

BONOS VERDES Y MERCADOS FINANCIERO: ANÁLISIS DE TRANSMISIÓN DE VOLATILIDAD

Michelle Montoya Manosalvas

Trabajo de investigación 019/027

Master en Banca y Finanzas Cuantitativas

Director/a: Dra. Pilar Soriano Felipe

Universidad Complutense de Madrid

Universidad del País Vasco

Universidad de Valencia

Universidad de Castilla-La Mancha

www.finanzasquantitativas.com



VNIVERSITAT E VALÈNCIA



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

Transmisión de volatilidad entre el mercado de bonos verdes, renta fija y acciones

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN 019/

Master en banca y finanzas cuantitativas

Autor: Michelle Montoya Manosalvas

Tutor: Pilar Soriano Felipe

Año 2018-2019

Agradecimientos

Este proyecto no habría sido posible sin la ayuda de muchas personas, agradecer a Pilar Soriano, por aceptar ser mi tutora y supervisar este trabajo. Así como a David Cortés por su aportación en este trabajo.

También me gustaría dar las gracias a mi familia, el pilar fundamental de mi vida. A mis padres, Edwin y Paulina, mis ejemplos a seguir, gracias por enseñarme a no rendirme y seguir siempre adelante. A mi hermana y mejor amiga, Lesly, por hacerme ver que la vida no tiene que ser tan difícil como parece y a mi hermano Julio, por siempre animarme en todo lo que hago. Gracias por todo vuestro apoyo, comprensión y cariño.

A José, mi casualidad favorita, por ayudarme con los códigos y el formato. Gracias por haberte implicado tanto, por intentar entender y entenderme, aunque no supieras el qué o por qué. Sin todo tu apoyo y motivación este trabajo no habría sido posible.

Resumen

El crecimiento del número de inversores con un perfil medioambiental ha dado lugar al desarrollo de nuevos mercados, entre ellos el de los bonos verdes. El conocimiento de las interrelaciones y la transmisión de la volatilidad entre éste y otros mercados favorece la toma de decisiones de su integrantes y su desarrollo.

Este trabajo busca estudiar la transmisión de la volatilidad a nivel global entre el mercado de bonos verdes, de renta fija (tanto en su conjunto como segmentado en renta fija corporativa y del tesoro) y el mercado de acciones. Empleando para ello, dos metodologías diferentes: el modelo aBEKK de Kroner y Ng (1998) y el modelo econométrico introducido por Diebold y Yilmaz (2012).

Se observa que en el mercado de bonos verdes existe efectos de transmisión de la volatilidad hacia los mercados de renta fija corporativa y del tesoro, pero no de estos al de bonos verdes. Además, solo cuando se emplea la renta fija del tesoro existen efectos de transmisión hacia el mercado de acciones y viceversa.

Se aprecia que el comportamiento de la volatilidad en el mercado de bonos verdes es similar, tanto si se tiene en cuenta la renta fija corporativa como la del tesoro. En ambos casos, se ve afectado solo por su propia volatilidad directamente y por la covarianza con estos mercados, indirectamente. Mientras que el mercado de renta fija del tesoro no se ve afectada directamente por el mercado de bonos verdes, pero sí por el mercado de acciones.

Palabras clave: Bonos verdes, tesoro, renta fija corporativa, renta fija del tesoro, volatilidad, aBEKK, desbordamientos, VAR.

Abstract

The growth in the number of investors with an environmental profile has led to the development of new markets, including green bonds. The knowledge of the interrelationships and spillover volatility between this and other markets favor the decision-making of its members and their development.

This paper studies the transmission of volatility globally between the green bond market, fixed income (both as a whole and segmented in corporate and treasury fixed income) and the stock market. It has been used two different methodologies: the aBEKK model of Kroner and Ng (1998) and the economic model of Diebold and Yilmaz (2012).

It has been observed that in the green bond market there are effects of spillover volatility towards corporate and treasury fixed income markets, but there is not spillover volatility from this ones to green bonds market. In addition, only when the treasury fixed income is used in the models appears some effects of transmission to the stock market and vice versa.

In this paper is appreciated that the behavior of volatility in the green bond market is similar, whether corporate fixed income or treasury is used. In both cases, it is affected only by its own volatility directly and by covariance with these markets in a indirectly way. While the treasury fixed income market is not directly affected by the green bond market, but the stock market is affected.

