que las norteamericanas y las de Asia-Oceanía, respectivamente. Además, se observa que el sector bancario influye más que el sector de servicios financieros y el de aseguradoras para las tres regiones, si bien es cierto que las diferencias entre la probabilidad de caída del Banco Santander condicionada a la de los tres bancos norteamericanos (38.53 %) y a la de las tres empresas de servicios financieros norteamericanas (38.15 %) son muy reducidas, al igual que las diferencias cuando se condiciona a la caída de las tres empresas asiáticas de servicios financieros (20.81 %) y aseguradoras (19.71 %).

En definitiva, el riesgo sistémico del Banco Santander se vio incrementado con la llegada de la crisis financiera global de 2007. Además, este riesgo es especialmente grande si se produce una caída de las principales empresas europeas, afectando más la procedencia geográfica de las empresas a las que se condiciona su caída que el sector al que pertenecen. Por otro lado, a lo largo del período analizado las empresas norteamericanas afectan más al riesgo sistémico del Banco Santander que las de Asia-Oceanía, mientras que en los últimos años una caída de las empresas que prestan servicios financieros afecta más que una de las aseguradoras (al contrario de lo que ocurría en el período de crisis).

6.3. Resultados del análisis multivariante: Riesgo sistemático

El riesgo sistemático, por su parte, hace referencia al riesgo no diversificable, el que se produce como resultado de la dependencia común de las posiciones individuales seleccionadas de las condiciones del marco financiero, es decir, el riesgo común para todo el mercado. En este apartado se puede incluir la antes mencionada *tail* - β o “beta en la cola”, que no es más que la probabilidad de que una empresa se encuentre en riesgo condicionada a la caída en riesgo de un índice de mercado³⁹, tal y como vimos en la ecuación (10). Los datos que emplearemos serán los mismos que en el caso del riesgo sistémico del apartado anterior, dividiendo nuevamente la muestra en tres períodos⁴⁰: pre-crisis (01/01/2000 - 31/12/2006), crisis (01/01/2007 - 31/12/2009) y post-crisis (01/01/2010 - 31/03/2019). Como tenemos tres regiones geográficas vamos a utilizar un índice de mercado para cada una de ellas, además de uno global. Como índice de mercado europeo se va a utilizar el Euro Stoxx 50, como índice de mercado norteamericano el Dow Jones Industrial, para Asia-Oceanía se utilizará como índice de mercado el Nikkei 225 y como índice global se utilizará el S&P 500.

Vamos a comenzar observando la Tabla 8, en la que se pueden apreciar las probabilidades de riesgo sistemático de las empresas europeas, es decir, la probabilidad de que

³⁹Se utiliza un índice de mercado como aproximación de un sistema/mercado. Por ejemplo, el índice europeo Euro Stoxx 50 se utiliza como una aproximación del sistema o mercado europeo.

⁴⁰Las probabilidades de riesgo sistemático para la muestra completa se encuentran en las Tablas 12, 13 y 14 de Anexos.

caiga una determinada empresa europea condicionada a que cae un índice de mercado, ya sea un índice bancario (formado por los cinco bancos europeos), un índice de servicios financieros (formado por las cinco empresas europeas de servicios financieros), un índice de aseguradoras (formado por las cinco empresas aseguradoras europeas), un índice de mercado europeo (Euro Stoxx 50) o un índice de mercado global (S&P 500). Podemos apreciar en el Panel I (período pre-crisis) que las probabilidades de riesgo sistemático condicionadas a cualquiera de los índices son en general más bajas que las del Panel II (período crisis) y las del Panel III (período post-crisis). Analizando las probabilidades en el período pre-crisis vemos que tanto bancos como aseguradoras se ven muy afectadas por la caída del índice formado por los cinco bancos europeos, mientras que las empresas de servicios financieros no se ven tan influenciadas. Si se condiciona a la caída del índice de servicios financieros europeo, las empresas que más caen son las propias que prestan dichos servicios (exceptuando MAN Group, que apenas se ve afectada por la caída de ningún índice, un 14.55 % en este caso que es el que más le afecta), seguidas de las aseguradoras. En cuanto a la caída del índice formado por las empresas aseguradoras, las que más caerían serían las propias aseguradoras, mientras que a los bancos y a las empresas que prestan servicios financieros les afecta de la misma manera. Igual ocurre si miramos las probabilidades de caída condicionadas a la caída del índice europeo Euro Stoxx 50 o al índice global S&P 500, siendo las más afectadas las aseguradoras, aunque las probabilidades de caída cuando se condiciona a la del índice global son inferiores al resto.

Si miramos ahora el Panel II (probabilidades del período de crisis) vemos que, como se ha comentado previamente, en general todas las probabilidades de riesgo sistemático se han incrementado. Si condicionamos a la caída de los índices sectoriales, se puede apreciar cómo se han equilibrado las probabilidades de caída para todas las empresas (exceptuando la aseguradora Muenchener Ruck.), aunque siguen siendo ligeramente superiores para las empresas que pertenecen al mismo sector que el índice al que se condicionan. Lo mismo ocurre si miramos las probabilidades de caída condicionadas a la del índice europeo o global, siendo estas últimas inferiores al resto.

Para terminar de analizar los resultados de la Tabla 8, vamos a observar el Panel III (probabilidades en el período post-crisis), en el que vemos que, en general, las probabilidades son inferiores a las del período de crisis, pero siguen siendo superiores a las del período pre-crisis. Si observamos las probabilidades de caída de las empresas condicionadas a los índices sectoriales vemos cómo cuando cae el índice bancario europeo, las empresas que más caen son los propios bancos, pero si se condiciona a la caída del índice formado por las empresas que prestan servicios financieros las probabilidades de todas las empresas se igualan, mientras que si el que cae es el índice de las empresas aseguradoras europeas, las que más caerían además de las propias aseguradoras serían los bancos, con probabilidades similares. Por último, si se miran las probabilidades de caída condicionadas al índice europeo Euro Stoxx 50 se observa que las empresas que más caerían serían los bancos, seguidos de las aseguradoras y, en último lugar, las empresas que prestan servicios financieros, mientras que si se condiciona a la caída del índice global S&P 500, estas probabilidades son de nuevo inferiores al resto de índices, destacando nuevamente los bancos europeos en primer lugar, y tras ellos las aseguradoras y las empresas de servicios financieros, aunque en este caso las distancias entre ellas se reducen.

En definitiva, en la Tabla 8 se puede ver que antes de la llegada de la crisis financiera global de 2007, observando los datos condicionados a la caída del índice Euro Stoxx 50 o del S&P 500, en Europa las empresas aseguradoras eran las más sistemáticas, si bien en el período posterior a la crisis el riesgo sistemático de los bancos ha superado al de las aseguradoras. Por otro lado, las probabilidades de riesgo sistemático de prácticamente todas las empresas se incrementaron con el comienzo de la crisis financiera de 2007, pero tras esta en algunos casos volvieron a un nivel próximo al inicial, mientras que en otros casos incluso se ha incrementado, como ocurre con algunos bancos y aseguradoras.

En segundo lugar, vamos a observar en la Tabla 9 las probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica. Al igual que ocurría en el caso europeo, en general, el riesgo sistemático se vio incrementado con la llegada de la crisis económica y, a pesar de que tras dicho período las probabilidades disminuyeron, estas siguen siendo superiores a las que había a comienzos del siglo XXI. Analizando las probabilidades que se muestran en el Panel I (pre-crisis) se puede comprobar que, condicionadas a la caída del índice bancario norteamericano, las probabilidades de caída de los bancos y empresas que prestan servicios financieros norteamericanas son similares, mientras que al sector de las aseguradoras le afecta menos la caída de este índice. En cambio, si miramos las probabilidades de caída condicionadas a la del índice formado por las empresas que prestan servicios financieros, las empresas más afectadas son las propias que prestan estos servicios, seguidas de los bancos. Si se condiciona a la caída del índice de las aseguradoras, las probabilidades de caída de las empresas son, en general, inferiores a las del resto de índices sectoriales, además que en este caso entre las probabilidades de caída de las empresas de los distintos sectores no se observa una gran diferencia (si bien las dos empresas con mayor probabilidad de caída son aseguradoras). Si se condiciona a la caída del índice norteamericano Dow Jones Industrial, las probabilidades de caída son inferiores a las que se podían observar en el caso europeo anterior en el mismo período, destacando las empresas del sector de servicios financieros como las más afectadas por la caída del índice norteamericano. Por último, si observamos las probabilidades de caída condicionadas al índice global escogido (S&P 500), vemos cómo en este caso son ligeramente superiores a las del Dow Jones Industrial, destacando de nuevo las probabilidades de caída de las empresas que prestan servicios financieros, el banco JP Morgan (48.10 %) y la aseguradora Travelers Cos. (40.77 %).

Si pasamos a observar el Panel II (probabilidades del período de crisis) vemos cómo suben las probabilidades de riesgo sistemático en prácticamente todos los casos posibles. Cuando se condiciona a la caída del índice bancario, los propios bancos norteamericanos son los que tienen una probabilidad de caída mayor seguidos de las empresas que prestan servicios financieros, mientras que si se condiciona a la caída del índice de servicios financieros, las empresas de dicho sector son las que mayor riesgo tienen, seguidas de los bancos. En cambio, como ocurría en el período anterior, cuando se condiciona a la caída del índice formado por las empresas aseguradoras las probabilidades de caída de las distintas empresas se asemejan, siendo incluso superiores las de los bancos que las propias aseguradoras. Si se mira la caída de las empresas condicionada a la del índice norteamericano Dow Jones Industrial o a la del índice global S&P 500, se observa que

estas probabilidades son las que más han crecido, ya que ahora son similares a las que se producen cuando se condiciona al resto de índices, siendo ligeramente superiores para los bancos y para la empresa American Express (servicios financieros).

Por último, vamos a observar lo que ocurre con las probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica en el Panel III (período post-crisis), donde vemos que sucede lo mismo que en el caso europeo, es decir, en este período las probabilidades de caída son, en general, inferiores al período de crisis y superiores al período previo a esta. Si se condiciona a la caída del índice bancario, las probabilidades de que caigan empresas de dicho sector son superiores (incluso en algunos casos por encima de las probabilidades de caída del período de crisis económica), mientras que las probabilidades de las empresas de servicios financieros y aseguradoras se han equiparado. Si se condiciona a que cae el índice de servicios financieros vemos que las empresas más afectadas, al igual que ocurría en los anteriores períodos, son las propias que prestan servicios financieros y los bancos. Mientras que si se condiciona a la caída del índice de las aseguradoras destacan las probabilidades de caída de los bancos y las propias aseguradoras, estando por encima del resto la probabilidad de caída de la aseguradora Berkshire Hathaway 'A' (71.3 %). Por último, si miramos las probabilidades de caída condicionadas a que cae el índice norteamericano Dow Jones Industrial o el S&P 500, vemos que las probabilidades son inferiores a los datos vistos cuando se condiciona a un índice sectorial, siendo en general las empresas que prestan servicios financieros las del sector menos afectado por las caídas de estos índices de mercado.

En general, como se ha podido ver en la Tabla 9, las probabilidades de riesgo sistemático de las empresas norteamericanas siguen una evolución similar a las europeas. Antes de la llegada de la crisis financiera global de 2007, observando los datos condicionados a la caída del índice Dow Jones Industrial o del S&P 500, en Norteamérica las empresas que prestan servicios financieros eran las más sistemáticas (en Europa eran las aseguradoras), si bien en el período posterior a la crisis el riesgo sistemático de los bancos ha superado al de las aseguradoras (cuyo riesgo sistemático en el período posterior a la crisis es muy superior al que tenían en el período previo) y las empresas que prestan servicios financieros. Por otro lado, las probabilidades de riesgo sistemático de las empresas norteamericanas antes de la crisis financiera de 2007 eran inferiores a las de las empresas europeas, pero con la llegada de la crisis estas probabilidades se incrementaron en mayor medida hasta alcanzar unos niveles superiores a los del caso de Europa. Tras la crisis, en general, el riesgo sistemático disminuyó a niveles inferiores a los mostrados por las empresas europeas, aunque superiores a los que había en el primer período analizado de Norteamérica.

