

Spillovers de volatilidad: Relación entre activos refugio e índices globales

Javier E. Ramírez

Maestría Gerencia en Inversión - Universidad de La Sabana

Junio/2020

Resumen

En este trabajo calculamos y estudiamos el comportamiento de los spillovers de volatilidad con respecto a un grupo de activos refugio e índices globales, además medimos la significancia estadística del cambio de los spillovers durante periodos de alta volatilidad en el mercado financiero. Los índices de spillovers de volatilidad se calcularon siguiendo la metodología propuesta por Diebold & Yilmaz (2009), la evaluación de la significancia estadística del cambio en los spillovers se hizo con base a la propuesta de Chiang, Jeon & Li (2007), Syllingnakis & Kouretas (2011), y Gomez-Gonzalez, Gamba-Santamaria, Hurtado-Guarin & Melo-Velandia (2017). En este documento trabajamos con un histórico de precios diarios tomados desde enero del 2001 a abril del 2020, periodo en el cual los activos refugio tienen el perfil de receptores de volatilidad de acuerdo con la estimación de los spillovers. Los cambios en los spillovers durante los periodos de mayor estrés fueron estadísticamente significativos y los coeficientes de cambio con mayor magnitud durante la crisis del 2008 y 2020 han sido el del oro y el de los bonos de 2 años, los otros activos refugio no mostraron significancia estadística de contagio frente a todos los índices globales o durante una de las dos crisis. El ratio del cambio diario del spillover total muestra que la crisis del 2020 tuvo mayor aumento de volatilidad por día respecto a la crisis del 2008.

1. Introducción

A partir de los años ochenta las nuevas tecnologías favorecieron un proceso continuo de interdependencia financiera entre países, los flujos internacionales de capital incrementaron notablemente (Demetrio Edgar, 2011). Un mercado global interdependiente y susceptible al contagio financiero entre dos mercados con menor dependencia, incluso en la ausencia de choques de información correlacionada, liquidez y/o relación directa o indirecta en información macroeconómica o de endeudamiento, da especial importancia a la asignación de activos en un portafolio (Mondria & Quintana-Domeque, 2012). Los movimientos dramáticos en un mercado de acciones pueden tener un fuerte impacto en mercados de diferentes tamaños y estructuras a través del mundo (Forbes & Rigobon 1999). El contagio es definido como un incremento significativo en la correlación entre diferentes mercados durante un periodo de confusión (Forbes & Rigobon 1999; Caccioli, Shrestha, Moore & Farmer 2012; Mondria & Quintana-Domeque 2012; Fry-McKibbin & Hsiao 2018).

En el proceso de asignación de activos en un portafolio que se puede ver afectado debido al contagio financiero por parte de uno o varios activos, es importante tener en cuenta que los efectos del contagio son menos severos cuando las crisis financieras se pueden anticipar (Mondria & Quintana-Domeque 2012). Según el trabajo de Foroni, Marcellino & Stevanovic (2020) en el que hicieron un pronóstico inmediato del crecimiento ajustado del PIB de Estados Unidos y países pertenecientes al G7 (Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido), el resultado del pronóstico del primer trimestre del 2020 tuvo un valor muy cercano al crecimiento real observado. Por lo anterior, se evidencia que el impacto de la pandemia en la economía pudo pronosticarse, pero con base en los resultados de los spillovers obtenidos en este trabajo, la volatilidad y su transmisión entre los activos estudiados tuvo un crecimiento significativo en los primeros meses del 2020, e incluso el cambio en los spillovers fue de mayor magnitud en algunos activos respecto a la crisis del 2008.

La medición de transmisión de volatilidad se hizo a través de índices de spillovers de volatilidad, estos tienen una estructura simple para medir el vínculo en las volatilidades de los rendimientos de activos. La medición de los índices de volatilidad sigue la noción de la descomposición de la varianza asociada con un modelo VAR de N variables. Para cada activo i se agrega la parte de la varianza del error de pronóstico proveniente de los choques en un activo j (Diebold & Yilmaz, 2009; Gamba-Santamaria, Gomez-Gonzalez, Hurtado-Guarin & Melo-Valencia, 2016).

La medición de estos spillovers nos permite cuantificar la transmisión total de volatilidad entre los activos refugio e índices bursátiles, definir el papel de transmisor o receptor de volatilidad para cada activo y la transmisión de volatilidad que existe entre un activo y los otros del sistema.

Conforme al riesgo que existe por el contagio en momentos de estrés financiero, los activos refugio son una herramienta clave en la estructuración de portafolios, pues son activos que disminuyen la exposición a la volatilidad del mercado. Los activos refugio son diversificadores de riesgo esenciales, son activos con bajo riesgo en el mercado y alta liquidez, que son buscados cuando los inversionistas se ponen nerviosos ante las pérdidas del mercado (Flavin, Morley & Panopoulou, 2014; Tronzano 2020; Nguyen & Liu 2017). El oro y bonos de largo plazo ofrecen un efecto de calidad que se encuentra cada vez que hay choques idiosincráticos de alta volatilidad en los mercados (Flavin, Morley and Panopoulou, 2014). La evidencia empírica para variables macroeconómicas reitera las características del oro, petróleo y franco suizo como activos refugio ante el análisis de estabilidad de transmisión de choques (Tronzano 2020).

De acuerdo con la literatura mencionada, los activos refugio tomados en este trabajo son el oro, bonos del tesoro estadounidense de 2 y 10 años, el Brent y el franco suizo. Cabe destacar la conclusión de Nguyen & Liu (2017), en la que resaltan que el petróleo es mayormente descalificado como un activo refugio respecto al oro en ciertos periodos de tiempo y esta conclusión toma bastante relevancia en los resultados de los spillovers del 2020, pues a diferencia de los otros activos refugio, el petróleo Brent no adopta un papel de receptor de volatilidad.

En este trabajo identificamos qué comportamiento tienen los spillovers de volatilidad para cada uno de los activos refugio mencionados anteriormente respecto a los principales índices globales entre enero del 2001 (02/01/2001) y abril del 2020 (24/04/2020). Identificamos cuál fue el

comportamiento del spillover total, probamos si en momentos de crisis el cambio de los spillovers de pareja de activos en los activos refugio es estadísticamente significativo y si la magnitud del spillover neto que determina el papel de transmisor o receptor de estos activos incrementa desde la crisis del 2008 hasta abril del 2020.

Encontramos que los activos refugio tienen un papel de receptores de volatilidad durante el tiempo de estudio. El ratio del cambio diario del spillover total durante la crisis del 2008 es de 0,0261 puntos porcentuales (pp) por día de negociación, mientras que en la crisis del 2020 el ratio es de 0,2198 pp por día de negociación, esto quiere decir que la transmisión de volatilidad en el sistema fue 8,421 veces más rápida durante el 2020 respecto al 2008.

También identificamos que los spillovers de parejas de activos del oro y bonos estadounidenses de 2 años, durante la crisis del 2008 y el 2020 caen significativamente respecto a los otros activos, intensificando su papel como receptores de volatilidad. Esto contrasta con el resto de los activos refugio en los que no hay significancia estadística para concluir que el cambio en los spillovers durante el 2020 fue significativo respecto a los índices. Adicionalmente, encontramos que el spillover neto de los índices asiáticos Hang Seng Index y Nikkei 225 cae hasta cambiar su papel de transmisores a receptores durante el 2020.

El aporte de este documento respecto al trabajo desarrollado por Sumner, Jhonson & Soenen (2011), es la estimación y comparación de la significancia estadística del cambio en los spillovers de parejas de activos durante los periodos de estrés financiero más recientes, la crisis de los bonos subprime (2008) y la crisis por el Covid-19 (2020). Adicionalmente, en el análisis se contemplan otros activos que disminuyen la exposición al riesgo tales como los bonos estadounidenses de 2 años, el petróleo Brent y el franco suizo, incluyendo otros índices globales para entender el comportamiento del mercado europeo y asiático.

En la parte 2 está la metodología utilizada para la estimación de los spillovers, el cálculo de la significancia estadística y el ratio del cambio diario del spillover total. En la parte 3 se encuentra la descripción de los datos utilizados en el trabajo. En la parte 4 están las estimaciones de los spillovers y el resultado de la evaluación de la significancia estadística durante las dos crisis. Finalmente, en la parte 5 están las conclusiones del trabajo.