Key words: Green bonds, treasury, corporate fixed income, treasury fixed income, volatility, aBEKK, spillovers, VAR

Índice

Índice	3
Índice de figuras	4
Índice de tablas	4

1	Introducción	5
2	Revisión de la literatura	7
3	Enfoque econométrico	9
3.1	GARCH multivariantes	9
3.2	Diebold y Yilmaz (2012)	13
3.2.1	Variaciones propias en la varianza	14
3.2.2	Desbordamientos totales	14
3.2.3	Desbordamientos direccionales	14
3.2.4	Efectos de desbordamiento netos	15
3.2.5	Efectos de desbordamiento netos por pares	15
4	Datos	16
5	Resultados empíricos	22
5.1	Estimación de modelos GARCH multivariantes	22
5.1.1	Tests de diagnóstico	22
5.1.2	Mercado de bonos verdes, renta fija y acciones	23
5.1.3	Mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y acciones	24
5.1.4	Mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y acciones	24
5.2	Diebold y Yilmaz (2012)	28
5.2.1	Los datos	28
5.3	Desbordamientos de la muestra completa	28
5.3.1	Gráfico de desbordamiento de la volatilidad total en la muestra dinámica	29
5.3.2	Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica	31
5.4	Gráficos de desbordamientos netos y por pares	33
6	Conclusiones	36
	Referencias	37

Índice de figuras

4.1	Precios de cierre diarios	18
4.2	Serie de rendimientos y rendimientos al cuadrado	21
5.1	Gráfico de desbordamiento de la volatilidad total en la muestra dinámica	30
5.2	Sensibilidad del índice a los retrasos del VAR	31
5.3	Sensibilidad del índice al horizonte de predicción	31
5.4	Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica	32
5.5	Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica	33
5.6	Gráficos de desbordamientos netos	34
5.7	Gráficos de desbordamientos netos por pares	35

Índice de tablas

4.1	Estadísticos descriptivos	19
4.2	Pruebas de estacionariedad	19
4.3	Matriz de correlación	19
4.4	Prueba del sesgo de Engle y Ng(1993)	20
5.1	Estadísticos de los residuos estandarizados	22
5.2	Pruebas multivariantes de los residuos estandarizados al cuadrado	22
5.3	Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija y acciones	25
5.4	Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija corporativa y acciones	26
5.5	Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija del tesoro y acciones	27
5.6	Estadísticos descriptivos de la volatilidad	28
5.7	Desbordamientos de la volatilidad	29

1 Introducción

La preocupación por el medio ambiente ha ido creciendo a lo largo de los años, sobre todo a partir de la década de los noventa, dando lugar a la creación de asociaciones y organismos que se dedican a su estudio y protección, así como a la firma de tratados y protocolos entre países a fin de proteger el medio y los recursos que nos rodean.

Este hecho, también ha trascendido al ámbito financiero, dando lugar al crecimiento de las inversiones verdes. Los inversores con un perfil medioambiental a la hora de elegir en qué instrumentos financieros van a invertir consideran el impacto negativo que las actividades de las empresas puedan tener en su entorno. Si bien existen diferentes definiciones sobre lo que un inversor considera como inversión verde, todas tienen en común que se centran en empresas que dan apoyo o proporcionan productos y prácticas que buscan conservar los recursos naturales, el uso de energías alternativas, el desarrollo de tecnologías limpias u otras prácticas respetuosas con el medio ambiente.

Las inversiones verdes forman parte de las socialmente responsable (SRI), pero son mucho más específicas. Según el Foro de Inversiones Sostenibles y Responsables (SIF) las SRI abarcan: *"las estrategias de inversión que además de criterios ambientales, tiene en cuenta criterios sociales y de gobierno corporativo (ESG) en las decisiones de inversión para generar rendimientos financieros competitivos sostenibles a largo plazo con un impacto positivo."*

Las previsiones para este tipo de inversiones son prometedoras, existiendo cada vez más instrumentos de inversión disponibles, tanto conservadores como arriesgados. Siendo las principales opciones de inversión las acciones, fondos mutuos, ETF y los bonos (Kochetygova y Jauhari, 2014).