Para terminar de ver los datos de riesgo sistemático vamos a analizar lo que ocurre con las probabilidades de caída de las empresas de Asia-Oceanía en la Tabla 10. Comencemos observando las probabilidades del Panel I (pre-crisis), donde se puede comprobar que las probabilidades de riesgo sistemático son inferiores a las mostradas en el resto de regiones geográficas en el mismo período. Si se condiciona a la caída del índice bancario, se puede ver que solo hay uno especialmente afectado (HSBC Holdings con una probabilidad de caída del 73.38 %, siendo además la empresa con mayor valor de mercado de Asia-Oceanía), mientras que algunas empresas que prestan servicios financieros se ven

más afectadas incluso que el resto de bancos. Si se condiciona a la caída del índice de servicios financieros, las empresas que más probabilidades tienen de sufrir una gran caída son las propias empresas que forman dicho índice y el banco Sumitomo Mitsui FINL. GP., mientras que si se condiciona a la caída del índice de aseguradoras estas son las más destacadas, seguidas de las empresas que prestan servicios financieros. Si se condiciona a la caída del índice asiático Nikkei 225 o del índice global S&P 500 vemos que las probabilidades son de nuevo bastante bajas, especialmente las condicionadas a la caída del índice global, destacando las empresas que prestan servicios financieros por encima de los bancos y las aseguradoras.

Vamos a observar ahora las probabilidades de riesgo sistemático en el período de crisis financiera que se muestran en el Panel II, donde se aprecia, como en las regiones anteriores, un incremento de las probabilidades de riesgo sistemático, aunque los niveles son ligeramente inferiores a los que se produjeron en el mismo período en Europa y Norteamérica. Si nos fijamos en las probabilidades de caída condicionada a que cae el índice bancario vemos que son superiores en los bancos (destacando de nuevo el banco HSBC Holdings con un 66.54 %), seguidos de las empresas que prestan servicios financieros, mientras que la aseguradora Thai Reinsurance destaca por su baja probabilidad de riesgo sistemático (3.81 %) tanto condicionada a este índice como al resto, debido posiblemente a su menor tamaño. Si miramos ahora la probabilidad de caída condicionada a que cae el índice de servicios financieros vemos que las propias empresas que prestan estos servicios son las que más se ven afectadas, mientras que los bancos y las aseguradoras (exceptuando Thai Reinsurance) tienen unos niveles similares. Condicionando ahora a la caída del índice de las aseguradoras vemos que estas tienen unas probabilidades ligeramente superiores al resto de empresas, pero los niveles son muy similares entre los tres sectores. Si se condiciona a la caída del índice asiático Nikkei 225 vemos que las probabilidades son similares entre los bancos y las empresas que prestan servicios financieros, mientras que las aseguradoras tienen una probabilidad de caída ligeramente inferior, al igual que si se condiciona a la caída del índice global S&P 500, siendo estas inferiores a las del índice asiático.

Por último, vamos a observar el Panel III, en el que se muestran las probabilidades de riesgo sistemático de las empresas analizadas de Asia-Oceanía en el período post-crisis. Estas probabilidades son, en general, inferiores a las del período de crisis económica pero superiores a las del período pre-crisis. Si observamos las probabilidades de caída condicionada a las del índice bancario vemos que de nuevo destacan los bancos, mientras que las probabilidades de los otros dos sectores se han equilibrado, exceptuando la antes mencionada Thai Reinsurance y la también aseguradora Min Xin Holdings, ambas con un valor de mercado en este período inferior al resto, lo que puede explicar que sean menos sistemáticas. Si se condiciona a la caída del índice de servicios financieros, las empresas más afectadas son las propias que prestan servicios financieros, seguidas de los bancos, mientras que si se condiciona a la caída del índice de las aseguradoras destacan las propias aseguradoras, siendo las probabilidades de las empresas del resto de sectores inferiores a las que se mostraban con los otros dos índices. Si se observa la probabilidad de caída condicionada a la del índice asiático vemos que, en general, son inferiores a las de las otras regiones geográficas cuando caían sus respectivos índices, produciéndose las ma-

yores probabilidades en la aseguradora MS&AD Insurance GP. HDG. (43.80 %) y en las empresas que prestan servicios financieros, mientras que cuando se condiciona a la caída del índice global S&P 500 las mayores probabilidades se dan en los bancos, si bien estas probabilidades son menores que las del índice asiático, lo que muestra que las empresas de Asia-Oceanía son las que menor probabilidad de riesgo sistemático tienen de todas las regiones analizadas en el período actual posterior a la crisis (2010-2019).

En resumen, se observa que las empresas de Asia-Oceanía tienen una menor probabilidad de caída cuando se condiciona a la del índice Nikkei 225 o a la del S&P 500 que las probabilidades de las empresas observadas en las otras dos regiones, hecho que fue demostrado previamente por White *et al.* (2015) [46]. Antes de la llegada de la crisis financiera global de 2007, las empresas que prestan servicios financieros eran, en general, las más sistemáticas, si bien en el período posterior a la crisis el riesgo sistemático de los bancos se ha nivelado con el de estas. Por otro lado, al igual que en los casos anteriores, las probabilidades de riesgo sistemático de prácticamente todas las empresas se incrementaron con el comienzo de la crisis financiera de 2007, pero tras esta las probabilidades de la mayoría de empresas volvieron a un nivel próximo al inicial, e incluso en algunos casos a niveles inferiores. Además, al contrario de lo que ocurría en las otras dos regiones, la evolución de las probabilidades de caída cuando se condicionan a la del índice asiático y a la del índice global no coincide, llegando a ser en algunos casos incluso superiores para este último índice. Esto se debe a que el índice asiático empleado es el Nikkei 225 japonés y algunas empresas de Asia-Oceanía se ven más afectadas por lo que ocurra en el índice S&P 500 escogido como global que en el japonés.

Otra de las observaciones que se pueden hacer es que las empresas que forman parte de alguno de los índices de mercado (Euro Stoxx 50, Dow Jones Industrial, Nikkei 225 o S&P 500), en general, tienen un mayor riesgo sistemático que las que no forman parte de ellos. Esto se puede apreciar especialmente en las empresas europeas y de Asia-Oceanía, donde las instituciones que mayor riesgo sistemático soportan son las que pertenecen al índice Euro Stoxx 50 y Nikkei 225, mientras que en Norteamérica la mayoría de las empresas analizadas pertenecen a alguno de los índices, exceptuando las dos empresas canadienses, cuyas probabilidades de caída condicionadas a la de algún índice norteamericano son, por lo general, menores que las de las empresas estadounidenses.

En comparación con la literatura financiera existente, observamos los mismos resultados que ya mostró de Jonghe (2010) [13], quien estableció una relación de sección cruzada entre $tail-\beta$ (medida de riesgo sistemático) y el tamaño de los bancos, puesto que las mayores empresas de cada región son las que tienen mayores probabilidades de caída cuando se condiciona a que cae un índice de mercado y las menores empresas son las que menos probabilidades tienen. Este hecho se puede observar, por ejemplo, viendo cómo las probabilidades de riesgo sistemático del banco con menor valor de mercado de los escogidos en Norteamérica (Royal Bank of Canada) son inferiores a las de los otros grandes bancos norteamericanos. Lo mismo ocurre con la empresa que presta servicios financieros europea con menor valor de mercado (GAM Holdings) o con las dos empresas aseguradoras con menor valor de mercado de Asia-Oceanía (Min Xin Holdings y Thai Reinsurance). Por otra parte, Straetmans y Chaudhry (2015) [45] concluyen, al igual que

ocurría en el análisis del riesgo sistémico, que el riesgo sistemático de los bancos y empresas que prestan servicios financieros europeos y norteamericanas se vio incrementado con la llegada de la crisis. En este trabajo se ha comprobado que esto ocurre también para las empresas aseguradoras y la región de Asia-Oceanía. Además, como comprobaron White *et al.* (2015) [46], en los últimos años las empresas aseguradoras muestran una gran sensibilidad a la caída de los índices de mercado.

7. Conclusiones

En este estudio se ha analizado el riesgo de las empresas más importantes del sector bancario, servicios financieros y aseguradoras, y la estabilidad del sistema financiero de las principales regiones (Europa, Norteamérica y Asia-Oceanía) mediante distribuciones EVT univariantes y multivariantes en el período 2000-2019, por lo que se han podido observar datos del período previo a la crisis económica, de la propia crisis y del período posterior a esta.

En primer lugar, se ha medido la pérdida potencial debido al riesgo de mercado, es decir, el riesgo a las pérdidas del valor de un activo asociado a la fluctuación de su precio en el mercado, utilizando el *Value at Risk* ($\text{VaR}_{2.5\%}$), *Expected Shortfall* ($\text{ES}_{2.5\%}$) y la Magnitud del Exceso ($\text{ME}_{2.5\%}$) condicional, es decir, con predicción un día hacia delante. Con los datos analizados, se ha observado que las empresas asiáticas que prestan servicios financieros y las aseguradoras son las que tienen unos mayores valores de riesgo en el percentil 5 %, 50 % y 95 %, mientras que en general los bancos son los que muestran unos menores valores para esos percentiles. Además, los mínimos valores del $\text{VaR}_{2.5\%}$ se producen en el período previo a la crisis económica y durante esta se produjeron los máximos valores, mientras que en el período posterior a la crisis los indicadores de riesgo han descendido sin llegar a los niveles iniciales.

En segundo lugar, se ha realizado un análisis multivariante para observar las probabilidades de riesgo sistémico por región geográfica y por sector, observando con especial detalle las probabilidades de caída de Banco Santander, única empresa española que forma parte de este estudio. En el análisis realizado para estos datos se ha observado que i) las empresas más importantes europeas y norteamericanas se ven cada vez más influenciadas por las empresas de Asia-Oceanía, mientras que esta relación no es recíproca; ii) las principales empresas europeas se ven más afectadas por lo que ocurra en Norteamérica que estas por la caída de las europeas; iii) en el período de crisis las empresas que prestan servicios financieros son las más influyentes (independientemente de su región geográfica), mientras que en períodos de estabilidad económica los bancos son los que más afectan al riesgo sistémico del resto de empresas. En general, en los últimos años las empresas norteamericanas y las aseguradoras son las que más riesgo sistémico soportan, mientras que las de Asia-Oceanía y las de servicios financieros son las que menos se ven afectadas. En cuanto al Banco Santander, se ve especialmente afectado por la caída de los bancos y las empresas europeas en general, mientras que las empresas norteamericanas son más influyentes que las de Asia-Oceanía. Además, en el período de crisis se ve más afectado por las empresas aseguradoras, mientras que en períodos de estabilidad financiera se ve más influenciado por el sector de servicios financieros.

Por último, se ha realizado un análisis multivariante del riesgo sistemático que soportan las empresas escogidas de Europa, Norteamérica y Asia-Oceanía, es decir, el riesgo de que caigan dichas empresas condicionado a que cae un índice de mercado, observando que i) en Europa, las empresas más sistemáticas eran las aseguradoras, si bien en los últimos años el riesgo sistemático de los bancos ha sido superior al de estas; ii) en Norteamérica, las empresas más sistemáticas eran las del sector de servicios financieros, pero, al igual que en el caso europeo, tras la crisis financiera global de 2007 las empresas del sector bancario son las que muestran un mayor riesgo sistemático; iii) en Asia-Oceanía, los datos de riesgo sistemático son inferiores a los que se ven en las otras dos regiones, siendo las empresas que prestan servicios financieros las que muestran un mayor riesgo sistemático, con datos similares en el período posterior a la crisis a las empresas del sector bancario.