2. Metodología

El proceso para calcular los spillovers de volatilidad propuestos por Diebold & Yilmaz (2009), empieza por estimar un modelo VAR(p) con los rendimientos diarios de los activos

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{n=1}^p \Phi_n X_{t-n} + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde X_t es un vector con tamaño N, en el cual están los retornos de los activos en el momento t. $\epsilon_t|t-1 \sim F(0, H_t)$, donde F es la distribución de probabilidad condicional multivariada de los errores, con media cero, y H_t es la matriz de covarianza condicional de errores.

El modelo VAR(P) se puede expresar de una manera recursiva, siendo X_t un modelo de media móvil vectorial VMA (∞)

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{p=0}^{\infty} \theta_p \epsilon_{t-p} \quad (2)$$

Partiendo de este modelo, la estimación del error de pronóstico de h periodos adelante es

$$e_{t+h}|t = \theta_0 \epsilon_{t+h} + \theta_1 \epsilon_{t+h-1} + \dots + \theta_{h-1} \epsilon_{t+1} \quad (3)$$

El cálculo de la matriz de la covarianza de los errores de pronóstico de h periodos adelante es

$$\sum_{t+h}^e |t = \theta_0 H_{t+h} \theta_0' + \theta_1 H_{t+h-1} \theta_1' + \dots + \theta_{h-1} H_{t+1} \theta_{h-1}' \quad (4)$$

Cada elemento de la diagonal de la matriz de covarianza de pronóstico (4) es una sumatoria de los términos de las matrices de covarianza pasadas del error ϵ_t en el modelo VAR(P) (1), donde H_{t+i} para todo $i=1,2,\dots,h$.

La descomposición de la varianza $\Psi_{ij,t}(h)$ contiene la proporción de la varianza del error de pronóstico de h pasos adelante, del activo i proveniente del activo j en el momento t, esto permite dividir la varianza del error de pronóstico de cada activo en partes provenientes de los choques de otros activos

$$\Psi_{ij,t}(h) = \frac{\sum_{k=0}^{h-1} \frac{(d_i' \theta_k \sum_{t+k}^e |t \ d_j)^2}{\sqrt{d_j' \sum_{t+k}^e |t \ d_j}}}{\sum_{k=0}^{h-1} (d_i' \theta_k \sum_{t+k}^e |t \ \theta_k' d_i)} \quad (5)$$

d_i y d_j son vectores de ceros que toman el valor de uno en las posiciones i y j respectivamente.

Existen diferentes mediciones de spillovers de acuerdo con la metodología propuesta por Diebold & Yilmaz (2009). El primero es el índice de spillover total (6), en el cual se mide la contribución de los spillovers en la varianza de los errores de pronóstico del sistema.

$$S_t(h) = \frac{\sum_{i=1, i \neq j}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\psi}_{ij,t}(h)}{N} \quad (6)$$

El spillover neto (9) es resultado de la diferencia entre los índices de spillovers de transmisión (7) y recepción (8). Estos son spillovers direccionales calculados para cada activo, el spillover de transmisión mide la contribución causada por el activo i en el resto de los activos, y el spillover de recepción equivale a la sumatoria de la contribución de spillover de otros activos sobre el activo i.

$$S_{Ti,t}(h) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\psi}_{ji,t}(h)}{N} \quad (7)$$

$$S_{Ri,t}(h) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\psi}_{ij,t}(h)}{N} \quad (8)$$

$$S_{i,t}(h) = S_{Ti,t}(h) - S_{Ri,t}(h) \quad (9)$$

Adicionalmente, está la medida de los spillovers de parejas de activos (10) los cuales son la diferencia entre los spillovers de volatilidad de un activo i a un activo j y el spillover de volatilidad de un activo j a un activo i

$$S_{ij,t}(h) = \frac{\tilde{\psi}_{ji,t}(h) - \tilde{\psi}_{ij,t}(h)}{N} \quad (10)$$

Para testear la significancia estadística del cambio en los spillovers de volatilidad de los índices a los activos refugio durante la crisis del 2008 y del 2020, seguimos el procedimiento de Chiang, Jeon & Li (2007), Syllingnakis & Kouretas (2011), y Gomez-Gonzalez et al. (2017), en el que se realiza una regresión lineal (11) donde el spillover es la variable endógena explicada por: una constante, una variable Dummy que toma el valor de 1 en los periodos de crisis y el error. Si el coeficiente estimado de la variable Dummy es estadísticamente diferente de 0, se corroboraría que durante las crisis la transmisión de choques entre activos durante la crisis incrementa.

$$S_{ij,t}(h) = C_{ij} + \beta_{ij}DUMMY_t + e_{ij,t} \quad (11)$$

Para medir el cambio en los spillovers por día de negociación desde un periodo t hasta un periodo posterior T, utilizamos el ratio del cambio diario del spillover total (12)

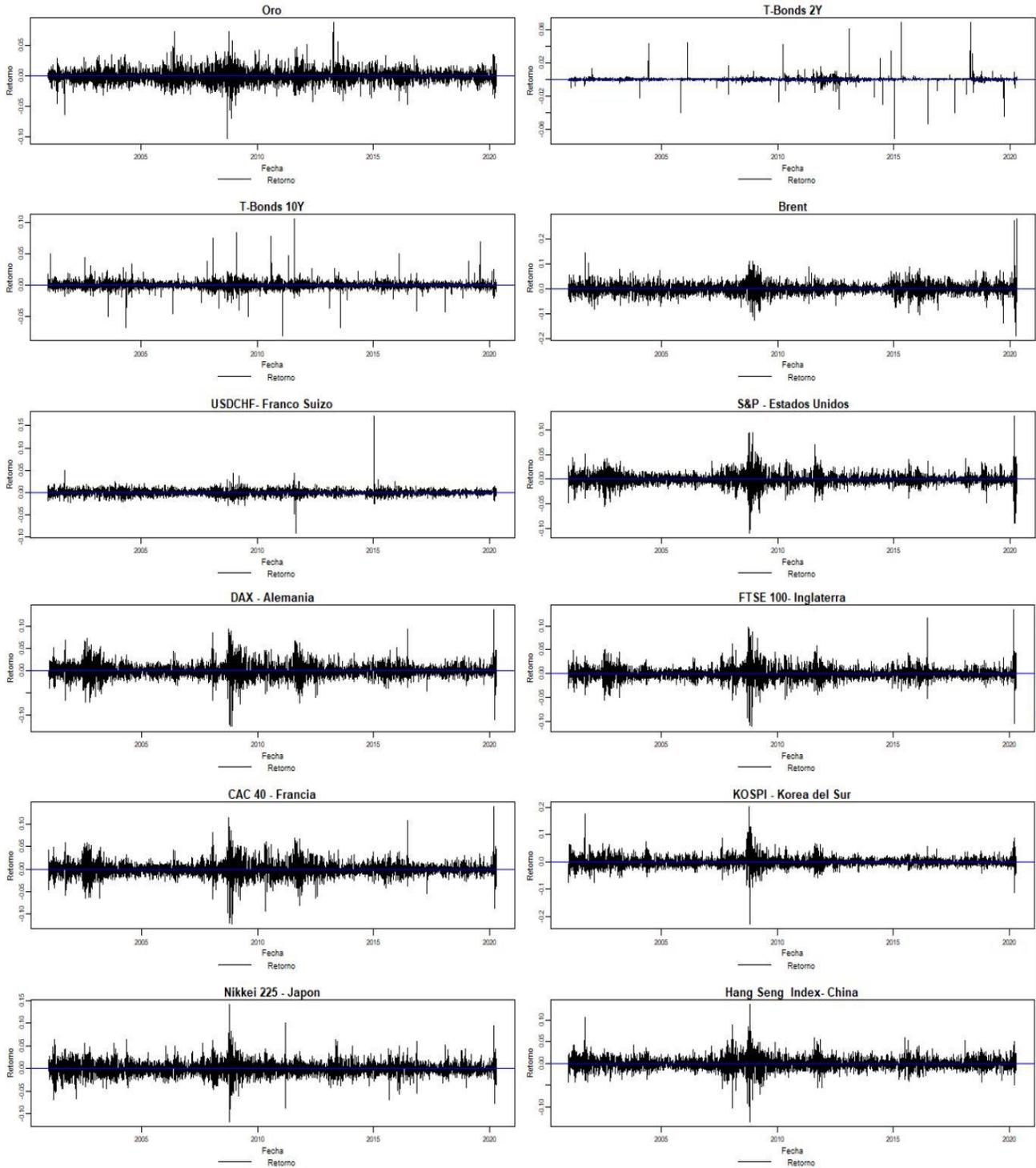
$$\text{Ratio del Cambio diario del Spillover Total} = \frac{\text{Spillover Total}_T - \text{Spillover Total}_t}{\text{Número de Días de Negociación entre periodo t y T}}$$

(12)

3. Datos

Para la estimación de spillovers tomamos el precio histórico en dólares americanos (USD) desde enero del 2001 (02/01/2001) hasta abril del 2020 (24/04/2020) de los principales índices globales (Standard & Poor's – Estados Unidos, DAX - Alemania, FTSE 100 - Inglaterra, CAC 40 – Francia, KOSPI – Coreo del Sur, Nikkei 225 - Japón y Hang Seng Index – China) y de los activos refugio considerados en el trabajo (oro, petróleo Brent, franco suizo y bonos del gobierno estadounidense de 2 y 10 años). Con los precios diarios calculamos los retornos de cada activo del **Gráfico 1** con el logaritmo natural de la división del precio del día t sobre el precio del día t-1.