Los bonos verdes, también conocidos como bonos climáticos, son instrumentos de renta fija que, en general, no son muy diferentes a sus homólogos convencionales, salvo en que sus ingresos se invierten exclusivamente en proyectos que generen beneficios para el medio ambiente o el clima. Su uso ayuda a satisfacer las necesidades de financiación de proyectos en energía renovable, eficiencia energética, viviendas sostenibles y otras industrias ecológicas.

Se espera que, en conjunto, estas actividades ayuden a suavizar el impacto negativo a largo plazo del cambio climático, facilitando, además, el cumplimiento del acuerdo de París de 2015 de mantener el aumento de la temperatura promedio global en menos de 2 grados centígrados, al movilizar la financiación necesaria hacia las empresas. De acuerdo con la Iniciativa de Bonos Climáticos (2018), una organización sin fines de lucro: *"movilizar los mercados de bonos como una herramienta de financiamiento de bajo costo será esencial para la realización de una economía baja en carbono y resistente al clima."*

Desde la emisión de los primeros bonos considerados como verdes, en 2007, los Bonos de Concienciación Climática del Banco Europeo de Inversiones (BEI), este mercado no ha dejado de crecer. Un aspecto clave que impulsó su desarrollo fue la publicación en enero de 2014 (actualizada en 2018), de los Principios de Bonos Verdes (GBP) por parte de la Asociación Internacional del Mercado de Capitales (ICMA). Estos principios tienen como objetivo promover la integridad en el desarrollo de este mercado, al proporcionar a los inversores orientación sobre la composición de las inversiones y facilitar la disponibilidad de información para que puedan evaluar el impacto ambiental de lo que están financiando. Además, presentan también ventajas para los emisores, al facilitar el acceso a una base de inversores más amplia, al tiempo que les permiten señalar de forma más clara los objetivos de sostenibilidad de sus proyectos.

Según el último informe de Iniciativa de Bonos Climáticos (2018) el mercado de bonos verdes etiquetados alcanzó los 167.6 mil millones de dólares en 2018, siendo los principales países emisores de este tipo de bonos: Estados Unidos, China y Francia, seguidos de Alemania, Países Bajos, Suecia, España, Canadá y México. La mayor parte de las emisiones proceden de países desarrollados, ya que las emisiones de los mercados emergentes, salvo China, siguen siendo bastante pequeñas en comparación con el volumen global.

Sus principales emisores son entidades del sector privado, público y entidades supranacionales, principalmente en USD y EUR. La mayor parte, tienen un plazo promedio comprendido entre los 5 y 10 años; hasta 2018, año en el que los bonos con una duración inferior a los 5 años los superaron, debido, principalmente, al incremento de la emisión de los bancos comerciales que tienden a emitir mayoritariamente bonos con un plazo más corto.

Las perspectivas sobre el futuro de este mercado son alentadoras, se espera que siga creciendo, alcanzando los 250 mil millones de dólares en 2019. En este sentido, resulta beneficioso el incremento de los fondos de bonos verdes, así como la mayor conciencia que existe por parte de emisores, inversores y gobiernos de incrementar la financiación climática y medioambiental a fin de frenar el cambio climático y mejorar el entorno.

El continuado crecimiento de este mercado ha hecho necesario su estudio y comprensión, tanto a nivel individual (el propio mercado) como a nivel global (cómo se comporta en relación con otros mercados financieros). A fin de obtener más información sobre las características de riesgo y rendimiento de este mercado, así como sobre su comportamiento y los posibles beneficios procedentes de la diversificación al utilizar este tipo de bonos en una cartera de inversión.

En este documento, se busca estudiar la transmisión de la volatilidad a nivel global entre el mercado de bonos verdes, de renta fija (tanto en su conjunto como segmentado en renta fija corporativa y del tesoro) y el mercado de acciones. Se consideran estos mercados. debido a que es probable que las carteras de los inversores verdes estén compuestas por bonos verdes e instrumentos financieros negociados en estos mercados. Para ello, se emplearán dos metodologías diferentes: un modelo multivariante de heterocedasticidad condicional auto-regresiva (GARCH) y el modelo econométrico introducido por Diebold y Yilmaz (2012).

Los datos empleados para llevar a cabo este estudio se corresponden con series temporales de los precios de cierre diarios de cinco índices, que representan cada uno de los mercados objeto de estudio, el índice global de bonos verdes Barclays MSCI (representativo del mercado de bonos verdes), el índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija corporativa), el índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global (renta fija del tesoro), el índice Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija total), y el índice el Mundial MSCI (mercado de acciones) para el periodo de octubre de 2014 a abril de 2019.