A lo largo de este documento se ha demostrado que los reguladores e instituciones financieras, conocidos como *policy makers*, deben medir el riesgo no solo de los bancos europeos y norteamericanos (como examinan Hartmann *et al.* (2005) [23] y Straetmans y Chaudry (2015) [45]), sino también de otras instituciones financieras como las que prestan servicios financieros y las aseguradoras, así como de otras regiones como Asia-Oceanía, pues hemos comprobado que el riesgo es transfronterizo y tiene efectos entre los distintos sectores analizados. Es importante que los reguladores tengan en cuenta tanto el riesgo sistémico como sistemático, ya que son dos tipos de riesgo que vienen causados por diferentes motivos. El riesgo sistémico ocurre debido a una crisis, mostrando cómo afecta la caída de una o varias empresas al resto, mientras que el sistemático es un riesgo inherente a las empresas por pertenecer a un determinado mercado, sin necesidad de que haya una crisis. Además, se ha visto que las distribuciones EVT multivariantes son muy útiles a la hora de analizar el riesgo del sistema financiero, puesto que es una técnica semi-paramétrica que recoge muy bien lo que ocurre en las colas de las distribuciones sin ser tan cerrada como una paramétrica, como puede ser el uso de cópulas, donde además puede aparecer el riesgo de modelo, es decir, el riesgo de que un activo haya sido valorado utilizando un modelo inadecuado o un modelo adecuado con parámetros erróneos. Por otro lado, el cálculo de probabilidades de caída conjunta mediante distribuciones EVT multivariantes (método semi-paramétrico) tiene la ventaja respecto a otros métodos semi-paramétricos, como puede ser la regresión cuantílica, de ser mucho más sencillo de calcular cuando se quiere analizar el riesgo de que caigan varias empresas a la vez condicionado a que caen otras empresas o un índice de mercado.

Además, en comparación con las metodologías paramétricas, el cálculo de las probabilidades de caída conjunta mediante distribuciones EVT multivariantes (método semi-paramétrico) tiene la ventaja de que es posible analizar el riesgo de que caigan varias empresas a la vez condicionado a que caen otras empresas o un índice de una forma mucho más sencilla que mediante una técnica semi-paramétrica, como puede ser la regresión cuantílica, utilizada principalmente para medir este riesgo de caída para una única empresa.

Este trabajo puede dar lugar a futuras líneas de investigación, como comprobar los resultados con otras metodologías paramétricas (cópulas) o con otras medidas de riesgo

sistémico (ΔCoVaR) mediante *backtesting* o contrastes de validación de dichas medidas. También se pueden realizar predicciones a horizontes superiores a un día y ver si los resultados cambian o ampliar la muestra a más instituciones, ya que en este trabajo solo hemos incluido las cinco empresas principales de cada sector y región geográfica. Además, las medidas de riesgo sistémico y sistemático se han analizado en tres períodos muestrales (pre-crisis, crisis y post-crisis), pero también se pueden analizar de manera dinámica de la misma forma que se ha realizado en el análisis univariante para observar cómo cambia el riesgo sistémico y sistemático a lo largo del tiempo. En cuanto a las medidas de riesgo del sistema financiero, también se puede ampliar este trabajo calculando el *Marginal Expected Shortfall* (MES), es decir, calcular la media de las pérdidas que exceden del VaR de una o varias instituciones, condicionado a que otras instituciones caen, teniendo en cuenta la forma de la cola de una EVT multivariante.

Referencias

- [1] Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., & Richardson, M. (2017). Measuring systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.
- [2] Acharya, V., Engle, R., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks. *American Economic Review*, 102(3), 59-64.
- [3] Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2011). CoVaR (No. w17454). National Bureau of Economic Research.
- [4] Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D. (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, 9(3), 203-228.
- [5] Balkema, A. A., & De Haan, L. (1974). Residual life time at great age. *The Annals of probability*, 792-804.
- [6] Benoit, S., Colletaz, G., Hurlin, C., & Pérignon, C. (2013). A theoretical and empirical comparison of systemic risk measures. HEC Paris Research Paper No. FIN-2014-1030.
- [7] Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of financial economics*, 104(3), 535-559.
- [8] Borri, N., Caccavaio, M., Giorgio, G. D., & Sorrentino, A. M. (2014). Systemic risk in the Italian banking industry. *Economic Notes: Review of Banking, Finance and Monetary Economics*, 43(1), 21-38.
- [9] Box, G. E., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., & Ljung, G. M. (2015). *Time series analysis: forecasting and control*. John Wiley & Sons.
- [10] Brownlees, C. T., & Engle, R. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. Available at SSRN, 1611229.
- [11] Davison, A. C., & Smith, R. L. (1990). Models for exceedances over high thresholds. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 52(3), 393-425.
- [12] De Haan, L., Jansen, D. W., Koedijk, K., & de Vries, C. G. (1994). Safety first portfolio selection, extreme value theory and long run asset risks. In *Extreme value theory and applications* (pp. 471-487). Springer, Boston, MA.
- [13] De Jonghe, O. (2010). Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability. *Journal of financial intermediation*, 19(3), 387-417.
- [14] De Vries, C. G. (2005). The simple economics of bank fragility. *Journal of banking & finance*, 29(4), 803-825.

- [15] DuMouchel, W. H. (1983). Estimating the stable index α in order to measure tail thickness: a critique. *the Annals of Statistics*, 1019-1031.
- [16] Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169-3180.
- [17] Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- [18] Goldie, C. M., & Smith, R. L. (1987). Slow variation with remainder: Theory and applications. *The Quarterly Journal of Mathematics*, 38(1), 45-71.
- [19] Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International Economic Review*, 705-730.
- [20] Hartmann, P., Straetmans, S., & De Vries, C. (2003). A global perspective on extreme currency linkages. *Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory and International Policies*, 361-383.
- [21] Hartmann, P., Straetmans, S., & de Vries, C. G. (2003, June). The breadth of currency crises. In Center for Financial Studies/Wharton School conference on 'Liquidity concepts and financial instabilities', Eltville, June.
- [22] Hartmann, P., Straetmans, S., & Vries, C. D. (2004). Asset market linkages in crisis periods. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 313-326.
- [23] Hartmann, P., Straetmans, S., & De Vries, C. G. (2005). Banking system stability: A cross-Atlantic perspective (No. w11698). National Bureau of Economic Research.
- [24] Hill, B. M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The annals of statistics*, 1163-1174.
- [25] Huang, X. (1992). *Statistics of bivariate extreme values*. Amsterdam: Thesis Publishers.
- [26] Idier, J., Lamé, G., & Mésonnier, J. S. (2014). How useful is the marginal expected shortfall for the measurement of systemic exposure? A practical assessment. *Journal of Banking & Finance*, 47, 134-146.
- [27] Jansen, D. W., & De Vries, C. G. (1991). On the frequency of large stock returns: Putting booms and busts into perspective. *The review of economics and statistics*, 18-24.
- [28] Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.
- [29] Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.

- [30] Ledford, A. W., & Tawn, J. A. (1996). Statistics for near independence in multivariate extreme values. *Biometrika*, 83(1), 169-187.
- [31] Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, 56(2), 649-676.
- [32] López-Espinosa, G., Moreno, A., Rubia, A., & Valderrama, L. (2012). Short-term wholesale funding and systemic risk: A global CoVaR approach. *Journal of Banking & Finance*, 36(12), 3150-3162.
- [33] Mainik, G., & Schaanning, E. (2014). On dependence consistency of CoVaR and some other systemic risk measures. *Statistics & Risk Modeling*, 31(1), 49-77.
- [34] Mandelbrot, B. B. (1997). The variation of certain speculative prices. In *Fractals and scaling in finance* (pp. 371-418). Springer, New York, NY.
- [35] McNeil, A. J. (1999). Extreme value theory for risk managers. Departement Mathematik ETH Zentrum.
- [36] McNeil, A. J., & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of empirical finance*, 7(3-4), 271-300.
- [37] Novales, A. (2014). Valor en Riesgo. Departamento de Economía Cuantitativa.
- [38] Novales, A., & Garcia-Jorcano, L. (2019). Backtesting extreme value theory models of expected shortfall. *Quantitative Finance*, 19(5), 799-825.
- [39] Pickands III, J. (1975). Statistical inference using extreme order statistics. *the Annals of Statistics*, 3(1), 119-131.
- [40] Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2015). Systemic risk in European sovereign debt markets: A CoVaR-copula approach. *Journal of International Money and Finance*, 51, 214-244.
- [41] Scarrott, C., & MacDonald, A. (2012). A review of extreme value threshold estimation and uncertainty quantification. *REVSTAT—Statistical Journal*, 10(1), 33-60.
- [42] Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- [43] Sheppard, K. (2009). MFE MATLAB function reference financial econometrics. Unpublished paper, Oxford University, Oxford. Available at: http://www.kevinsheppard.com/images/9/95/MFE_Toolbox_Documentation.pdf.
- [44] Straetmans, S. T., Verschoor, W. F., & Wolff, C. C. (2008). Extreme US stock market fluctuations in the wake of 9/11. *Journal of Applied Econometrics*, 23(1), 17-42.

- [45] Straetmans, S., & Chaudhry, S. M. (2015). Tail risk and systemic risk of US and Eurozone financial institutions in the wake of the global financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 58, 191-223.
- [46] White, H., Kim, T. H., & Manganelli, S. (2015). VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 187(1), 169-188.

A. Tablas

Tabla 1: Descripción de las empresas.

	EMPRESA	MNEM	PAÍS	SECTOR	ÍNDICE
1	3I GROUP	III	GB	SF	–
2	ACOM	ACOM	JP	CF	–
3	ALLIANZ	ALV	DE	FLI	Euro Stoxx 50
4	ALLSTATE	ALL	US	PCI	S&P 500
5	AMERICAN EXPRESS	AXP	US	CF	Dow Jones Industrial y S&P 500
6	AMERICAN INTL. GP.	AIG	US	FLI	S&P 500
7	AMP	AMPX	AU	LI	–
8	ASSICURAZIONI GENERALI	G	IT	FLI	–
9	AUS. AND NZ. BANKING GP.	ANZX	AU	BK	–
10	AXA	MIDI	FR	FLI	Euro Stoxx 50
11	BANCO SANTANDER	SCH	ES	BK	Euro Stoxx 50
12	BANK OF AMERICA	BAC	US	BK	S&P 500
13	BANK OF NEW YORK MELLON	BK	US	AM	S&P 500
14	BARCLAYS	BARC	GB	BK	–
15	BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	BRKA	US	RE	S&P 500
16	BNP PARIBAS	BNP	FR	BK	Euro Stoxx 50
17	CHARLES SCHWAB	SCHW	US	IS	S&P 500
18	CITIGROUP	C	US	BK	S&P 500
19	COMMONWEALTH BK. OF AUS.	CBAX	AU	BK	–
20	DAIWA SECURITIES GROUP	DS@N	JP	IS	Nikkei 225
21	DEUTSCHE BANK	DBKX	DE	BK	–
22	GAM HOLDING	GAM	CH	AM	–
23	GBL NEW	GBLN	BE	SF	–
24	GOLDMAN SACHS GP.	GS	US	IS	Dow Jones Industrial y S&P 500
25	HSBC HOLDINGS	HSBC	HK	BK	–
26	ING GROEP	ING	NL	LI	Euro Stoxx 50
27	INVESTOR B	ISBF	SE	SF	–
28	JP MORGAN CHASE & CO.	JPM	US	BK	Dow Jones Industrial y S&P 500
29	MACQUARIE GROUP	MQG	AU	IS	–
30	MAN GROUP	EMG	GB	AM	–
31	MANULIFE FINANCIAL	MFC	CA	LI	–
32	MIN XIN HOLDINGS	MIXN	HK	IB	–
33	MORGAN STANLEY	MS	US	IS	S&P 500
34	MS&AD INSURANCE GPHDG.	MSAD	JP	PCI	Nikkei 225
35	MUENCHENER RUCK.	MUV2	DE	RE	Euro Stoxx 50
36	NATIONAL AUS. BANK	NAVX	AU	BK	–
37	NOMURA HDG.	NM@N	JP	IS	Nikkei 225
38	ORIX	ORIX	JP	SF	–
39	QBE INSURANCE GROUP	QBEX	AU	RE	–
40	ROYAL BANK OF CANADA	RY	CA	BK	–
41	SOCIETE GENERALE	SGE	FR	BK	Euro Stoxx 50
42	SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	SMFI	JP	BK	Nikkei 225
43	THAI REINSURANCE	TREI	TH	RE	–
44	TRAVELERS COS.	TRV	US	PCI	Dow Jones Industrial y S&P 500
45	WELLS FARGO & CO.	WFC	US	BK	Dow Jones Industrial y S&P 500

Empresas ordenadas alfabéticamente.