Grafica 1. Histórico del retorno de los activos



Fuente: Calculado por el Autor

En la serie de datos tomada tenemos dos periodos de estrés financiero, el primero corresponde a la crisis de bonos subprime del 2008 que tuvo lugar desde septiembre del 2008 (26/09/2008) hasta septiembre del 2009 (29/09/2009), y el segundo corresponde a la crisis más reciente del 2020 causada por la pandemia del Covid-19 que inicia a partir de que la OMS anuncia la pandemia en marzo del 2020 (11/03/2020) hasta el fin de la serie abril del 2020 (24/04/2020).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los retornos diarios

	Oro	TBONDS2Y	TBONDS10Y	BRENT	USDCHF	S&P	DAX	FTSE	CAC	KOSPI	NIKKEI	HANGSENG
Media	-0.00037	-0.00001	0.00000	0.00003	0.00010	-0.00016	-0.00013	0.00005	0.00003	-0.00027	-0.00008	-0.00010
Desviación Estandar	0.01082	0.00322	0.00655	0.02269	0.00692	0.01231	0.01595	0.01352	0.01579	0.01725	0.01475	0.01402
Asimetría	0.25834	1.91518	1.37184	0.70686	2.73191	0.39599	0.17285	0.45161	0.20967	0.54961	0.33607	0.07362
Curtosis	8.97922	223.57128	46.42051	16.09871	86.01037	15.37940	10.07450	13.76050	10.48357	19.84294	9.58333	12.32390
Ljung-Box	0.69149	0.15308	0.00003	0.02080	0.09215	0.00000	0.99448	0.85929	0.27924	0.00374	0.00000	0.23702
Jarque-Bera	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

La **Tabla 1** tiene las estadísticas descriptivas de los retornos de los activos utilizados en el trabajo, utilizando el test de Jarque-Bera como herramienta para determinar si las series de datos se distribuyen de manera normal y el test de Ljung-Box para identificar si existe autocorrelación en las series de datos. Los resultados de las estadísticas descriptivas indican que las distribuciones de las series no son simétricas, pese a que la media de los retornos es cercana a 0, ninguna de las medidas de asimetría es igual a 0 y la curtosis en ningún caso es igual a 3. Asimismo, aplicando el test de Jarque-Bera se confirma que ninguna de las series de retornos se distribuye de manera normal. Finalmente, se rechaza la hipótesis nula del test de Ljung-Box de 6 activos, indicando que hay presencia de autocorrelación en la serie de los retornos, lo que es usual en series de tiempo de información financiera (Gomez-Gonzalez et al., 2017), y puede estar explicado por anomalías en el mercado que causan la correlación serial (Fama, 1965; Heymas & Brewer, 2015).

4. Resultados

El cálculo de los índices de spillovers se hizo con un horizonte de pronóstico de 10 periodos tal y como lo sugiere Diebold y Yilmaz (2012). Los spillovers se calcularon bajo dos metodologías, la primera se llevó a cabo con toda la muestra de datos desde el 2 de enero del 2001 al 24 de abril del 2020 teniendo como resultado una sola medición que agrupa el comportamiento de todo el periodo de tiempo. La segunda medición de los spillovers se hizo con una metodología de estimación continua en la que se tomaron bloques de mil retornos diarios, midiendo el comportamiento dinámico diario de los spillovers desde el 2 de diciembre del 2002 al 24 de abril del 2020.

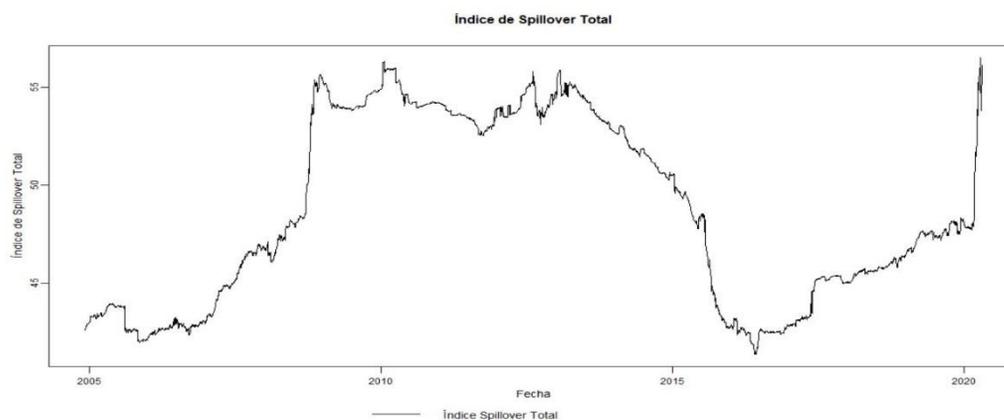
El resultado de la primera estimación del spillover total con todo el histórico de datos equivale al 45,74%, este índice mide qué porcentaje de los choques en la volatilidad se atribuye a los choques de los otros activos. Para la medición mediante la metodología de estimación continua (**Gráfica 2**) identificamos que a partir de febrero del 2007 a diciembre del 2008 hubo un crecimiento acelerado en el spillover total. En este periodo inicial donde hay un alto estrés de volatilidad, el spillover neto empieza en 43,27% y alcanza un pico de 55,69%, es decir, 12,42 pp en 475 días de

negociación, equivalente a un ratio de 0,0261 pp por día de negociación. Después de este incremento, el spillover total del sistema se mantiene en niveles altos hasta noviembre del 2013 en donde el índice cae a 41,35% en mayo del 2016, allí empieza a escalar gradualmente hasta la media histórica del 48,67%. El 19 de febrero del 2020 con un nivel de 47,72% el índice de spillover total empieza una segunda etapa de crecimiento acelerado, de acuerdo con la intensificación de la pandemia por coronavirus y el 15 de abril del 2020 el spillover total alcanza el nivel máximo de todo el periodo estudiado con un valor de 56,51%.

Es importante destacar que la crisis del 2020 no ha finalizado y la serie de datos con la que se desarrolló el trabajo es solo la primera parte del efecto que puede llegar a tener la pandemia por Covid-19 en el mercado financiero. Dicho esto, si comparamos la crisis de los bonos subprime del 2008 con el periodo estudiado de la crisis por Covid-19 durante el año 2020, este último sobresale por presentar un comportamiento mucho más agresivo en la volatilidad del mercado, pues en 40 días de negociación el índice del spillover total incrementó 8,79 pp, lo que equivale a un ratio de 0,2198 pp por día de negociación, siendo el ratio del 2020 8,421 veces más grande respecto al ratio de la crisis del 2008.

Profundizando en el análisis del ratio del 2020, si tomamos el periodo de mayor crecimiento del spillover total durante la crisis subprime, el cual tuvo lugar desde el 3 de septiembre al 11 de noviembre del 2008, el índice inició en 48,29% y llegó a 55,38% (el punto más alto en 48 días de negociación), esto equivale a un crecimiento de 14,77 pp por día de negociación, aun así, el ratio de crecimiento de puntos porcentuales por día en el 2020 es 1,4881 veces superior.