Este trabajo contribuye a la literatura existente, ampliando el conocimiento acerca del comportamiento y transmisión de volatilidad entre el mercado global de bonos verdes y los mercados globales de renta fija y de acciones. La dinámica que muestran los rendimientos y volatilidades, las correlaciones y los efectos secundarios de la volatilidad entre los mercados objeto de estudio determinarán las oportunidades de inversión y posibles ganancias que los inversores pueden conseguir gracias a la diversificación y cobertura de sus carteras. Lo que es de interés, ya que los bonos verdes se presentan como una opción de inversión nueva que puede ayudar a satisfacer las crecientes demandas de sostenibilidad y la inversión socialmente responsable.

Este documento se organiza de la siguiente forma: en la sección 2, se hace una revisión de la literatura sobre los trabajos realizados en este ámbito. En la sección 3, se describe los dos enfoques econométricos empleados. En la sección 4, se describen los datos utilizados para los distintos mercados. En la sección 5, se presenta los resultados empíricos obtenidos por ambas metodologías. Y por último, en la sección 6 se resume los resultados y concluye el documento.

2 Revisión de la literatura

A lo largo de los años muchas han sido las investigaciones dentro del campo de las inversiones consideradas como verdes. Un tema muy debatido ha sido intentar determinar si incluir aspectos ambientales empeora o no el desempeño financiero.

Por una parte, existen trabajos más antiguos que defienden que incluirlos afectan de forma negativa a la rentabilidad. Como en Friedman (1962) que defiende que traen consigo costes que no son cubiertos con las posibles ganancias o Bragdon y Marlin (1972) que establecen que las empresas al mejorar las externalidades que surgen como consecuencia de su actividad, aumentan los costes de la operación, perjudicando así su rendimiento. Por otra, hay estudios más recientes que muestran lo contrario, Derwall et al. (2005) establecen que el estilo de inversión, la sensibilidad del mercado y los factores específicos de la industria no son suficientes para explicar el diferencial de rendimiento superior que ofrecen carteras de inversión socialmente responsable (SRI), por lo que, estos tienen que ser consecuencia del tipo de inversión. En la misma línea se encuentra Montabon et al. (2007) que demuestran relaciones significativas entre las prácticas de gestión ambiental y los rendimientos.

Otros trabajos se han centrado en examinar si existen diferencias entre el rendimiento de inversiones en fondos de inversión verdes y convencionales. Climent y Soriano (2011) emplean el modelo de los cuatro factores de Carhart (1997) para evaluar el desempeño de fondos socialmente responsables, verdes y convencionales de EE.UU. Encontrando que, si se considera el periodo más reciente, el rendimiento de los fondos verdes no es estadísticamente diferente de los fondos socialmente responsables y convencionales. En la misma línea se encuentran los estudios de Chung et al. (2012) y Muñoz et al. (2014).

Algunos trabajos han investigado sobre las características del riesgo y rendimientos de los instrumentos financieros de las inversiones verdes. En esta dimensión encontramos trabajos como: Ortas y Moneva (2013) que miden el desempeño financiero de 21 índices de tecnología limpia (CT), encontrando que estos tienen un mayor riesgo y rendimiento que los índices convencionales; Sadorsky (2012a), que investiga los determinantes del riesgo de las empresas de energía renovable, encontrando, entre otras cosas, que el precio del petróleo tiene un impacto positivo en el riesgo de la compañía. Investigaciones similares se encuentran en los trabajos de Henriques y Sadorsky (2008) y Broadstock et al. (2012).

Este trabajo se centrará en los bonos verdes. En particular, como ya se ha mencionado anteriormente, se busca estudiar la transmisión de volatilidad entre el mercado global de bonos verdes, de renta fija (tanto en su conjunto como distinguiendo entre renta fija corporativa y del tesoro), y el mercado global de acciones. Según Fleming et al. (1998), dos son las principales formas en la que surgen vínculos de volatilidad entre acciones y bonos. La primera de ellas, es por medio de información común que afecta a ambos mercados a la vez y la segunda, debido al desbordamiento de información que da lugar a que shocks en un mercado puedan generar cambios en otros.