PAÍSES: AU=Australia, BE=Bélgica, CA=Canadá, CH=Suiza, DE=Alemania, ES=España, GB=Gran Bretaña, FR=Francia, HK=Hong Kong, IT=Italia, JP=Japón, NL=Países Bajos, SE=Suecia, TH=Tailandia y US=Estados Unidos.

SECTORES: AM=Gestión de activos, BK=Bancos, CF=Finanzas del consumidor, FLI=Seguros de línea completa, IB=Corredurías de seguros, IS=Servicios de inversión, LI=Seguros de vida, PCI=Seguros de propiedad y accidentes, RE=Reaseguradoras y SF=Finanzas especializadas.

En ÍNDICE se indica si la empresa pertenece a alguno de los índices utilizados en la estimación del riesgo sistemático.

Tabla 2: Estadísticos descriptivos.

EMPRESA	MEDIA (en p.b.)	MEDIANA	DESV. TÍPICA	MÍNIMO	MÁXIMO	ASIMETRÍA	CURTOSIS	P-VALOR JB
1 3I GROUP	-0.071	0	0.023	-0.191	0.190	0.147	12.185	0.001
2 ACOM	-0.916	0	0.022	-0.222	0.209	-0.074	10.759	0.001
3 ALLIANZ	-1.896	0	0.028	-0.286	0.549	1.116	43.779	0.001
4 ALLSTATE	-4.370	0	0.024	-0.181	0.223	0.150	10.700	0.001
5 AMERICAN EXPRESS	-1.355	0	0.026	-0.230	0.214	-0.100	10.704	0.001
6 AMERICAN INTL. GP.	1.548	0	0.014	-0.078	0.106	0.120	7.667	0.001
7 AMP	0.714	0	0.022	-0.179	0.192	-0.168	11.551	0.001
8 ASSICURAZIONI GENERALI	1.372	0	0.026	-0.373	0.160	-1.236	22.898	0.001
9 AUS. AND NZ. BANKING GP.	2.489	0	0.017	-0.109	0.136	-0.019	7.539	0.001
10 AXA	-2.135	0	0.025	-0.247	0.150	-0.613	10.937	0.001
11 BANCO SANTANDER	-1.101	0	0.017	-0.184	0.123	-0.264	8.977	0.001
12 BANK OF AMERICA	-0.720	0	0.025	-0.204	0.198	0.181	11.124	0.001
13 BANK OF NEW YORK MELLON	-0.806	0	0.021	-0.157	0.178	0.072	11.394	0.001
14 BARCLAYS	-1.510	0	0.028	-0.321	0.257	-0.034	17.432	0.001
15 BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	-0.251	0	0.019	-0.172	0.145	-0.280	12.056	0.001
16 BNP PARIBAS	-3.655	0	0.030	-0.495	0.456	-0.551	47.075	0.001
17 CITIGROUP	0.189	0	0.029	-0.342	0.302	-0.353	31.475	0.001
18 COMMONWEALTH BK. OF AUS.	1.335	0	0.024	-0.232	0.224	0.259	17.791	0.001
19 CHARLES SCHWAB	1.735	0	0.023	-0.272	0.283	0.879	32.378	0.001
20 DAIWA SECURITIES GROUP	3.682	0	0.014	-0.144	0.137	0.241	15.276	0.001
21 DEUTSCHE BANK	1.419	0	0.023	-0.210	0.235	0.275	15.967	0.001
22 GAM HOLDING	-0.676	0	0.030	-0.300	0.626	1.341	53.705	0.001
23 GBL NEW	1.030	0	0.027	-0.211	0.232	0.283	9.329	0.001
24 GOLDMAN SACHS GP.	1.618	0	0.022	-0.194	0.188	-0.051	13.914	0.001
25 HSBC HOLDINGS	0.346	0	0.023	-0.317	0.222	-0.141	22.594	0.001
26 ING GROEP	-6.641	0	0.037	-0.936	0.507	-3.455	126.013	0.001
27 INVESTOR B	2.797	0	0.018	-0.201	0.228	0.305	20.848	0.001
28 JP MORGAN CHASE & CO.	2.718	0	0.019	-0.238	0.196	-0.788	28.914	0.001
29 MACQUARIE GROUP	1.786	0	0.019	-0.166	0.169	-0.362	15.432	0.001
30 MAN GROUP	3.348	0	0.014	-0.129	0.150	0.711	18.109	0.001
31 MANULIFE FINANCIAL	1.984	0	0.013	-0.095	0.118	-0.064	8.979	0.001
32 MIN XIN HOLDINGS	-0.898	0	0.016	-0.276	0.182	-1.356	42.107	0.001
33 MORGAN STANLEY	0.265	0	0.015	-0.145	0.160	-0.400	13.053	0.001
34 MS&AD INSURANCE GP. HDG.	-2.557	0	0.025	-0.164	0.156	0.117	7.877	0.001
35 MUENCHENER RUCK	1.790	0	0.015	-0.116	0.137	-0.001	11.095	0.001
36 NATIONAL AUS. BANK	-2.166	0	0.025	-0.189	0.157	-0.007	6.241	0.001
37 NOMURA HDG.	-3.044	0	0.025	-0.173	0.151	-0.182	7.016	0.001
38 ORIX	-0.375	0	0.027	-0.187	0.162	-0.025	7.828	0.001
39 QBE INSURANCE GROUP	3.215	0	0.021	-0.264	0.321	0.220	25.035	0.001
40 ROYAL BANK OF CANADA	-1.852	0	0.028	-0.198	0.233	0.407	7.845	0.001
41 SOCIETE GENERALE	1.019	0	0.022	-0.179	0.120	-0.021	7.177	0.001
42 SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	1.122	0	0.021	-0.526	0.419	-3.846	153.325	0.001
43 THAI REINSURANCE	-3.382	0	0.019	-0.444	0.209	-3.054	76.724	0.001
44 TRAVELERS COS.	3.781	0	0.027	-0.157	0.202	0.559	9.684	0.001
45 WELLS FARGO & CO.	-2.788	0	0.018	-0.170	0.247	0.113	21.735	0.001

Empresas ordenadas alfabéticamente.

El dato de la media de los rendimientos aparece en puntos básicos.

Tabla 3: Percentiles del VaR_{2.5%}, ES_{2.5%} y ME_{2.5%}.

EMPRESA	PERCENTIL 5 %			PERCENTIL 50 %			PERCENTIL 95 %		
	VaR	ES	ME	VaR	ES	ME	VaR	ES	ME
BNP PARIBAS	0.0161	0.0236	0.0075	0.0173	0.0255	0.0082	0.0181	0.0268	0.0087
BANCO SANTANDER	0.0125	0.0192	0.0067	0.0136	0.0209	0.0073	0.0144	0.0222	0.0078
BARCLAYS	0.0154	0.0244	0.0090	0.0178	0.0277	0.0099	0.0189	0.0289	0.0101
DEUTSCHE BANK	0.0149	0.0223	0.0074	0.0165	0.0242	0.0077	0.0174	0.0248	0.0074
SOCIETE GENERALE	0.0157	0.0241	0.0084	0.0170	0.0265	0.0095	0.0182	0.0286	0.0104
GBL NEW	0.0118	0.0188	0.0069	0.0127	0.0197	0.0070	0.0131	0.0202	0.0071
3I GROUP	0.0123	0.0184	0.0061	0.0142	0.0218	0.0076	0.0157	0.0239	0.0082
MAN GROUP	0.0176	0.0290	0.0113	0.0190	0.0305	0.0115	0.0220	0.0356	0.0136
INVESTOR B	0.0166	0.0245	0.0079	0.0174	0.0260	0.0086	0.0177	0.0266	0.0088
GAM HOLDING	0.0101	0.0154	0.0053	0.0145	0.0224	0.0079	0.0170	0.0264	0.0094
ASSICURAZIONI GENERALI	0.0109	0.0166	0.0057	0.0117	0.0176	0.0059	0.0121	0.0181	0.0059
AXA	0.0193	0.0312	0.0118	0.0202	0.0327	0.0125	0.0206	0.0334	0.0129
ALLIANZ	0.0154	0.0218	0.0064	0.0162	0.0234	0.0072	0.0164	0.0246	0.0082
ING GROEP	0.0150	0.0227	0.0076	0.0158	0.0237	0.0078	0.0164	0.0244	0.0081
MUENCHENER RUCK	0.0151	0.0236	0.0085	0.0158	0.0249	0.0091	0.0163	0.0258	0.0095
CITIGROUP	0.0118	0.0186	0.0068	0.0134	0.0206	0.0072	0.0141	0.0212	0.0072
BANK OF AMERICA	0.0149	0.0235	0.0086	0.0158	0.0251	0.0093	0.0161	0.0255	0.0093
JP MORGAN CHASE & CO.	0.0141	0.0210	0.0069	0.0152	0.0227	0.0075	0.0156	0.0233	0.0077
WELLS FARGO & CO.	0.0117	0.0177	0.0060	0.0127	0.0188	0.0061	0.0130	0.0194	0.0064
ROYAL BANK OF CANADA	0.0099	0.0160	0.0061	0.0106	0.0173	0.0067	0.0113	0.0186	0.0073
GOLDMAN SACHS GP.	0.0168	0.0260	0.0092	0.0177	0.0271	0.0095	0.0183	0.0279	0.0096
MORGAN STANLEY	0.0190	0.0279	0.0089	0.0201	0.0297	0.0097	0.0208	0.0307	0.0099
CHARLES SCHWAB	0.0193	0.0312	0.0119	0.0230	0.0343	0.0112	0.0237	0.0350	0.0113
AMERICAN EXPRESS	0.0113	0.0166	0.0053	0.0133	0.0196	0.0063	0.0136	0.0202	0.0066
BANK OF NEW YORK MELLON	0.0139	0.0230	0.0091	0.0159	0.0243	0.0084	0.0163	0.0249	0.0086
AMERICAN INTL.GP.	0.0118	0.0188	0.0069	0.0129	0.0204	0.0075	0.0132	0.0209	0.0077
TRAVELERS COS.	0.0128	0.0210	0.0082	0.0137	0.0221	0.0084	0.0140	0.0229	0.0089
ALLSTATE	0.0122	0.0176	0.0055	0.0129	0.0198	0.0069	0.0133	0.0206	0.0073
MANULIFE FINANCIAL	0.0144	0.0215	0.0071	0.0152	0.0224	0.0071	0.0162	0.0235	0.0073
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	0.0104	0.0161	0.0056	0.0113	0.0178	0.0065	0.0116	0.0183	0.0067
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	0.0103	0.0164	0.0061	0.0118	0.0183	0.0065	0.0124	0.0192	0.0068
HSBC HOLDINGS	0.0084	0.0122	0.0038	0.0093	0.0136	0.0043	0.0095	0.0139	0.0044
NATIONAL AUS. BANK	0.0121	0.0209	0.0088	0.0133	0.0221	0.0089	0.0139	0.0233	0.0094
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	0.0120	0.0180	0.0060	0.0132	0.0197	0.0065	0.0140	0.0210	0.0070
AUS. AND NZ. BANKING GP.	0.0119	0.0178	0.0059	0.0128	0.0195	0.0067	0.0139	0.0215	0.0076
DAIWA SECURITIES GROUP	0.0181	0.0264	0.0084	0.0198	0.0288	0.0090	0.0207	0.0308	0.0101
NOMURA HDG.	0.0172	0.0255	0.0082	0.0209	0.0316	0.0107	0.0222	0.0333	0.0112
ORIX	0.0202	0.0309	0.0107	0.0219	0.0332	0.0113	0.0225	0.0343	0.0118
MACQUARIE GROUP	0.0181	0.0268	0.0087	0.0191	0.0299	0.0108	0.0194	0.0304	0.0110
ACOM	0.0203	0.0317	0.0114	0.0216	0.0333	0.0117	0.0224	0.0352	0.0128
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	0.0160	0.0284	0.0123	0.0181	0.0319	0.0138	0.0190	0.0338	0.0148
QBE INSURANCE GROUP	0.0181	0.0275	0.0093	0.0196	0.0295	0.0099	0.0206	0.0302	0.0096
AMP	0.0184	0.0288	0.0104	0.0195	0.0301	0.0106	0.0197	0.0304	0.0107
MIN XIN HOLDINGS	0.0201	0.0333	0.0132	0.0219	0.0356	0.0136	0.0228	0.0368	0.0140
THAI REINSURANCE	0.0143	0.0341	0.0198	0.0174	0.0375	0.0201	0.0180	0.0381	0.0202