Grafica 2. Histórico del índice de spillover total



Fuente: Calculado por el Autor

Los spillovers netos de cada uno de los activos, indican la diferencia entre la volatilidad que transmite un activo a otros y la que este recibe. Por lo tanto, si el spillover neto es negativo el activo es receptor, lo que indica que recibe más volatilidad de otros activos respecto a lo que transmite. Si el spillover neto es positivo el activo es transmisor, pues transmite más volatilidad de

la que recibe de otros activos. Según la medición para todo el histórico de datos (**Tabla 2**), el índice japonés Nikkei 225 es el transmisor con el spillover neto de mayor magnitud respecto a los índices bursátiles CAC 40, FTSE 100, DAX, KOSPI y Hang Seng Index. Resalta el papel que tiene el S&P pues es el segundo receptor con menor spillover neto, los otros receptores son los activos refugio, tales como el Brent (el cual tiene el menor spillover neto), los bonos del gobierno estadounidense de 2 y 10 años, el franco suizo y el oro.

Los resultados en la estimación continua (**Gráfica 3**) reflejan que los activos refugio durante todo el periodo de estimación son receptores y durante la crisis del 2008 los spillovers netos cayeron, siendo el Brent junto con los bonos estadounidenses de 10 años los activos con la caída del spillover de mayor intensidad. Mientras que para el S&P, a pesar de ser un receptor durante todo el periodo, particularmente durante la crisis del 2008 el spillover neto subió drásticamente hasta alcanzar y mantenerse en un nivel cercano a 0.

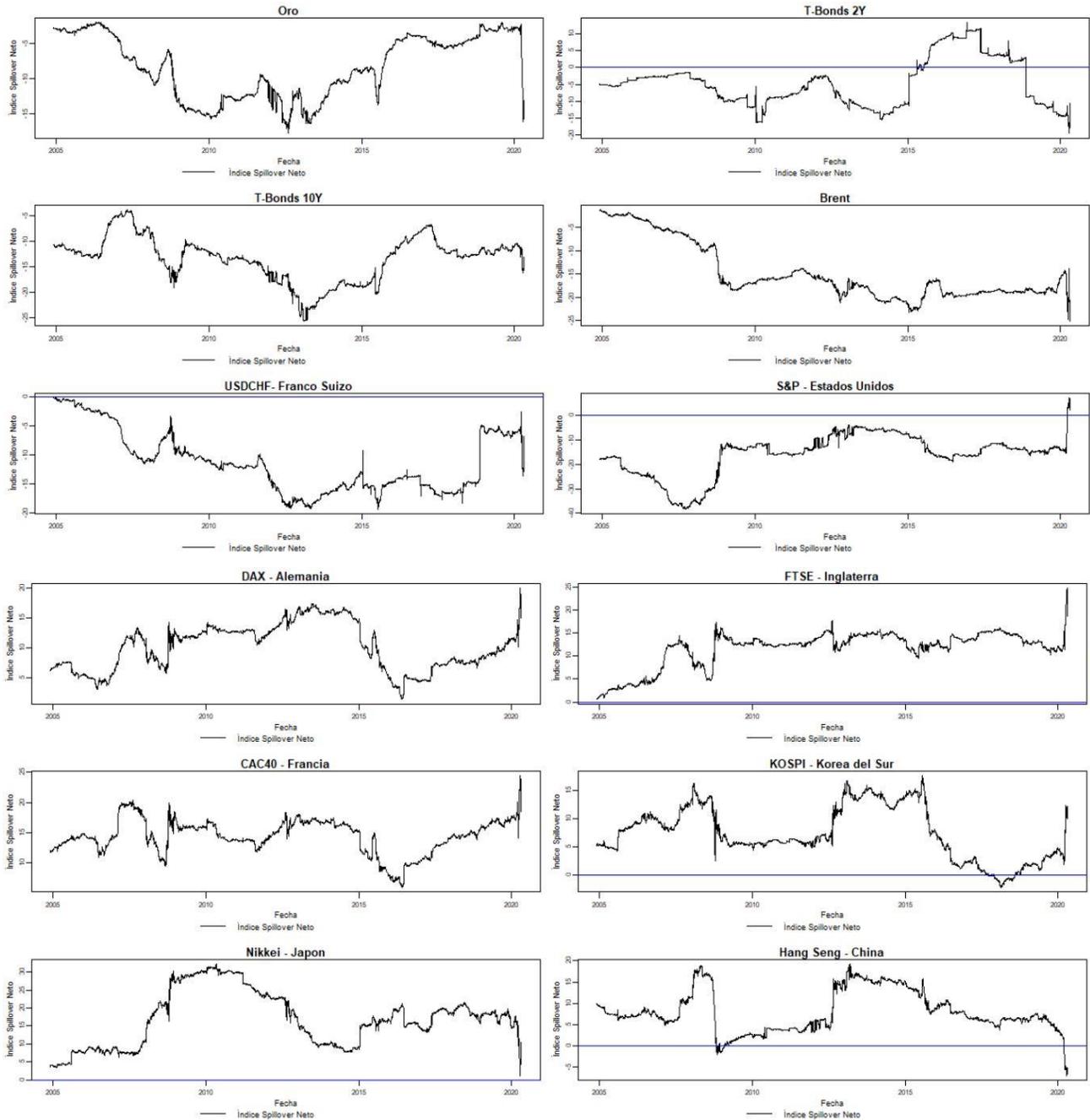
Durante el episodio de la pandemia por Covid-19, el oro fue el activo refugio que cayó con más fuerza, los spillovers netos de los otros activos refugio también cayeron, pero en menor magnitud respecto al oro y al periodo del 2008. El spillover del índice japonés Nikkei 225 también cayó casi a 0 y el Hang Seng Index (índice chino) tuvo una caída tan drástica que alcanzó a cambiar el papel de transmisor a receptor. El spillover neto del resto de los índices bursátiles incrementó y puntualmente el del S&P llegó a superar el nivel de 0, cambiando su papel de receptor a transmisor.

En conclusión, el resultado de la estimación de los spillovers netos muestran que los activos refugio tienen el papel de receptores de volatilidad respecto a los principales índices bursátiles a nivel global, y estos spillovers netos tienden a caer durante periodos de estrés financiero. No obstante, el S&P tiene un comportamiento diferente, pues es receptor de volatilidad la mayoría del tiempo, pero cambia a transmisor en el último periodo analizado.

Tabla 2. Spillover Total para toda la serie

Activos	Spillover Neto
NIKKEI	14.303
CAC	12.670
FTSE	10.327
DAX	7.464
KOSPI	6.818
HANGSENG	6.736
TBONDS2Y	-0.216
Oro	-5.396
USDCHF	-6.428
TBONDS10Y	-13.145
S&P	-16.406
BRENT	-16.727

Grafica 3. Spillovers Netos



Fuente: Calculado por el Autor

Para el análisis de los Spillovers de parejas de activos (**Gráfica 4**), la relación del oro respecto a otros activos lo define como receptor constante en la crisis subprime y como consecuencia de la crisis del 2020 el spillover cae significativamente acentuando su papel de receptor de volatilidad. Asimismo, el oro tiende a tener un papel de receptor mucho más definido respecto al S&P y el Nikkei 225.

El bono de 2 años tiene también un comportamiento de receptor con acentuación en los dos periodos de estrés financiero, con excepción en la relación con el S&P pues el spillover tiene una magnitud menor, siendo más cercano a 0.

Los bonos de 10 años en el periodo de crisis del 2008 no acentúan su papel como receptores respecto al DAX, FTSE 100 y CAC 40 y se mantienen a un nivel más cercano a 0, mientras que con el S&P, KOSPI, Nikkei 225 y Hang Seng Index durante este mismo periodo el spillover cae con fuerza. A diferencia del periodo del 2008, el spillover de los bonos de 10 años en el 2020 no cae con la misma magnitud que los otros activos refugio.

El petróleo Brent tiene un papel de receptor, donde sobresale que en el 2020 el spillover no cae respecto al KOSPI, Nikkei 225 y Hang Seng Index, sino que por el contrario sube.

El franco suizo es receptor de volatilidad respecto a todos los índices globales, a excepción del Hang Seng Index, puesto que en este caso el spillover se mantiene siempre muy cercano a 0. Además, en el 2020 los spillovers del franco suizo no reaccionaron cayendo, solo en la relación con el S&P en donde hubo un periodo de alta volatilidad en el indicador pues cae abruptamente y en muy poco tiempo se acerca al nivel 0.

La información obtenida de los spillovers de pareja de activos nos da evidencia para decir que los activos refugio durante el periodo de tiempo estudiado tienen un comportamiento de receptores de volatilidad, respecto a los principales índices bursátiles globales. Durante la crisis del 2008 y el periodo del 2020 se evidencia una caída significativa de los spillovers de los activos refugio que acentúa su papel de receptores, con una caída de los spillovers de pareja de activos mucho más pronunciada en la crisis del 2020.