Existen muchos estudios sobre la relación entre los rendimientos y las volatilidades tanto en los mercados internacionales de renta variable (cabe destacar Theodossiou y Lee (1993) y Lin et al. (1994)), como en los mercados de bonos (Skintzi y Refenes (2006)). Estos proporcionan una visión restringida al no tener en cuenta la interacción de ambos mercados. En este sentido, cabe destacar el trabajo de Kim et al. (2006), quienes documentaron un patrón de contagio unidireccional entre acciones y bonos europeos, que implica que shocks en la volatilidad de los bonos causan volatilidad en las acciones, pero no a la inversa. Similarmente, Dean et al. (2010) recogen varias explicaciones para la existencia de efectos de desbordamiento y asimetrías en los rendimientos y la volatilidad entre los mercados de acciones y bonos, entre ellas: que sean activos sustitutivos, por lo que shocks positivos en los rendimientos se contagiaran en forma de rendimientos negativos en el otro mercado; el efecto contagio que hace que noticias negativas en un mercado se transmitan al otro con independencia de fundamentos teóricos; o cambios en la demanda de cobertura, es decir, variaciones en los precios hacen modificar la posición de los coberturistas en los mercados para mantener su ratio de cobertura.

Menos han sido los trabajos en estos mercados que hayan tenido en cuenta criterios verdes. En el mercado de acciones, Sadorsky (2012b) y Zhang et al. (2017) estudian la transmisión de la volatilidad entre el mercado de acciones verdes y otros sectores, como el mercado de acciones convencional, el del petróleo o el carbón, encontrando relaciones y dependencias entre ambos mercados. En el mercado de bonos verdes, Pham (2016) emplea modelos GARCH univariantes y el DCC-GARCH, para estudiar la volatilidad del mercado de bonos verdes y su relación con el mercado de bonos convencionales, Flaherty et al. (2016) estudian su utilidad para financiar el cambio climático; Kochetygova et al. (2014) y Ehlers y Packer (2017) analizan el mercado de bonos verdes, sus características y su posible evolución futura; y Bakshi A. y Preclaw R. (2015) y Zerbid (2019) examinan la idea de la existencia de una prima en los bonos verdes.

Tampoco existe mucha literatura que abarque la relación existente entre el mercado de bonos verdes, renta fija y acciones, siendo la principal investigación la de Reboredo(2018). Este autor examina, mediante el empleo de cópulas, el movimiento conjunto entre el mercado global de bonos verdes, renta fija corporativa, renta fija del tesoro, acciones y materias primas energéticas. Sus resultados muestran que el mercado de bonos verdes, el corporativo y del tesoro, se mueven conjuntamente tanto en promedio como en la cola de su distribución, por lo que los bonos verdes no tienen efectos de diversificación para los inversores en los mercados de renta fija corporativa y del tesoro. Encuentra también que los precios de los bonos verdes se mueven débilmente con los mercados de acciones, mostrando una dependencia débil en la cola de distribución e independencia con el mercado de materias primas de energía.

Empleando sus mismos datos, salvo los referentes al mercado de materias primas energéticas, pero ampliando la muestra y añadiendo un índice para el mercado de renta fija total (índice Bloomberg Barclays Agregado Global), este trabajo se centrará en estudiar, primero, la transmisión de volatilidad entre el mercado global de bonos verdes, renta fija total y bursátil. Para después distinguir entre renta fija global corporativa y del tesoro, a fin de analizar con más detalle las posibles relaciones existentes entre los mercados.

Con este estudio se pretende determinar cómo cambios en la volatilidad y su impacto desfasado en un mercado puede generar volatilidad tanto en el propio mercado, como en otros. El interés por analizar la magnitud de estos efectos sobre los rendimientos a través del tiempo y entre mercados es importante, ya que tiene consecuencias en la gestión del riesgo de las inversiones, así como en decisiones de política reguladora. Además, sirven como base para el desarrollo de modelos de valoración de activos y productos derivados, predicción de precios futuros o diseño de estrategias de cobertura.

Para estudiar la transmisión de la volatilidad a nivel global entre los mercados objetivo se emplea, por una parte, modelos multivariantes GARCH, una familia de modelos estadísticos propuestos, en origen, por Engle (1982) y generalizados por Bollerslev (1986), que han sido muy empleados en el estudio de la volatilidad de series financieras. Concretamente, se emplean el modelo BEKK con asimetrías.