Empresas ordenadas por región geográfica y sectores, comenzando por bancos, servicios financieros y aseguradoras europeas, y continuando en ese orden con las empresas de Norteamérica y Asia-Oceanía.

Tabla 4: Mínimo y máximo del VaR_{2.5%}.

EMPRESA	MÍNIMO	FECHA DEL MÍNIMO	MÁXIMO	FECHA DEL MÁXIMO
BNP PARIBAS	0.0157	15/03/2005	0.1857	17/12/2008
BANCO SANTANDER	0.0120	09/01/2006	0.1762	24/06/2016
BARCLAYS	0.0151	02/01/2006	0.3710	26/01/2009
DEUTSCHE BANK	0.0148	23/02/2007	0.2138	15/10/2008
SOCIETE GENERALE	0.0154	27/12/2005	0.1976	29/10/2008
GBL NEW	0.0116	30/01/2014	0.1054	27/10/2008
3I GROUP	0.0120	30/08/2005	0.1851	16/10/2008
MAN GROUP	0.0175	31/01/2018	0.3952	12/11/2008
INVESTOR B	0.0166	04/01/2013	0.1315	10/10/2008
GAM HOLDING	0.0099	07/01/2005	0.2140	13/12/2018
ASSICURAZIONI GENERALI	0.0108	23/09/2004	0.1574	27/06/2016
AXA	0.0191	17/01/2018	0.2008	20/02/2009
ALLIANZ	0.0149	30/11/2005	0.1731	27/10/2008
ING GROEP	0.0149	03/08/2005	0.3635	20/10/2008
MUENCHENER RUCK	0.0150	06/04/2010	0.1321	15/10/2008
CITIGROUP	0.0116	10/10/2005	0.5233	27/02/2009
BANK OF AMERICA	0.0145	20/03/2006	0.3622	22/01/2009
JP MORGAN CHASE & CO.	0.0135	03/01/2006	0.2408	20/01/2009
WELLS FARGO & CO.	0.0114	22/06/2005	0.2627	20/01/2009
ROYAL BANK OF CANADA	0.0097	21/07/2014	0.1297	20/11/2008
GOLDMAN SACHS GP.	0.0161	08/09/2014	0.1830	01/12/2008
MORGAN STANLEY	0.0186	16/01/2006	0.4015	13/10/2008
CHARLES SCHWAB	0.0176	05/01/2011	0.1736	01/12/2008
AMERICAN EXPRESS	0.0108	22/06/2005	0.2068	15/10/2008
BANK OF NEW YORK MELLON	0.0111	20/01/2010	0.3267	29/09/2008
AMERICAN INTL. GP.	0.0118	06/06/2007	0.8930	19/09/2008
TRAVELERS COS.	0.0124	08/12/2014	0.1920	07/10/2008
ALLSTATE	0.0121	11/12/2014	0.2234	21/11/2008
MANULIFE FINANCIAL	0.0144	30/03/2006	0.1930	01/12/2008
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	0.0101	08/12/2014	0.1309	21/11/2008
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	0.0102	12/01/2005	0.1086	18/12/2008
HSBC HOLDINGS	0.0083	03/01/2006	0.2648	09/03/2009
NATIONAL AUS. BANK	0.0117	26/01/2005	0.1326	10/10/2008
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	0.0118	18/07/2005	0.1835	30/10/2008
AUS. AND NZ. BANKING GP.	0.0116	18/10/2012	0.1311	28/07/2008
DAIWA SECURITIES GROUP	0.0176	01/08/2005	0.1550	30/10/2008
NOMURA HDG.	0.0168	01/08/2005	0.1602	30/10/2008
ORIX	0.0197	31/10/2017	0.2055	21/11/2008
MACQUARIE GROUP	0.0173	11/01/2006	0.2661	22/09/2008
ACOM	0.0200	31/03/2005	0.1582	16/03/2011
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	0.0157	29/08/2018	0.1662	20/11/2008
QBE INSURANCE GROUP	0.0179	17/01/2006	0.1251	11/12/2013
AMP	0.0179	17/01/2011	0.1932	25/10/2018
MIN XIN HOLDINGS	0.0184	27/08/2014	0.1842	20/08/2007
THAI REINSURANCE	0.0137	27/12/2005	0.2785	25/10/2011

Empresas ordenadas por región geográfica y sectores, comenzando por bancos, servicios financieros y aseguradoras europeas, y continuando en ese orden con las empresas de Norteamérica y Asia-Oceanía.

Tabla 5: Probabilidades de caída conjunta por región geográfica.

	PRE-CRISIS (01/01/2000 - 31/12/2006)	CRISIS (01/01/2007 - 31/12/2009)	POST-CRISIS (01/01/2010 - 31/03/2019)	TOTAL (01/01/2000 - 31/03/2019)
P(3EU 15NA)	7.69 %	21.73 %	16.16 %	24.80 %
P(3EU 15AO)	0.40 %	0.82 %	17.53 %	6.68 %
P(3NA 15EU)	11.84 %	26.32 %	13.20 %	17.66 %
P(3NA 15AO)	2.47 %	30.95 %	40.21 %	16.07 %
P(3AO 15EU)	1.32 %	9.65 %	1.01 %	2.40 %
P(3AO 15NA)	0.95 %	15.67 %	2.63 %	7.12 %

Siendo P(3EU | 15NA) la probabilidad de que caigan conjuntamente las tres empresas más importantes de Europa (la más importante de cada sector) condicionada a la caída de todas las empresas de Norteamérica (las 15 empresas).

Tabla 6: Probabilidades de caída conjunta por sector.

	PRE-CRISIS (01/01/2000 - 31/12/2006)	CRISIS (01/01/2007 - 31/12/2009)	POST-CRISIS (01/01/2010 - 31/03/2019)	TOTAL (01/01/2000 - 31/03/2019)
P(3BK 15FS)	7.17 %	59.40 %	36.29 %	37.49 %
P(3BK 15IN)	25.54 %	27.83 %	55.54 %	47.83 %
P(3FS 15BK)	5.38 %	39.16 %	33.44 %	24.65 %
P(3FS 15IN)	1.10 %	31.86 %	18.56 %	26.49 %
P(3IN 15BK)	5.41 %	30.34 %	55.93 %	30.63 %
P(3IN 15FS)	12.09 %	42.60 %	47.68 %	33.80 %

Siendo P(3BK | 15FS) la probabilidad de que caigan conjuntamente los tres bancos más importantes (el más importante de cada región geográfica) condicionada a la caída de todas las empresas que prestan servicios financieros (las 15 empresas).

Tabla 7: Probabilidades de caída del Santander.

	PRE-CRISIS (01/01/2000 - 31/12/2006)	CRISIS (01/01/2007 - 31/12/2009)	POST-CRISIS (01/01/2010 - 31/03/2019)	TOTAL (01/01/2000 - 31/03/2019)
P(SAN 3BK_EU)	70.58 %	80.87 %	87.77 %	72.97 %
P(SAN 3BK_NA)	39.40 %	42.35 %	44.91 %	38.53 %
P(SAN 3BK_AO)	29.35 %	52.15 %	19.80 %	26.85 %
P(SAN 3FS_EU)	66.06 %	68.76 %	71.80 %	65.20 %
P(SAN 3FS_NA)	41.02 %	45.13 %	44.83 %	38.15 %
P(SAN 3FS_AO)	14.67 %	36.71 %	19.73 %	20.81 %
P(SAN 3IN_EU)	62.55 %	70.74 %	61.94 %	65.39 %
P(SAN 3IN_NA)	41.55 %	51.77 %	40.87 %	33.31 %
P(SAN 3IN_AO)	18.41 %	38.66 %	20.35 %	19.71 %

Siendo P(SAN | 3BK_EU) la probabilidad de que caiga el Banco Santander condicionada a la caída de los tres bancos europeos más importantes (sin tener en cuenta el propio Banco Santander).