Para medir estadísticamente la significancia que tuvieron los cambios en los spillovers durante periodos de tiempo de alta volatilidad como el 2008 y el 2020, seguimos el procedimiento llevado a cabo por Chiang et al. (2007), Syllingnakis & Kouretas (2011), y Gomez-Gonzalez et al. (2017), en el que se estima una regresión lineal, donde la variable endógena es el spillover de cada activo refugio respecto a los índices globales; las variables exógenas son un término constante, y adicionalmente hay una variable Dummy que toma el valor de 1 durante los periodos de crisis y de 0 en los periodos de menor estrés financiero. Considerando que en la serie de datos tenemos dos periodos de alta volatilidad, dividimos la serie en dos partes, la primera está compuesta por el histórico de información desde febrero del 2004 (12/02/2004) y agosto del 2012 (29/08/2012), donde la variable toma el valor de 1 desde septiembre del 2008 (26/09/2008) hasta septiembre del 2009 (29/09/2009). La segunda serie está compuesta desde agosto del 2012 (30/08/2012) hasta abril del 2020 (24/04/2020), y la variable Dummy toma el valor de 1 desde marzo del 2020 (11/03/2020) momento en el que la OMS anuncia el estado de pandemia global, hasta abril del 2020 (24/04/2020).

La hipótesis es que durante estos periodos de estrés financiero los spillovers de los activos refugio caen significativamente respecto a los índices globales, y para corroborarlo, los estimadores de cada una de las regresiones deben ser negativos y estadísticamente significativos.

Con la metodología para determinar la significancia estadística del cambio en los spillovers durante periodos de estrés financiero, podemos comparar la magnitud del estimador de la variable Dummy para la serie de la crisis del 2008 y el de la pandemia por Covid-19 durante del 2020.

La **Tabla 3** es un resumen de los coeficientes de la variable Dummy para los periodos del 2008 y 2020. Para cada activo refugio se denota si el coeficiente de la variable Dummy es estadísticamente diferente de 0, lo que indica que el cambio en los spillovers es significativo. En la última columna se especifica cuál de los dos estimadores tiene mayor magnitud, es decir, cual es el periodo en el que hay un mayor cambio en los spillovers.

La evidencia estadística de este procedimiento nos muestra que en casi todos los casos el estimador de la variable Dummy es estadísticamente diferente de 0 y negativo, indicando que el cambio en los spillovers de los activos refugio respecto a los índices globales es significativo, en momentos de estrés financiero. Es preciso destacar el resultado de los bonos de 10 años, pues 5 de 7 coeficientes del periodo del 2008 son positivos y 5 de 6 coeficientes en el periodo del 2020 son estadísticamente significativos y también positivos, lo que nos indica que este activo tiene un comportamiento diferente respecto a otros activos refugio durante los momentos de alta volatilidad, en lugar de recibir volatilidad tiende a transmitirla.

Por último, la magnitud de los coeficientes del cambio en los spillover de los activos refugio respecto a los índices globales presenta alta variación. Por lo cual, no se puede afirmar con este método que durante una de las crisis los spillover de parejas de activos de los activos refugio hayan cambiado con más intensidad respecto a la otra.

5. Conclusiones

En este trabajo tomamos la estimación de índices de spillovers para cuantificar la transmisión de volatilidad entre activos propuesta por Diebold & Yilmaz (2009) y evaluamos el comportamiento de los spillovers en activos refugio mediante una sola estimación para toda la serie tiempo, con una estimación dinámica en el tiempo por medio de bloques de 1000 datos para abstraer el comportamiento en el tiempo de los spillovers. Validamos la significancia estadística del cambio en los spillovers de volatilidad en periodos de estrés financiero, con el método propuesto por Chiang et al. (2007), Syllingnakis & Kouretas (2011), y Gomez-Gonzalez et al. (2017), en el que evaluamos mediante una regresión lineal si el coeficiente de una variable Dummy (que toma el valor de uno en los periodos de crisis y cero en periodos de menor volatilidad) es estadísticamente diferente de cero.

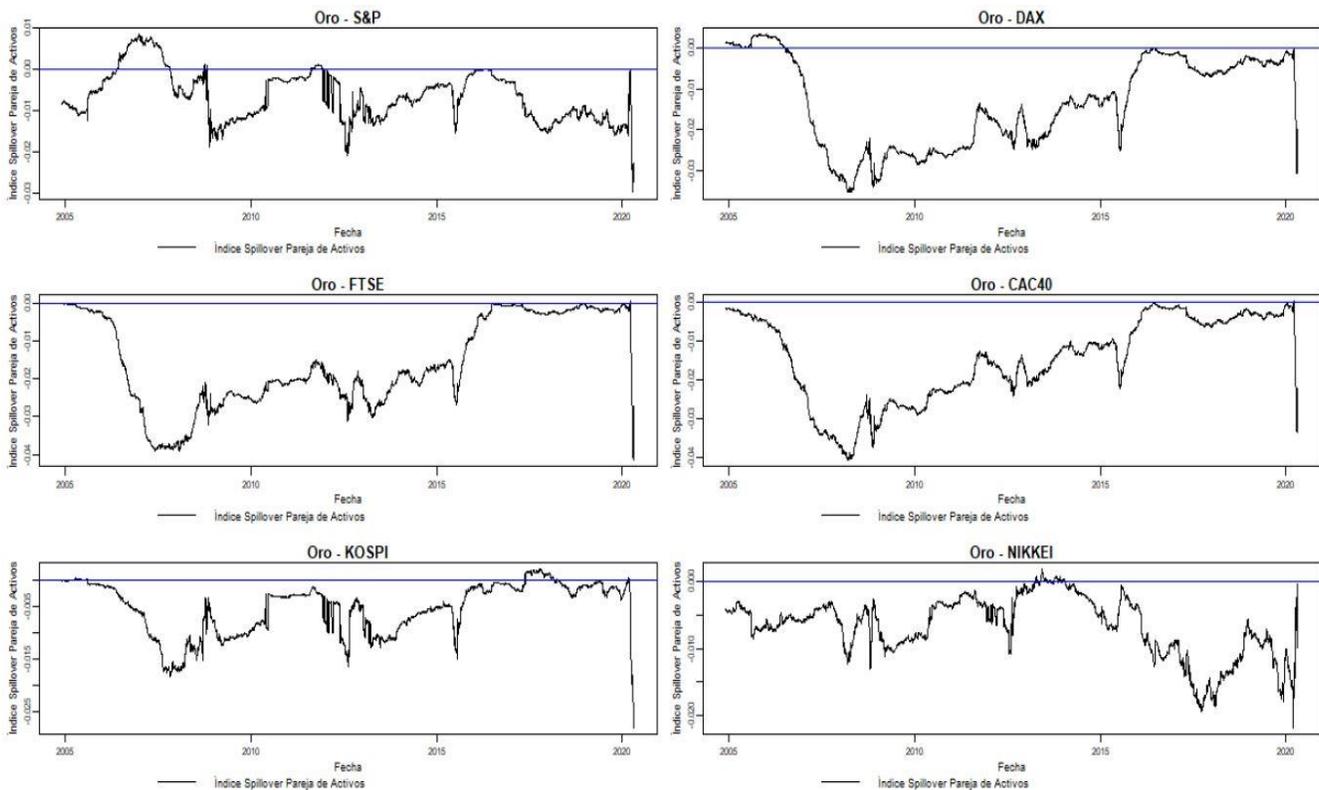
Con este trabajo aportamos la evaluación de transmisión de volatilidad por medio de spillovers de los activos refugio, adicionalmente comparamos la crisis del 2008 con la crisis del 2020, siendo

esta última un periodo de estrés financiero muy reciente y con presencia de alta volatilidad en los mercados globales.

Como principal resultado está la determinación del papel de receptores de volatilidad que tienen los activos refugio respecto a los índices globales durante el periodo estudiado. Además, identificamos que la volatilidad de los activos refugio tiende a contagiarse durante los dos periodos de crisis de la serie de tiempo (2008 y 2020), siendo el oro y los bonos estadounidenses de 2 años los activos refugio en los que los índices de spillovers caen con mayor significancia en ambas crisis, mientras que los spillovers del Brent, bonos de 10 años y el franco suizo no caen de manera significativa durante el 2020.