Chulia y Torró (2008), establecen que al estudiar las relaciones dinámicas entre la volatilidad de índices de renta fija y bursátiles hay que tener en cuenta las posibles asimetrías en volatilidad y covarianza que puedan existir. Donde la asimetría en volatilidad hace referencia a que shocks inesperados negativos aumentan la volatilidad más que shocks inesperados positivos del mismo tamaño.

A lo largo de los años mucha ha sido la literatura que ha estudiado los efectos asimétricos, empezando por Black (1976). En esta línea se encuentran los trabajos de Kroner y Ng (1998), que por medio de un modelo GARCH bivariante muestran que la matriz de covarianza de los rendimientos de las acciones de empresas grandes y pequeñas es asimétrica con respecto al signo de los shocks producidos y Cappiello et al.(2006) que identifican efectos asimétricos en la matriz de covarianza del rendimiento global de acciones y bonos.

Por otra parte, se utilizará el procedimiento econométrico introducido por Diebold y Yilmaz (2012), que proporciona una medida de desbordamiento de volatilidad total y direccional, basada en la descomposición de la varianza del error de predicción obtenida de los vectores autorregresivos generalizados (VAR) de forma que esta es invariante al ordenamiento de las variables.

Con ambos métodos se pretende dar una visión completa de las relaciones existentes entre los mercados utilizados, en cuanto a volatilidad se refiere.

3 Enfoque econométrico

Para analizar las interrelaciones entre los distintos mercados se analizarán tres casos, uno más general, el mercado global de bonos verdes, convencionales y bursátil, y dos más específicos distinguiendo entre bonos corporativos y del tesoro. Para ello, se va a emplear dos modelos econométricos distintos a fin de obtener una visión completa sobre el comportamiento de la volatilidad en estos mercados. Por una parte, un modelo multivariante GARCH y por otra, el procedimiento econométrico introducido por Diebold y Yilmaz (2012).

3.1. GARCH multivariantes

La modelización y medición de la volatilidad es importante en el ámbito financiero. Desde la aparición de los modelos de heteroscedasticidad condicional autoregresiva (ARCH), propuestos por Engle (1982) y la posterior generalización de Bollerslev (1986) permitiendo una mayor flexibilidad en la estructura de los retardos, muchas han sido las ampliaciones y extensiones propuestas. Los modelos GARCH permiten explicar el comportamiento y persistencia de la volatilidad a lo largo del tiempo, agrupamientos de volatilidad, así como posibles asimetrías.

La necesidad de comprensión y predicción de las relaciones entre los momentos de segundo orden de diferentes series temporales financieras dio lugar al desarrollo de los modelos GARCH multivariantes. Estos modelos permiten interacciones dentro de la media y varianza condicional de los rendimientos de dos o más series, por lo que es uno de los principales métodos empleados para estudiar las relaciones existentes en las volatilidades entre distintos mercados. Ejemplo de ello, son el trabajo de Karolyi(1995) donde se emplean para examinar la estructura de la dinámica de corto plazo de los rendimientos y las volatilidades de las acciones negociadas en la bolsa de Tokio y de Nueva York o Sadorsky(2012b) para analizar los efectos de la volatilidad entre los precios del petróleo y de las acciones de las compañías de energía limpia y de tecnología.

Además, estos modelos se emplean en diversas tareas de diferentes áreas financieras, como la valoración de activos, selección de carteras, estimación de índices de cobertura o la gestión de riesgos. Por ejemplo, Bollerslev et al. (1988) introdujeron en el modelo de valoración de activos CAPM covarianzas condicionales de los retornos de los activos cambiantes en el tiempo o Kroner y Claessens (1991) calcularon carteras de coberturas dinámicas óptimas de deuda en varias monedas.