Tabla 8: Probabilidades de riesgo sistemático en Europa considerando diferentes períodos muestrales.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	EURO STOXX 50	S&P 500
PANEL I: Período pre-crisis					
BNP PARIBAS	61.31 %	33.19 %	34.31 %	33.72 %	20.56 %
BANCO SANTANDER	63.06 %	42.65 %	38.09 %	47.40 %	34.55 %
BARCLAYS	40.68 %	23.15 %	21.99 %	22.31 %	14.53 %
DEUTSCHE BANK	59.24 %	32.16 %	31.56 %	32.38 %	25.89 %
SOCIETE GENERALE	64.00 %	34.22 %	32.37 %	35.60 %	22.55 %
GBL NEW	52.53 %	53.58 %	40.08 %	43.50 %	28.08 %
3I GROUP	54.32 %	65.19 %	32.47 %	43.39 %	31.41 %
MAN GROUP	7.12 %	14.55 %	6.17 %	5.43 %	5.95 %
INVESTOR B	41.86 %	49.80 %	34.47 %	37.81 %	25.03 %
GAM HOLDING	39.73 %	38.67 %	26.53 %	27.61 %	19.61 %
ASSICURAZIONI GENERALI	50.12 %	35.30 %	48.12 %	38.28 %	25.31 %
AXA	66.28 %	45.07 %	70.15 %	59.11 %	28.45 %
ALLIANZ	65.73 %	44.48 %	78.25 %	58.40 %	35.21 %
ING GROEP	61.21 %	36.84 %	54.81 %	49.09 %	25.29 %
MUENCHENER RUCK.	73.59 %	51.09 %	78.40 %	60.40 %	35.62 %
PANEL II: Período crisis					
BNP PARIBAS	70.63 %	44.25 %	58.30 %	61.67 %	29.98 %
BANCO SANTANDER	63.86 %	48.72 %	57.07 %	65.92 %	35.59 %
BARCLAYS	68.11 %	52.42 %	59.85 %	57.93 %	36.87 %
DEUTSCHE BANK	59.79 %	50.30 %	65.25 %	62.62 %	44.17 %
SOCIETE GENERALE	63.71 %	44.42 %	57.22 %	57.49 %	27.25 %
GBL NEW	48.94 %	56.53 %	55.23 %	63.99 %	32.70 %
3I GROUP	51.96 %	55.79 %	52.29 %	57.09 %	33.06 %
MAN GROUP	49.78 %	61.38 %	47.94 %	53.38 %	38.12 %
INVESTOR B	45.91 %	49.56 %	43.27 %	55.13 %	30.19 %
GAM HOLDING	45.92 %	50.31 %	50.46 %	54.29 %	26.31 %
ASSICURAZIONI GENERALI	37.85 %	27.79 %	46.70 %	39.87 %	22.34 %
AXA	60.33 %	51.23 %	75.70 %	68.68 %	31.86 %
ALLIANZ	55.87 %	47.07 %	78.64 %	68.08 %	40.30 %
ING GROEP	66.35 %	58.14 %	79.50 %	72.16 %	42.40 %
MUENCHENER RUCK.	27.68 %	23.34 %	42.75 %	34.48 %	22.30 %
PANEL III: Período post-crisis					
BNP PARIBAS	75.51 %	51.46 %	76.05 %	70.04 %	32.14 %
BANCO SANTANDER	61.34 %	38.75 %	53.62 %	56.58 %	28.50 %
BARCLAYS	52.44 %	42.01 %	54.87 %	48.11 %	32.59 %
DEUTSCHE BANK	50.48 %	43.77 %	57.22 %	48.92 %	35.39 %
SOCIETE GENERALE	75.95 %	60.30 %	79.56 %	74.05 %	35.78 %
GBL NEW	33.59 %	59.69 %	43.95 %	46.07 %	24.09 %
3I GROUP	23.02 %	36.44 %	30.16 %	29.35 %	16.84 %
MAN GROUP	32.93 %	59.57 %	40.39 %	36.79 %	29.18 %
INVESTOR B	26.76 %	56.80 %	35.05 %	40.00 %	21.23 %
GAM HOLDING	26.24 %	37.90 %	33.17 %	28.92 %	19.01 %
ASSICURAZIONI GENERALI	62.51 %	52.21 %	75.58 %	65.58 %	29.07 %
AXA	47.35 %	48.15 %	69.02 %	55.04 %	27.26 %
ALLIANZ	30.31 %	37.69 %	49.87 %	38.05 %	28.56 %
ING GROEP	50.21 %	52.69 %	72.79 %	56.76 %	29.81 %
MUENCHENER RUCK.	19.06 %	25.39 %	32.56 %	25.52 %	14.43 %

Siendo ÍNDICE BK el índice formado por los cinco bancos de Europa, ÍNDICE FS el índice formado por las cinco empresas que prestan servicios financieros de Europa e ÍNDICE IN el índice formado por las cinco empresas europeas aseguradoras.

Tabla 9: Probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica considerando diferentes períodos muestrales.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	DOW JONES IND.	S&P 500
PANEL I: Período pre-crisis					
CITIGROUP	66.95 %	29.77 %	24.04 %	27.57 %	32.07 %
BANK OF AMERICA	45.92 %	22.33 %	16.69 %	18.07 %	19.95 %
JP MORGAN CHASE & CO.	73.67 %	47.69 %	37.39 %	47.54 %	48.10 %
WELLS FARGO & CO.	36.24 %	17.77 %	13.62 %	13.13 %	17.50 %
ROYAL BANK OF CANADA	38.07 %	24.24 %	23.37 %	22.85 %	23.04 %
GOLDMAN SACHS GP.	49.00 %	58.44 %	26.53 %	29.24 %	41.22 %
MORGAN STANLEY	54.09 %	67.52 %	26.00 %	38.73 %	45.93 %
CHARLES SCHWAB	56.02 %	67.81 %	37.94 %	49.64 %	56.59 %
AMERICAN EXPRESS	58.22 %	52.66 %	34.74 %	47.10 %	47.95 %
BANK OF NEW YORK MELLON	57.70 %	43.46 %	31.77 %	33.35 %	35.74 %
AMERICAN INTL. GP.	28.39 %	18.66 %	40.81 %	17.20 %	21.90 %
TRAVELERS COS.	41.24 %	31.28 %	40.49 %	33.58 %	40.77 %
ALLSTATE	36.37 %	23.12 %	29.59 %	19.65 %	21.06 %
MANULIFE FINANCIAL	24.46 %	14.72 %	17.93 %	13.54 %	15.15 %
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	26.43 %	19.44 %	33.98 %	18.80 %	22.90 %
PANEL II: Período crisis					
CITIGROUP	73.87 %	62.46 %	62.81 %	66.90 %	66.01 %
BANK OF AMERICA	75.84 %	63.23 %	64.48 %	65.87 %	64.48 %
JP MORGAN CHASE & CO.	72.66 %	67.16 %	58.06 %	66.80 %	64.77 %
WELLS FARGO & CO.	81.01 %	67.61 %	62.57 %	65.19 %	65.62 %
ROYAL BANK OF CANADA	49.45 %	55.30 %	56.66 %	61.68 %	59.97 %
GOLDMAN SACHS GP.	49.07 %	72.36 %	50.43 %	64.62 %	63.71 %
MORGAN STANLEY	53.96 %	74.47 %	55.66 %	68.00 %	65.72 %
CHARLES SCHWAB	35.90 %	49.28 %	37.46 %	48.90 %	47.06 %
AMERICAN EXPRESS	63.85 %	74.76 %	60.58 %	74.37 %	74.77 %
BANK OF NEW YORK MELLON	56.79 %	72.25 %	55.77 %	67.35 %	65.97 %
AMERICAN INTL. GP.	56.28 %	51.06 %	62.71 %	56.68 %	54.93 %
TRAVELERS COS.	45.07 %	55.83 %	51.13 %	58.32 %	56.69 %
ALLSTATE	48.65 %	57.14 %	56.09 %	60.46 %	59.96 %
MANULIFE FINANCIAL	43.63 %	45.41 %	53.22 %	51.61 %	51.25 %
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	32.05 %	34.96 %	52.85 %	40.29 %	39.26 %
PANEL III: Período post-crisis					
CITIGROUP	75.79 %	68.29 %	50.30 %	44.35 %	45.58 %
BANK OF AMERICA	84.61 %	76.27 %	59.24 %	45.91 %	50.10 %
JP MORGAN CHASE & CO.	61.29 %	55.46 %	43.32 %	35.57 %	38.88 %
WELLS FARGO & CO.	66.23 %	65.47 %	47.49 %	46.41 %	47.77 %
ROYAL BANK OF CANADA	39.57 %	39.17 %	31.22 %	30.18 %	30.47 %
GOLDMAN SACHS GP.	57.69 %	70.69 %	44.73 %	36.78 %	40.75 %
MORGAN STANLEY	64.09 %	78.78 %	49.20 %	38.97 %	43.54 %
CHARLES SCHWAB	33.17 %	43.49 %	33.75 %	33.24 %	32.40 %
AMERICAN EXPRESS	36.65 %	39.56 %	26.20 %	29.16 %	30.75 %
BANK OF NEW YORK MELLON	49.77 %	63.55 %	44.22 %	37.78 %	40.73 %
AMERICAN INTL. GP.	46.42 %	42.20 %	46.26 %	34.01 %	35.99 %
TRAVELERS COS.	30.10 %	34.58 %	31.08 %	26.79 %	23.83 %
ALLSTATE	41.61 %	46.67 %	43.49 %	39.90 %	41.53 %
MANULIFE FINANCIAL	62.48 %	65.30 %	54.58 %	47.70 %	49.70 %
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	49.67 %	52.67 %	71.30 %	55.03 %	52.96 %

Siendo ÍNDICE BK el índice formado por los cinco bancos de Norteamérica, ÍNDICE FS el índice formado por las cinco empresas que prestan servicios financieros norteamericanas e ÍNDICE IN el índice formado por las cinco empresas de Norteamérica aseguradoras.

Tabla 10: Probabilidades de riesgo sistemático en Asia-Oceanía considerando diferentes períodos muestrales.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	NIKKEI 225	S&P 500
PANEL I: Período pre-crisis					
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	22.46 %	8.43 %	14.54 %	9.05 %	9.07 %
HSBC HOLDINGS	73.38 %	14.18 %	10.78 %	13.70 %	15.87 %
NATIONAL AUS. BANK	21.37 %	9.02 %	17.51 %	9.34 %	6.86 %
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	38.28 %	34.46 %	28.69 %	40.93 %	14.61 %
AUS. AND NZ. BANKING GP.	22.55 %	7.92 %	13.47 %	9.96 %	6.98 %
DAIWA SECURITIES GROUP	40.50 %	68.09 %	31.28 %	59.10 %	25.59 %
NOMURA HDG.	33.11 %	75.38 %	28.98 %	48.36 %	23.21 %
ORIX	24.81 %	36.19 %	21.64 %	28.72 %	11.27 %
MACQUARIE GROUP	13.91 %	10.56 %	15.00 %	11.41 %	9.57 %
ACOM	8.06 %	18.19 %	10.12 %	10.12 %	7.60 %
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	14.90 %	18.63 %	38.09 %	22.66 %	4.87 %
QBE INSURANCE GROUP	17.11 %	12.01 %	16.26 %	11.14 %	7.66 %
AMP	17.10 %	12.91 %	55.69 %	11.01 %	15.19 %
MIN XIN HOLDINGS	16.82 %	14.01 %	14.44 %	17.95 %	18.02 %
THAI REINSURANCE	8.86 %	9.36 %	6.78 %	8.24 %	8.56 %
PANEL II: Período crisis					
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	50.34 %	35.21 %	47.12 %	43.74 %	29.41 %
HSBC HOLDINGS	66.54 %	39.41 %	40.38 %	53.00 %	36.39 %
NATIONAL AUS. BANK	51.76 %	37.85 %	50.52 %	45.06 %	36.26 %
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	38.64 %	52.66 %	46.03 %	56.74 %	34.60 %
AUS. AND NZ. BANKING GP.	54.51 %	41.29 %	47.79 %	49.06 %	36.41 %
DAIWA SECURITIES GROUP	36.16 %	58.66 %	41.00 %	55.66 %	35.41 %
NOMURA HDG.	35.35 %	68.06 %	39.72 %	56.42 %	35.71 %
ORIX	43.01 %	67.39 %	50.25 %	52.45 %	42.32 %
MACQUARIE GROUP	57.51 %	56.35 %	62.01 %	60.75 %	49.86 %
ACOM	16.15 %	26.18 %	16.77 %	23.56 %	12.91 %
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	44.05 %	52.14 %	58.79 %	61.84 %	39.81 %
QBE INSURANCE GROUP	30.18 %	27.86 %	51.33 %	30.61 %	23.95 %
AMP	36.42 %	30.90 %	55.13 %	41.49 %	27.87 %
MIN XIN HOLDINGS	29.71 %	32.09 %	34.23 %	40.06 %	22.96 %
THAI REINSURANCE	3.81 %	4.10 %	9.33 %	3.80 %	7.47 %
PANEL III: Período post-crisis					
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	44.67 %	30.15 %	21.92 %	22.01 %	17.08 %
HSBC HOLDINGS	61.52 %	32.85 %	24.61 %	25.72 %	30.14 %
NATIONAL AUS. BANK	46.84 %	32.49 %	24.28 %	22.90 %	21.19 %
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	15.78 %	33.38 %	19.52 %	22.28 %	6.70 %
AUS. AND NZ. BANKING GP.	55.21 %	31.27 %	27.64 %	28.46 %	23.59 %
DAIWA SECURITIES GROUP	14.79 %	51.83 %	15.32 %	27.75 %	8.40 %
NOMURA HDG.	24.52 %	71.16 %	27.42 %	34.73 %	13.17 %
ORIX	21.86 %	51.98 %	21.87 %	29.19 %	10.32 %
MACQUARIE GROUP	34.71 %	35.10 %	24.52 %	21.01 %	29.40 %
ACOM	22.51 %	62.95 %	24.40 %	35.15 %	14.65 %
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	26.96 %	55.81 %	41.75 %	43.80 %	12.43 %
QBE INSURANCE GROUP	27.54 %	23.77 %	47.08 %	16.57 %	21.53 %
AMP	30.01 %	21.48 %	26.92 %	16.41 %	18.58 %
MIN XIN HOLDINGS	5.61 %	5.06 %	3.72 %	4.66 %	4.70 %
THAI REINSURANCE	8.25 %	8.70 %	6.83 %	8.66 %	6.83 %

Siendo ÍNDICE BK el índice formado por los cinco bancos de Asia-Oceanía, ÍNDICE FS el índice formado por las cinco empresas que prestan servicios financieros de Asia-Oceanía e ÍNDICE IN el índice formado por las cinco empresas de Asia-Oceanía aseguradoras.