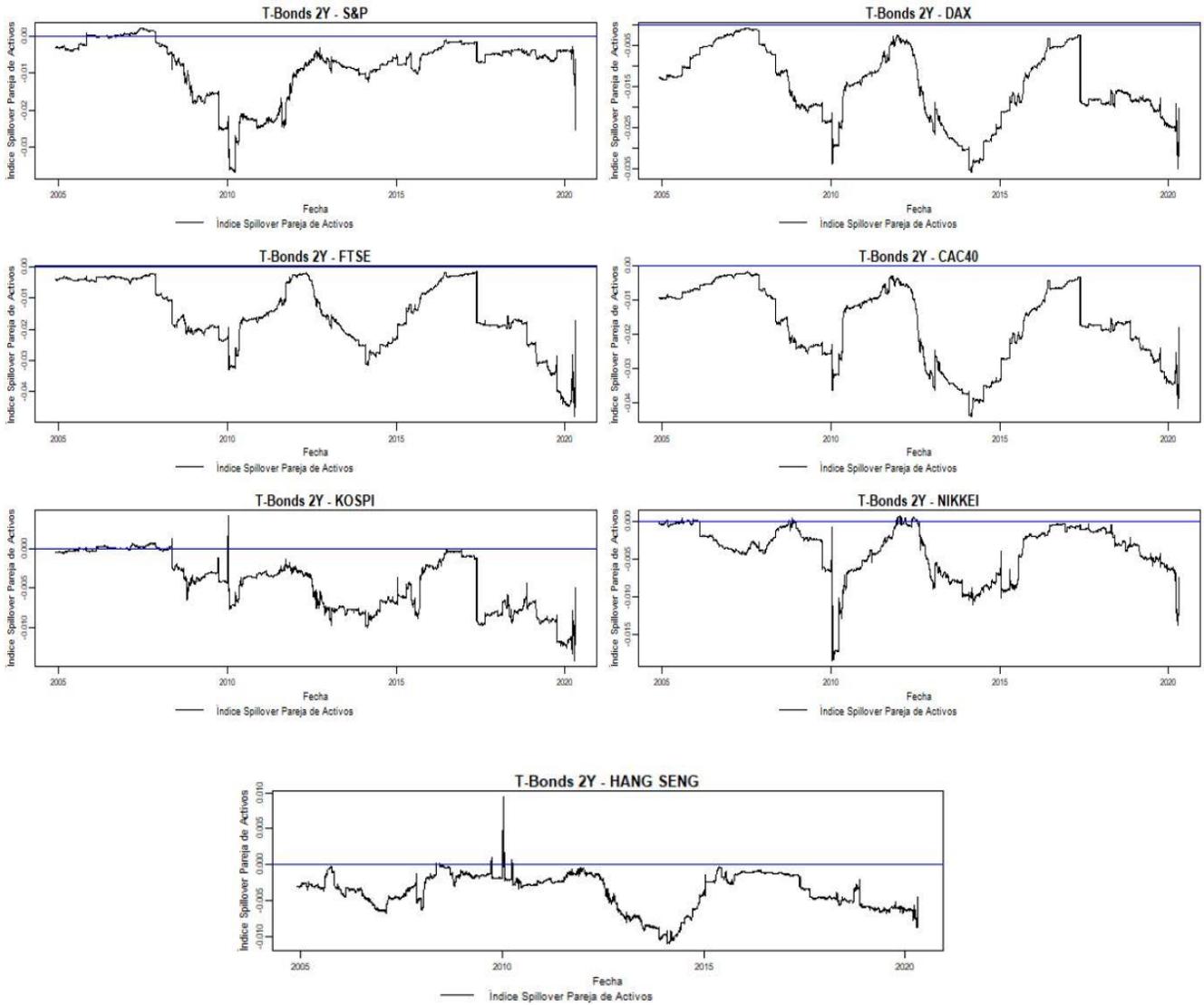
El cambio del spillover total por día de negociación durante la crisis del 2020 alcanza a ser 8,421 veces el ratio de crecimiento por día de negociación respecto a la crisis del 2008, esto se explica en el avance de la globalización del mercado financiero, lo que conlleva a una interdependencia de los mercados y a la susceptibilidad al contagio (Mondria & Quintana-Domeque, 2012). Otro resultado importante es la significancia estadística que tienen los cambios en los spillover durante los periodos de alta volatilidad. Finalmente, cabe resaltar que encontramos que durante el 2020 los spillovers netos de los índices bursátiles de China (Hang Seng Index) y Japón (Nikkei 225), cambiaron su papel de transmisores de volatilidad a receptores.