Debido a que el interés principal de esta investigación es estudiar la transmisión de volatilidad entre distintos mercados es necesario el empleo de modelos multivariantes GARCH. Cuatro de ellos, el VECH, DVECH, Correlación Condicional Constante (CCC), y el modelo BEKK son los más empleados en la literatura. Cada uno de ellos imponen diferentes restricciones en la varianza condicional. Aunque, el modelo VECH (Bollerslev et al 1988) es bastante flexible, diversas restricciones se tienen que cumplir para asegurar que la matriz de varianza covarianza sea semidefinida positiva. Además el número de parámetros a estimar es elevado a menos que el número de variables sea pequeño. En la práctica, en general, se emplea en el caso de dos variables. Para solucionarlo, Bollerslev et al. (1988) simplifican el anterior modelo dando lugar al llamado DVECH. Sin embargo, este no permite interacciones entre los distintos mercados. Bollerslev (1990) propuso el modelo CCC, pero diversos estudios(ver Login y Solnik (1995)) muestran que el supuesto de Correlación Condicional Constante es violado en muchos mercados. Por lo que el modelo BEKK (Engle y Kroner (1995)) y su versión asimétrica (Kroner y Ng (1998)) son los que más se adecuan a los objetivos de este trabajo, debido a que se reduce el número de parámetros con respecto al VECH y se garantiza que la matriz de covarianzas sea semidefinida positiva. Además, en el modelo asimétrico se elimina la restricción de estructura simétrica de la matriz de varianzas-covarianzas y se considera que las innovaciones tienen un comportamiento asimétrico en

la volatilidad de las series que forman el modelo. Esto permite tener en cuenta la evidencia empírica de que las innovaciones que dan lugar a rendimientos negativos incrementan la volatilidad en mayor medida que las que ocasionan rendimientos positivos.

El modelo econométrico empleado tiene dos partes. Primero, los rendimientos de los mercados se modelizan a través de un VAR¹ para eliminar cualquier comportamiento de autocorrelación entre las series. Segundo, se emplean esos residuos para estimar los modelos GARCH multivariantes.

Las ecuaciones de la media condicional se definen como un VAR(1)². El número de retardos es elegido empleando el criterio de información de Akaike (AIC).

$$R_t = \mu + \beta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde R_t es el vector de rendimientos diarios en los tres mercados en el momento t , μ es un vector de constantes, ε_t es un vector de innovaciones y β es una matrix 3×3 de parámetros.

La ecuación (1), describe los rendimientos de los mercados de bonos verdes ($R_{v,t}$), renta fija total ($R_{f,t}$), corporativa ($R_{c,t}$) o del tesoro ($R_{ts,t}$), en cada caso, y el mercado de acciones ($R_{a,t}$) como un VAR(1)² en la que la media condicional en cada mercado es función de una constante, su rendimiento propio pasado y los rendimientos pasados de los otros dos mercados.

Los residuos obtenidos en este modelo, son utilizados para la estimación de la ecuación de la varianza-covarianza. Se asume que estos siguen una distribución condicional normal multivariante:

$$\varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

donde H_t es la matriz de la covarianza condicional.

Para la modelización H_t se emplea el modelo trivariante BEKK asimétrico de Kroner y Ng (1998). El modelo aBEKK se representa como:

$$H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

Donde

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix}, \quad C = \begin{bmatrix} c_{11,t} & 0 & 0 \\ c_{21,t} & c_{22,t} & 0 \\ c_{31,t} & c_{32,t} & c_{33,t} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} a_{11,t} & a_{12,t} & a_{13,t} \\ a_{21,t} & a_{22,t} & a_{23,t} \\ a_{31,t} & a_{32,t} & a_{33,t} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} b_{11,t} & b_{12,t} & b_{13,t} \\ b_{21,t} & b_{22,t} & b_{23,t} \\ b_{31,t} & b_{32,t} & b_{33,t} \end{bmatrix}, \quad G = \begin{bmatrix} g_{11,t} & g_{12,t} & g_{13,t} \\ g_{21,t} & g_{22,t} & g_{23,t} \\ g_{31,t} & g_{32,t} & g_{33,t} \end{bmatrix}, \quad \eta_{t-1} = \begin{bmatrix} \max(0, -\varepsilon_{1,t-1}) \\ \max(0, -\varepsilon_{2,t-1}) \\ \max(0, -\varepsilon_{3,t-1}) \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde H_t es una matriz 3×3 de varianzas covarianzas, ε_{t-1} es un vector 3×1 que contiene los errores obtenidos la modelización de la media, ecuación ((1)) y C, B, A, G son matrices 3×3 de parámetros, donde C es triangular inferior, B recoge cómo el nivel de la varianza condicional se relacionan con las varianzas condicionales pasadas, A los efectos de los shocks pasados en la volatilidad actual y G cualquier asimetría en varianzas y covarianza a través de la definición de η_{t-1} .