B. Figuras

Figura 1: Comparación entre rendimientos, $\text{VaR}_{2.5\%}$ y $\text{ES}_{2.5\%}$.

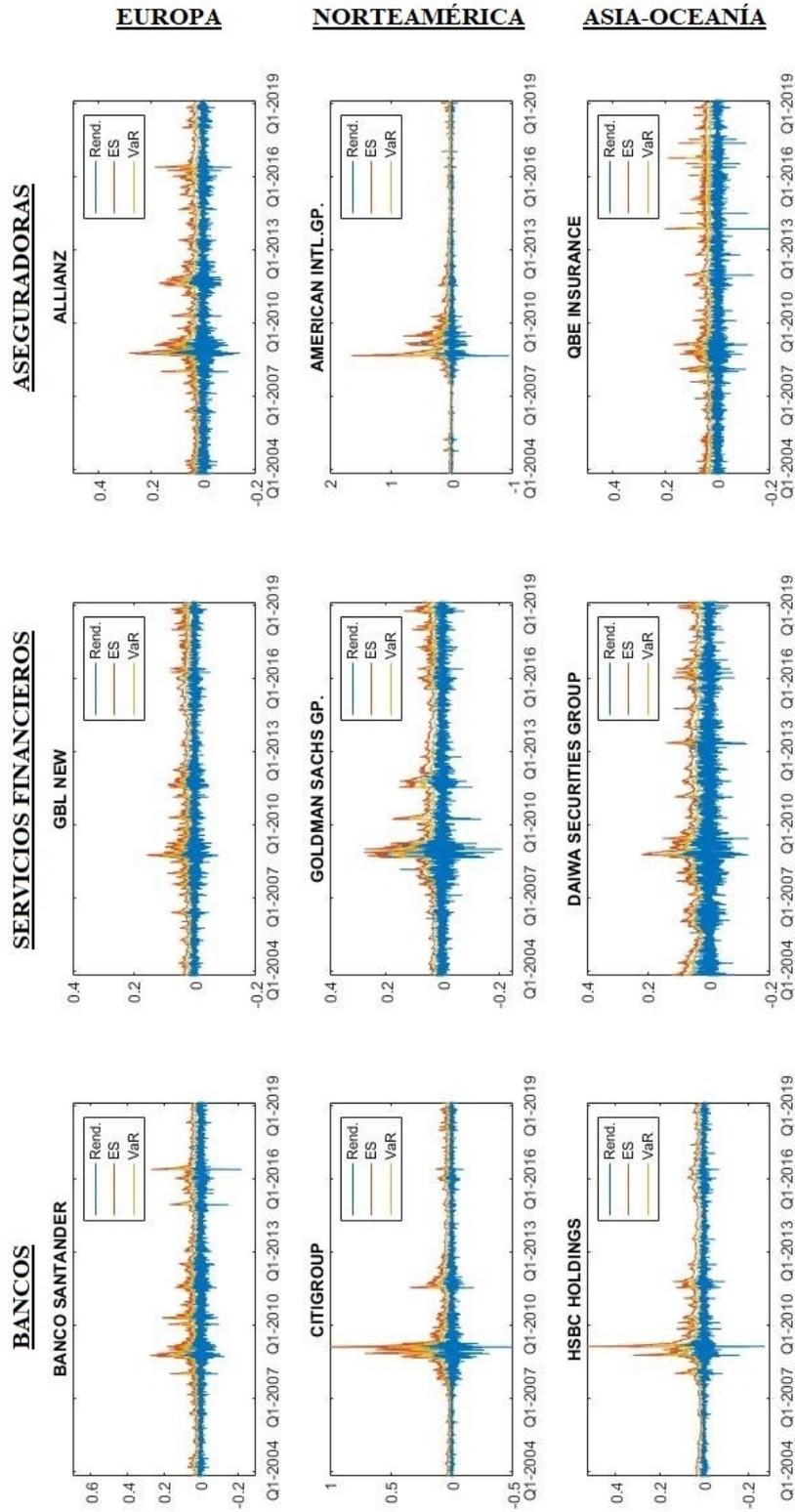
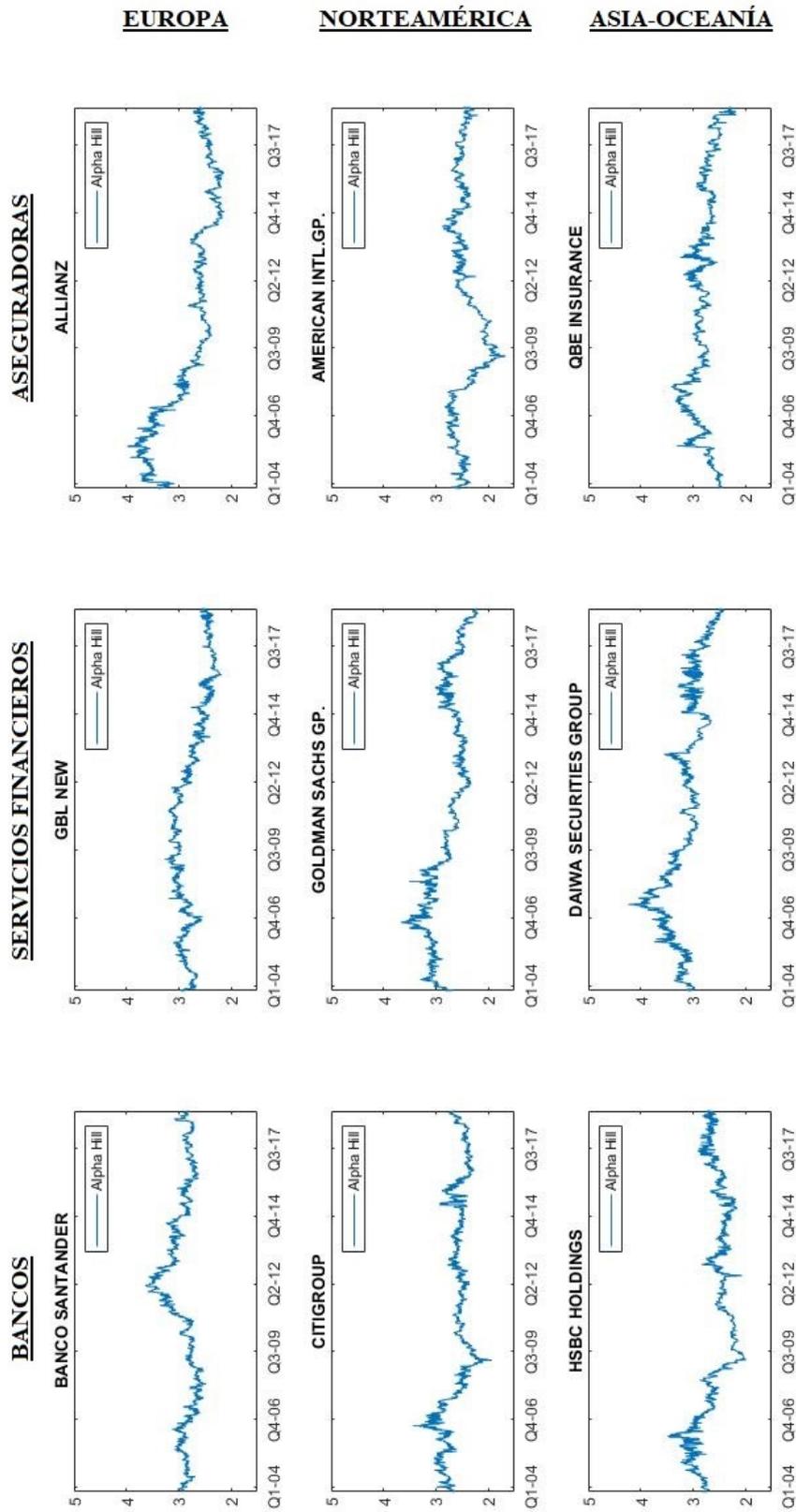


Figura 2: Parámetro *tail index* ($\hat{\alpha}$) propuesto por Hill (1975).



C. Anexos

C.1. Indicador de riesgo sistémico alternativo

La generalización multivariante del “indicador de expectativa condicional” bidimensional presentado en Hartmann *et al.* (2004) [22] constituye un indicador de contagio alternativo. Este es la expectativa condicional $E[\kappa|\kappa \geq 1]$, donde κ hace referencia al número de bancos que se encuentran en peligro conjuntamente. Otra forma de verlo es el número de bancos en peligro esperado en el sistema financiero dado al menos un banco en peligro. Por tanto, podemos definir κ como,

$$\kappa = \sum_{i=1}^N 1\{r_i > Q_i(p)\}, \quad (22)$$

siendo $1\{.\}$ una función indicatriz que toma valor uno si la institución financiera tiene problemas, es decir, si $\{r_i > Q_i(p)\}$, y cero en caso contrario. En definitiva, podemos definir,

$$E[\kappa|\kappa \geq 1] = \frac{E[\kappa]}{P\{\kappa \geq 1\}} = \frac{\sum_{i=1}^N 1\{r_i > Q_i(p)\}}{P\left\{\bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i(p)\right\}}, \quad (23)$$

siendo el denominador de la ecuación (23),

$$P\left\{\bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i(p)\right\} = 1 - P\{r_1 \leq Q_1, \dots, r_i \leq Q_i, \dots, r_N \leq Q_N\}$$

Al contrario de lo que ocurría en (8), el valor esperado en la ecuación (23) no está condicionado a que una institución financiera en concreto esté en peligro, sino que al menos una de ellas lo esté. Teniendo en cuenta la ecuación (7), la ecuación (23) puede verse como,

$$E[\kappa|\kappa \geq 1] = \frac{Np}{P\left\{\bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i(p)\right\}}, \quad (24)$$

por lo que únicamente aparece dependencia en la cola multivariante, es decir, esta medida no está “contaminada” por ninguna otra información sobre las distribuciones marginales de los rendimientos de los activos empleados.

La medida de riesgo alternativa en la ecuación (24) no se puede estimar mediante la propuesta de Ledford y Tawn (1996) [30] ya que tiene una región de rechazo distinta. En condiciones generales, la probabilidad conjunta que aparece en el denominador se puede expresar como una función de la probabilidad marginal en la cola p ,

$$P\left\{\bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i\right\} = l(p, \dots, p, \dots, p), \quad (25)$$

donde $l(\cdot)$ hace referencia a la denominada “Función de Dependencia en la Cola Estable” (STDF por sus siglas en inglés, véase Huang (1992) [25]). Esta cópula en la cola se define como,

$$l(p, \dots, p, \dots, p) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1}{t} P \left\{ \bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i(tp) \right\} \quad (26)$$

La curvatura de $l(\cdot)$ determina completamente la estructura de dependencia entre los componentes X_i en el área de la cola. Una de las propiedades básicas de $l(\cdot)$ es la desigualdad,

$$p \leq l(p, \dots, p, \dots, p) \leq Np.$$

La primera igualdad se cumplirá si los rendimientos de las empresas financieras son completamente dependientes entre sí en el área de la cola, mientras que la segunda se cumplirá si los rendimientos son completamente independientes en dicha zona.