Grafica 4. Spillover de parejas de activos

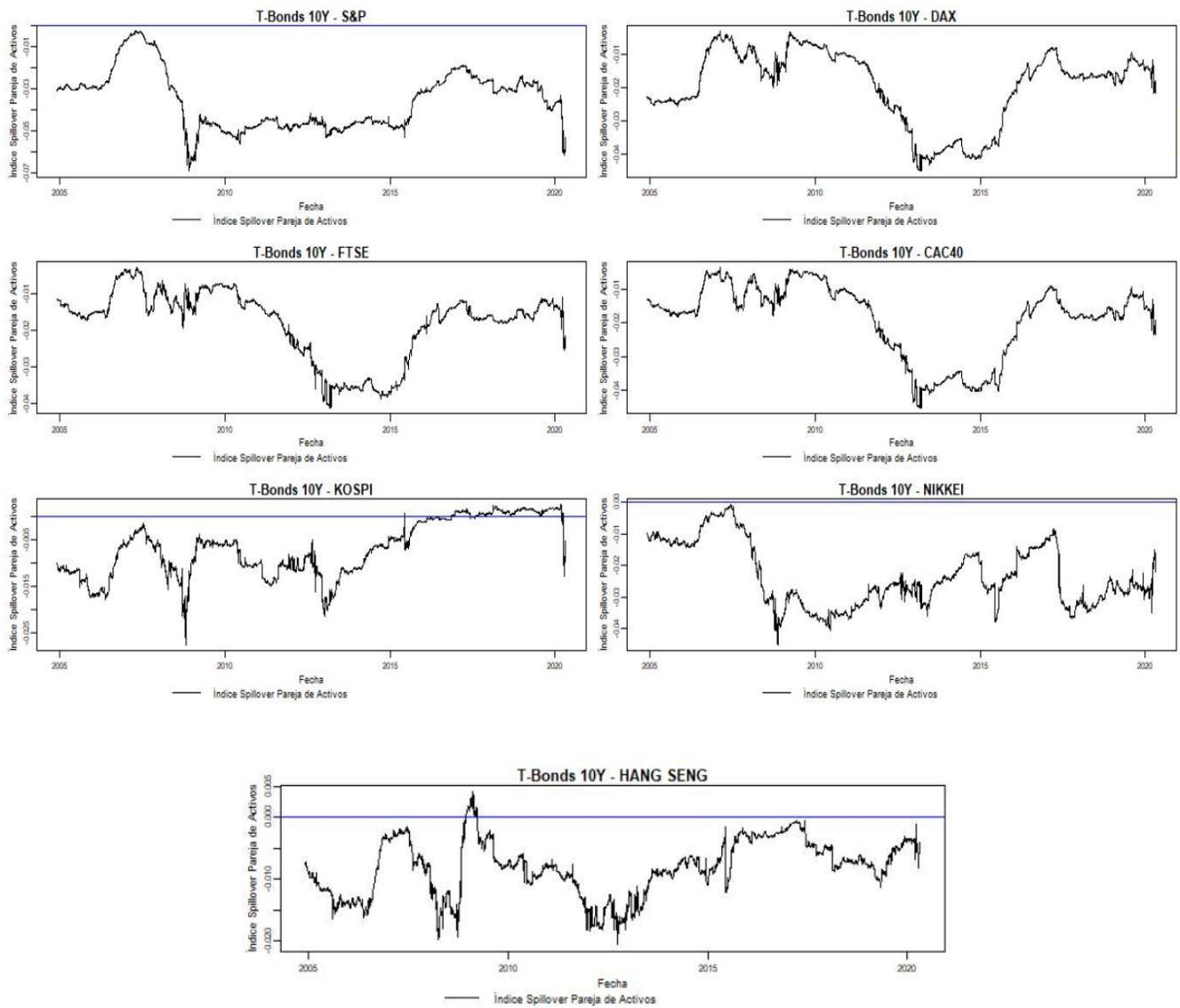




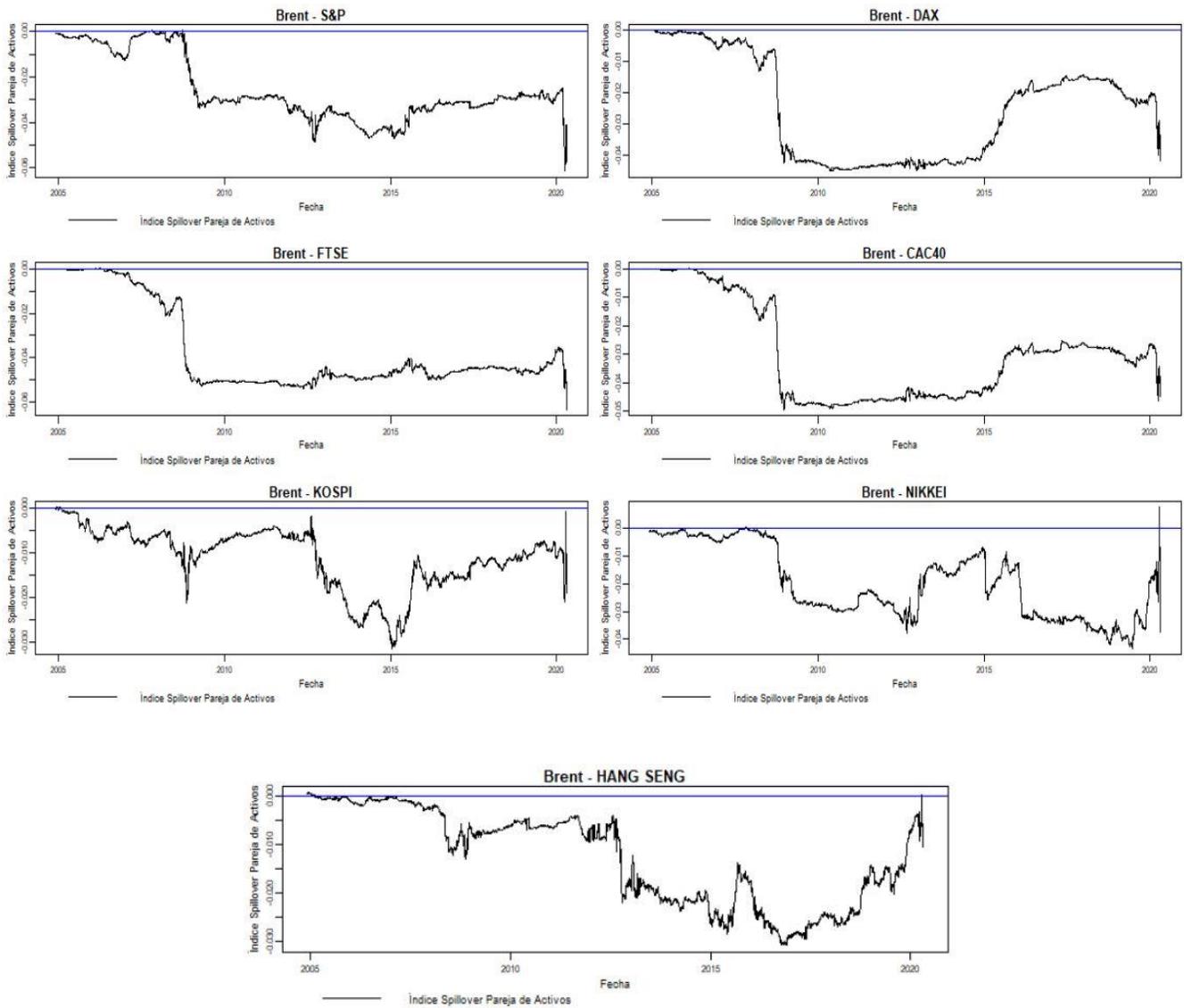
Fuente: Calculado por el Autor



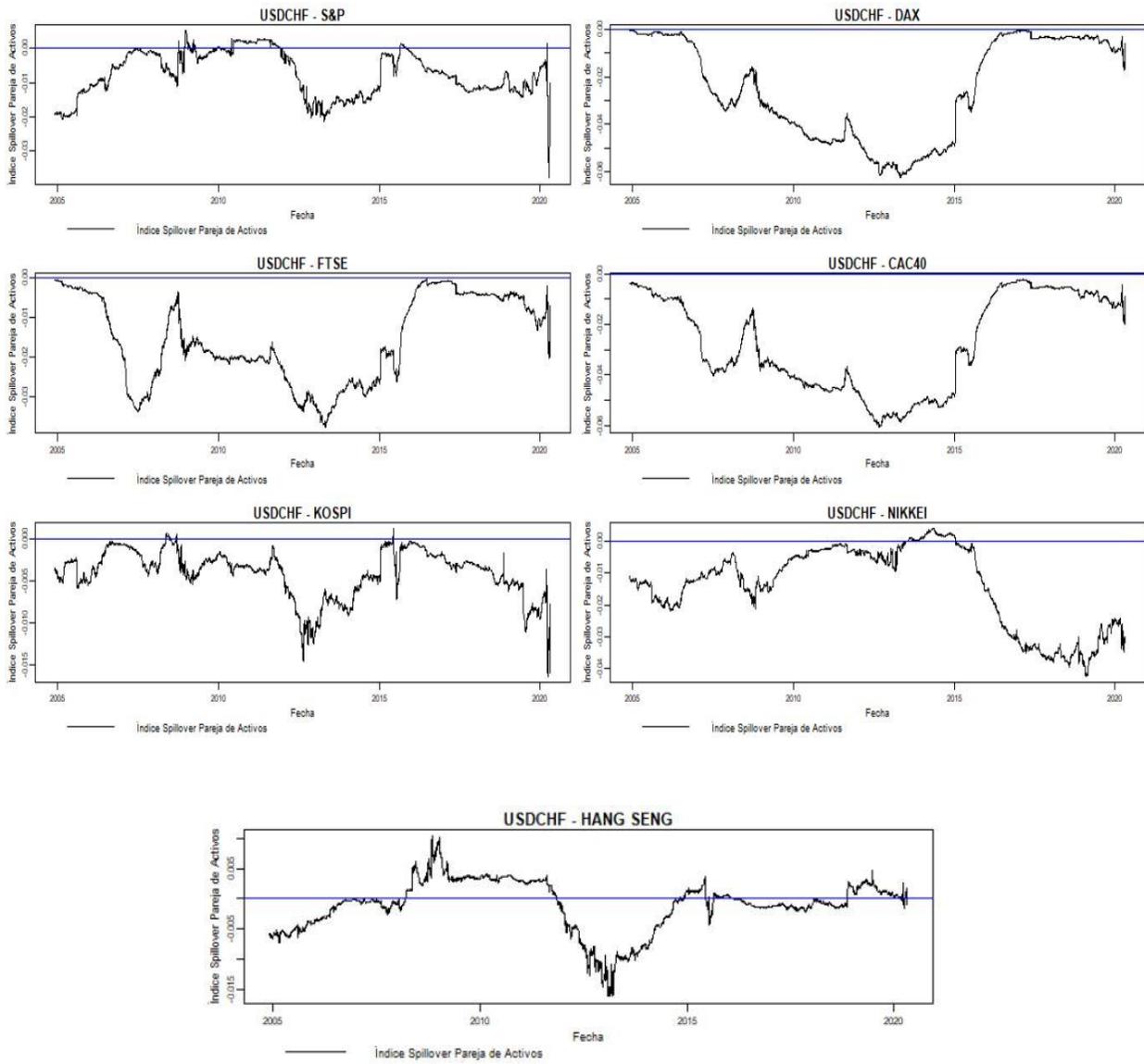
Fuente: Calculado por el Autor



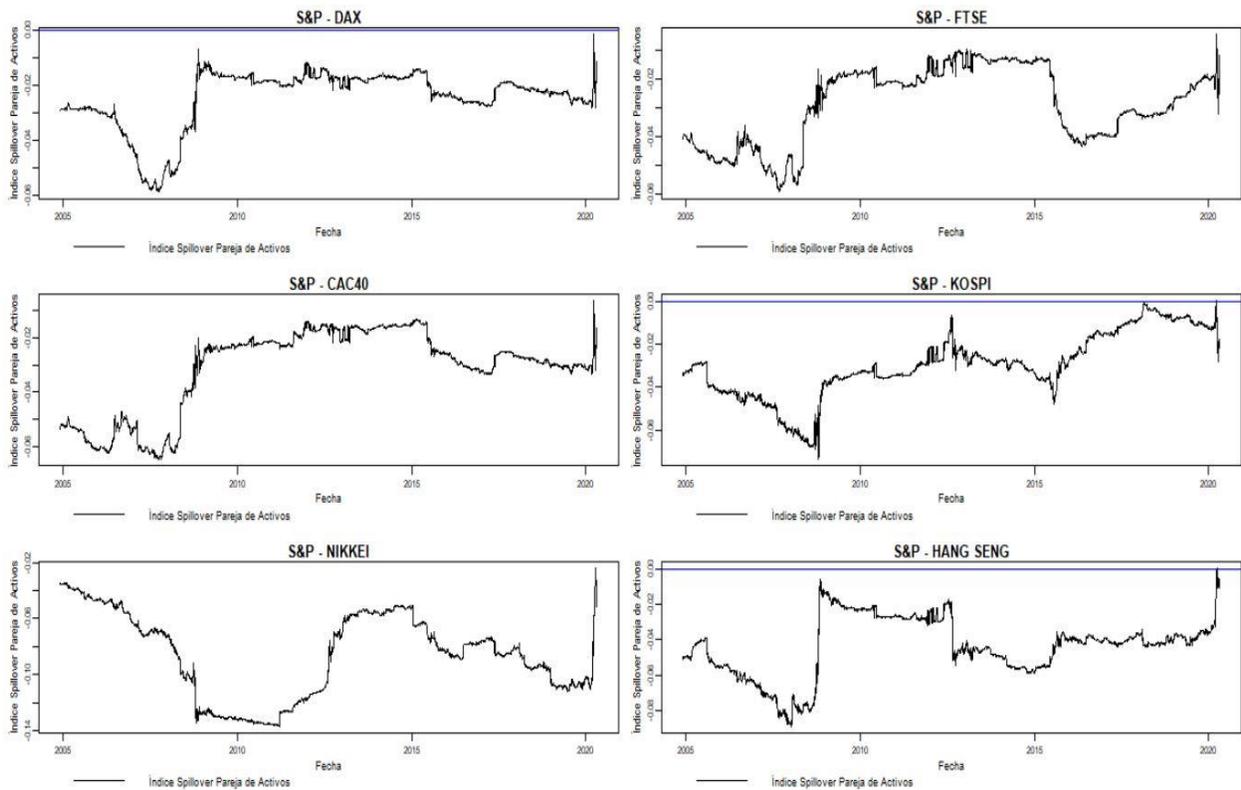
Fuente: Calculado por el Autor



Fuente: Calculado por el Autor



Fuente: Calculado por el Autor



Fuente: Calculado por el Autor

Tabla 3. Significancia estadística del cambio en los spillovers durante los periodos de estrés financiero

Oro:

	Coefficientes_2008	Coefficientes_2020	Coefficiente Mayor
S&P	-0.00918	-0.00787	> Coeficiente 2008
DAX	-0.01061	-0.00519	> Coeficiente 2008
FTSE	-0.00533	-0.01016	> Coeficiente 2020
CAC	-0.00835	-0.00826	> Coeficiente 2008
KOSPI	-0.00336	-0.01261	> Coeficiente 2020
NIKKEI	-0.00312	-0.00196	> Coeficiente 2008
HANG SENG	-0.00156	No Significativo	No Significativo

Bonos 2 Años:

	Coeficientes_2008	Coeficientes_2020	Coeficiente Mayor
S&P	-0.00608	-0.00226	> Coeficiente 2008
DAX	-0.00974	-0.00765	> Coeficiente 2008
FTSE	-0.01058	-0.01778	> Coeficiente 2020
CAC	-0.01354	-0.00904	> Coeficiente 2008
KOSPI	-0.00190	-0.00362	> Coeficiente 2020
NIKKEI	0.00154	-0.00619	> Coeficiente 2020
HANGSENG	0.00125	-0.00221	> Coeficiente 2020

Bonos 10 Años:

	Coeficientes_2008	Coeficientes_2020	Coeficiente Mayor
S&P	-0.01915	-0.01821	> Coeficiente 2008
DAX	0.00627	0.00739	> Coeficiente 2020
FTSE	0.00304	0.00377	> Coeficiente 2020
CAC	0.00552	0.00608	> Coeficiente 2020
KOSPI	0.00114	No Significativo	No Significativo
NIKKEI	-0.01229	0.00412	> Coeficiente 2008
HANGSENG	0.00710	0.00166	> Coeficiente 2008

Brent:

	Coeficientes_2008	Coeficientes_2020	Coeficiente Mayor
S&P	-0.00931	-0.01463	> Coeficiente 2020
DAX	-0.01723	-0.00679	> Coeficiente 2008
FTSE	-0.02293	-0.00321	> Coeficiente 2008
CAC	-0.02115	-0.00508	> Coeficiente 2008
KOSPI	-0.00537	No Significativo	No Significativo
NIKKEI	-0.00825	0.00780	> Coeficiente 2008
HANGSENG	-0.00392	0.01509	> Coeficiente 2020

USDCHF Franco Suizo:

	Coeficientes_2008	Coeficientes_2020	Coeficiente Mayor
S&P	0.00362	-0.00846	> Coeficiente 2020
DAX	-0.00455	0.01204	> Coeficiente 2020
FTSE	No Significativo	No Significativo	No Significativo
CAC	-0.00289	0.01084	> Coeficiente 2020
KOSPI	-0.00043	-0.00641	> Coeficiente 2020
NIKKEI	-0.00393	-0.01238	> Coeficiente 2020
HANGSENG	0.00552	0.00273	> Coeficiente 2008

Bibliografía

- Caccioli, F., Shrestha, M., Moore, C., & Farmer, J. D. (2012). Stability Analysis of Financial Contagion Due to Overlapping Portfolios, 1–25.
- David, A. C., El Harrak, M., Mills, M., & Ocampos, L. (2014). Oil Spillovers: Linkages in Petroleum Product Pricing Policies in West African Countries, *48*(2).
- Demetrio, E. (2011). Financial Globalization and its Effects on Financial Development.
- Diebold, F. X. (2014). Equity Market Spillovers in the Americas, (June).
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets, *119*, 158–171.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices.
- Flavin, T. J., Morley, C. E., & Panopoulou, E. (2014). Identifying safe haven assets for equity investors through an analysis of the stability of shock transmission. “*Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*,” *33*, 137–154.
<https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.08.001>
- Forbes, K., & Rigobon, R. (1999). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements, (July).
- Froni, C., Marcellino, M., & Stevanovic, D. (2020). Forecasting the Covid-19 Recession and Recovery: Lessons from the Financial Crisis.
- Fry-Mckibbin, R., & Hsiao, C. Y. (2018). Extremal Dependence Tests for Contagion, *37*(6), 626–649.
- Gamba-santamaria, S., Gomez-gonzalez, J. E., Hurtado-guarin, J. L., & Melo-velandia, L. F. (2017). Stock market volatility spillovers: Evidence for Latin America. *Finance Research Letters*, *20*, 207–216. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.10.001>
- Gomez-gonzalez, J. E., Hirs-garzon, J., & Sanin-restrepo, S. (2018). Dynamic relations between oil and stock markets: Volatility spillovers, networks and causality, (September).
<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.18636.05764>
- Gomez-gonzalez, S. G. J. E., Luis, J., & Fernando, H. L. (2019). Volatility spillovers among global stock markets: measuring total and directional effects, 1581–1599.
- Habib, M. M., & Stracca, L. (2015). Is There a Global Safe Haven?, 281–297.
<https://doi.org/10.1111/infi.12078>

Heymans, A., & Brewer, W. P. (2015). The Influence of Volatility Spill-Overs and Market Beta on Portfolio Construction, *18*(2), 277–290.

Jordi, M., & Climent, Q. (2012). Financial Contagio and Attention Allocation, *123*, 429–454. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02530.x>.

Nguyen, P., & Liu, W.-H. (2017). Time-Varying Linkage of Possible Safe Haven Assets: A Cross-Market and Cross-asset Analysis, (November 2016), 43–76. <https://doi.org/10.1111/ir>

Sumner, S. W., Johnson, R., & Soenen, L. (2011). Spillover effects among gold, stocks, and bonds, (1990), 106–120.

Trabelsi, N. (2018). Are There Any Volatility Spill-Over Effects among Cryptocurrencies and Widely Traded Asset Classes?, (July). <https://doi.org/10.3390/jrfm11040066>

Tronzano, M. (2020). Safe-Haven Assets, Financial Crises, and Macroeconomic Variables: Evidence from the Last Two Decades (2000 – 2018). *Journal of Risk and Financial Management*, (1989).