La estimación de la ecuación (25) necesita que se adopte una forma funcional específica para la STDF, como en Longin y Solnik (2001) [31], o una estimación no paramétrica. Ya que no existe una única parametrización para la STDF, escogeremos un método semi-paramétrico de estimación basado en los estadísticos de orden más alto, empleando la propiedad de homogeneidad lineal de la función de la cópula en la cola (26), $l(\lambda p, \dots, \lambda p) = \lambda l(p, \dots, p)$, $\lambda > 1$. Para un valor de escala λ suficientemente grande, los cuantiles Q_i de (26) se trasladan a la muestra de rendimientos observables y la probabilidad conjunta se puede estimar utilizando la función de distribución empírica. Dando el valor al parámetro $\lambda = 1/p > 1$ y reemplazando en el denominador de (24) la probabilidad conjunta nos queda,

$$E[\kappa | \kappa \geq 1] = \frac{Np}{P \left\{ \bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i(p) \right\}} = \frac{Np}{l(p, \dots, p, \dots, p)} = \frac{N}{l(1, \dots, 1, \dots, 1)} \quad (27)$$

Además, podemos transformar el denominador utilizando la STDF vista en la ecuación (26). Siendo $t = k/n$ y $p = 1$ nos quedaría,

$$E[\kappa | \kappa \geq 1] = \frac{N}{\frac{n}{k} P \left\{ \bigcup_{i=1}^N r_i > Q_i \left(\frac{1}{2} \right) \right\}}$$

El cuantil $Q_i(1/2)$ estará dentro de los límites de los rendimientos históricos, lo que permite la estimación de $E[\cdot]$ de forma semi-paramétrica. Para convertir la expresión anterior en un estimador, vamos a darle a P , Q_1 y Q_2 sus contrapartidas empíricas,

$$\hat{E}[\kappa | \kappa \geq 1] = \frac{N}{\frac{n}{k} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I \left\{ \bigcup_{i=1}^N r_i > X_{i,n-k} \right\}}, \quad (28)$$

donde el denominador es ahora un estimador de la STDF $l(\cdot)$. El estadístico de orden superior $r_{i,n-k}$ estima el cuantil $Q_i(1/2)$, mientras que $I(\cdot)$ sigue siendo una función indicatriz, que tomará el valor 1 cuando se cumpla la condición, y 0 en caso contrario. El

parámetro del umbral k juega un rol similar al parámetro m en el estimador de Hill: Indica el número de rendimientos extremos que se utilizan en la estimación. Al igual que el indicador de riesgo de caída multivariante visto en (21), el estimador (28) es invariante a cambios en p (o, alternativamente, a cambios en los cuantiles críticos Q_i). La propiedad de homogeneidad de $l(\cdot)$ en (27) implica que p desaparece del numerador y del denominador. Por tanto, una discusión sobre la elección adecuada de p (y, por consiguiente, el área en la que uno quiere evaluar el riesgo sistémico) se vuelve redundante a medida que los estimadores de riesgo sistémicos como los vistos en (21) o (28) devuelven un solo valor “asintótico”.

Los procedimientos de estimación (20), (21) y (28) aún requieren elegir de forma adecuada los parámetros m y k . Para $m/n \rightarrow 0$ y $k/n \rightarrow 0$, y $m, k, n \rightarrow \infty$, los estimadores se distribuyen asintóticamente como normales. Goldie y Smith (1987) [18] y Huang (1992) [25] argumentan que se deben elegir los valores de m y k de tal forma que minimicen los errores cuadráticos medios (MSE por sus siglas en inglés) de los respectivos estimadores⁴¹. Por ello, hay que tratar de minimizar el MSE. Para pequeñas muestras, lo mejor es hacer un gráfico de los estimadores en función del umbral, es decir, $\hat{\alpha} = \hat{\alpha}(m)$, $P_{N|1} = P_{N|1}(k)$ y $\hat{l} = \hat{l}(k)$, y seleccionaremos los valores de m y de k en la región sobre la cual los estimadores tiendan a ser constantes.

⁴¹Si los valores elegidos para m o k son demasiado grandes, se produce un sesgo ya que se mide el interior de la distribución en lugar de las colas. En cambio, si son demasiado pequeños, la respectiva estimación será ineficiente dado que no se usan suficientes observaciones. Por tanto, para una determinada muestra existe un rango intermedio de valores para los cuales el sesgo al cuadrado y la varianza caen a la misma tasa, mientras que fuera de este rango una de las dos partes domina a la otra y el MSE asintótico es mayor.

C.2. Tabla del valor de mercado (VM)

Tabla 11: Valor de mercado medio (en millones) de las empresas analizadas.

EMPRESA	VALOR DE MERCADO
BNP PARIBAS	56201.97
BANCO SANTANDER	64508.19
BARCLAYS	45046.04
DEUTSCHE BANK	35528.36
SOCIETE GENERALE	31967.95
GBL NEW	10159.07
3I GROUP	6172.65
MAN GROUP	5318.12
INVESTOR B	8755.90
GAM HOLDING	3664.37
ASSICURAZIONI GENERALI	28644.93
AXA	43514.44
ALLIANZ	55796.02
ING GROEP	45046.86
MUENCHENER RUCK.	28373.59
CITIGROUP	171118.90
BANK OF AMERICA	156445.66
JP MORGAN CHASE & CO.	167836.32
WELLS FARGO & CO.	157096.06
ROYAL BANK OF CANADA	64471.67
GOLDMAN SACHS GP.	64783.68
MORGAN STANLEY	58979.24
CHARLES SCHWAB	28762.76
AMERICAN EXPRESS	64284.80
BANK OF NEW YORK MELLON	35175.93
AMERICAN INTL. GP.	102353.94
TRAVELERS COS.	25151.11
ALLSTATE	26061.65
MANULIFE FINANCIAL	30546.75
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	131857.94
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	79561.81
HSBC HOLDINGS	213446.01
NATIONAL AUS. BANK	59481.58
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	62011.22
AUS. AND NZ. BANKING GP.	54785.75
DAIWA SECURITIES GROUP	14658.06
NOMURA HDG.	35709.27
ORIX	18096.29
MACQUARIE GROUP	15855.69
ACOM	9493.00
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	17491.14
QBE INSURANCE GROUP	14546.39
AMP	14522.05
MIN XIN HOLDINGS	258.97
THAI REINSURANCE	267.65

Promedio del valor de mercado de las empresas analizadas entre 01/01/2000 y 31/03/2019. Los datos de las empresas europeas (quince primeras) están en euros, los de las empresas norteamericanas (quince siguientes) están en dólares americanos y los de las empresas de Asia-Oceanía (quince últimas) en dólares australianos.

C.3. Tablas adicionales de riesgo sistemático

Tabla 12: Probabilidades de riesgo sistemático en Europa considerando todo el período muestral.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	EURO STOXX 50	S&P 500
BNP PARIBAS	71.59 %	41.49 %	55.19 %	53.14 %	27.06 %
BANCO SANTANDER	61.88 %	42.55 %	49.28 %	55.81 %	32.03 %
BARCLAYS	54.82 %	40.39 %	43.22 %	41.60 %	29.28 %
DEUTSCHE BANK	55.22 %	41.77 %	50.46 %	46.08 %	34.62 %
SOCIETE GENERALE	68.73 %	44.72 %	54.82 %	53.36 %	29.00 %
GBL NEW	42.97 %	55.38 %	46.21 %	48.76 %	27.35 %
3I GROUP	39.57 %	52.01 %	38.39 %	41.31 %	26.54 %
MAN GROUP	32.62 %	43.62 %	28.30 %	26.90 %	23.98 %
INVESTOR B	37.06 %	50.65 %	36.94 %	42.44 %	24.73 %
GAM HOLDING	34.77 %	41.50 %	35.78 %	33.79 %	21.87 %
ASSICURAZIONI GENERALI	51.72 %	35.85 %	56.45 %	48.12 %	24.83 %
AXA	54.76 %	46.50 %	70.28 %	59.64 %	28.92 %
ALLIANZ	46.07 %	42.73 %	70.71 %	53.82 %	34.95 %
ING GROEP	59.24 %	48.46 %	67.10 %	57.90 %	33.00 %
MUENCHENER RUCK.	32.77 %	30.81 %	52.24 %	40.57 %	23.30 %

Tabla 13: Probabilidades de riesgo sistemático en Norteamérica considerando todo el período muestral.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	DOW JONES IND.	S&P 500
CITIGROUP	72.42 %	52.45 %	50.06 %	46.64 %	48.68 %
BANK OF AMERICA	71.35 %	50.90 %	48.70 %	43.86 %	46.39 %
JP MORGAN CHASE & CO.	69.69 %	57.75 %	47.43 %	49.40 %	50.56 %
WELLS FARGO & CO.	68.24 %	48.54 %	45.96 %	42.51 %	44.91 %
ROYAL BANK OF CANADA	44.51 %	40.35 %	41.85 %	40.05 %	41.24 %
GOLDMAN SACHS GP.	50.21 %	67.35 %	42.30 %	45.17 %	48.62 %
MORGAN STANLEY	56.33 %	71.98 %	46.53 %	50.70 %	53.02 %
CHARLES SCHWAB	38.92 %	54.63 %	37.77 %	43.73 %	44.48 %
AMERICAN EXPRESS	54.67 %	59.40 %	45.10 %	51.42 %	52.11 %
BANK OF NEW YORK MELLON	54.00 %	59.86 %	46.11 %	47.38 %	48.16 %
AMERICAN INTL. GP.	47.69 %	36.83 %	51.30 %	37.10 %	39.05 %
TRAVELERS COS.	39.09 %	42.63 %	42.72 %	40.71 %	42.28 %
ALLSTATE	43.75 %	41.93 %	46.01 %	40.45 %	41.81 %
MANULIFE FINANCIAL	44.17 %	37.90 %	45.78 %	38.86 %	40.64 %
BERKSHIRE HATHAWAY 'A'	33.20 %	31.16 %	52.80 %	37.02 %	37.85 %

Tabla 14: Probabilidades de riesgo sistemático en Asia-Oceanía considerando todo el período muestral.

	INDICE BK	INDICE FS	INDICE IN	NIKKEI 225	S&P 500
COMMONWEALTH BK. OF AUS.	42.86 %	23.54 %	29.62 %	25.11 %	18.58 %
HSBC HOLDINGS	65.77 %	27.47 %	26.91 %	28.85 %	27.89 %
NATIONAL AUS. BANK	43.34 %	24.94 %	31.46 %	25.19 %	23.41 %
SUMITOMO MITSUI FINL. GP.	30.21 %	40.95 %	30.43 %	38.02 %	17.17 %
AUS. AND NZ. BANKING GP.	47.99 %	25.56 %	30.57 %	28.00 %	23.14 %
DAIWA SECURITIES GROUP	29.38 %	62.32 %	28.11 %	47.44 %	22.95 %
NOMURA HDG.	31.09 %	71.20 %	31.46 %	46.28 %	23.87 %
ORIX	32.30 %	52.66 %	31.93 %	35.60 %	21.50 %
MACQUARIE GROUP	40.62 %	33.70 %	36.90 %	30.30 %	30.83 %
ACOM	13.63 %	28.49 %	15.59 %	21.65 %	10.52 %
MS&AD INSURANCE GP. HDG.	31.07 %	38.78 %	47.73 %	42.19 %	18.70 %
QBE INSURANCE GROUP	24.58 %	19.19 %	40.70 %	19.06 %	18.13 %
AMP	28.44 %	20.69 %	43.67 %	21.64 %	20.84 %
MIN XIN HOLDINGS	17.73 %	17.83 %	16.39 %	18.23 %	15.20 %
THAI REINSURANCE	5.36 %	5.83 %	5.61 %	5.93 %	5.88 %