En su modelo, Kroner y Ng (1998) identifican tres formas de comportamiento asimétrico en la matriz de covarianza condicional: variación asimétrica propia si $h_{ii,t}$ la varianza condicional de $\varepsilon_{i,t}$ es afectada por el signo de la innovación en $R_{i,t-1}$; variación asimétrica cruzada, si $h_{ii,t}$ es afectada por el signo de la innovación de $R_{j,t-1}$; y covarianza asimétrica si $h_{ij,t}$, la covarianza condicional, es afectada por el signo de la innovación de $R_{i,t-1}$ o $R_{j,t-1}$.

¹El test de Johansen (1988) indica que no existe cointegración entre las series en ninguno de los tres casos.

²En el caso del mercado global de bonos verdes, corporativos y bursátil VAR(4)

En este modelo se puede extender la varianza condicional para cada ecuación de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
h_{11,t} = & c_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} + b_{31}^2 h_{33,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + 2b_{11}b_{31}h_{13,t-1} \\
& + 2b_{21}b_{31}h_{23,t-1} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + a_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2a_{11} a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{11} a_{31} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} \\
& 2a_{21} a_{31} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + g_{11}^2 \eta_{1,t-1} + g_{21} \eta_{2,t-1}^2 + g_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2g_{11}g_{21}\eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} + 2g_{11}g_{31}\eta_{1,t-1}\eta_{3,t-1} \\
& + 2g_{21}g_{31}\eta_{2,t-1}\eta_{3,t-1}
\end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
h_{22,t} = & c_{12}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} + b_{32}^2 h_{33,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + 2b_{12}b_{32}h_{13,t-1} \\
& + 2b_{22}b_{32}h_{23,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + a_{32}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2a_{12} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{12} a_{32} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} \\
& + 2a_{22}a_{32}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + g_{12}^2 \eta_{1,t-1}^2 + g_{22}^2 \eta_{2,t-1}^2 + g_{32}^2 \eta_{3,t-1}^2 + 2g_{12}g_{22}\eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} + 2g_{12}g_{32}\eta_{1,t-1}\eta_{3,t-1} \\
& + 2g_{22}g_{32}\eta_{2,t-1}\eta_{3,t-1}
\end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
h_{33,t} = & c_{13}^2 + c_{23}^2 + c_{33}^2 + b_{13}^2 h_{11,t-1} + b_{23}^2 h_{22,t-1} + b_{33}^2 h_{33,t-1} + 2b_{13}b_{23}h_{12,t-1} + 2b_{13}b_{33}h_{13,t-1} \\
& 2b_{23} b_{33} h_{23,t-1} + a_{13}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{23}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + a_{33}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2a_{13}a_{23}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2a_{13}a_{33}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\
& + 2a_{23}a_{33}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + g_{13}^2 \eta_{1,t-1}^2 + g_{23}^2 \eta_{2,t-1}^2 + g_{33}^2 \eta_{3,t-1}^2 + 2g_{13}g_{23}\eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} + \\
& + 2g_{13}g_{33}\eta_{1,t-1}\eta_{3,t-1} + 2g_{23}g_{33}\eta_{2,t-1}\eta_{3,t-1}
\end{aligned} \tag{6}$$

Cada una de estas ecuaciones muestra como se transmiten los shocks y la volatilidad entre los mercados y en el tiempo. En las ecuaciones de la varianza, los parámetros c_{ij} , b_{ij} y a_{ij} , (para $i = 1, 2, 3$ y $j = 1, 2, 3$) no representan el impacto de los diferentes términos retrasados de H_t , por lo que no pueden ser interpretados individualmente de forma directa. Por ello, se van a interpretar las funciones no lineales de los parámetros que forman los términos constantes y acompañan los coeficientes retrasados de la varianza, covarianza y los términos de error que aparecen en las ecuaciones (4),(5) y (6).

El cálculo del valor esperado de las variables aleatorias de estas funciones no lineales, siguiendo a Kearney y Patton (2000), se obtienen como los valores esperados de los parámetros, si se supone que las variables estimadas son insesgadas, y sus errores estándar mediante una aproximación de Taylor de primer orden de la función alrededor de su media, con lo que se consigue linealizar la función y estimar su error estándar, empleando la matriz de varianzas-covarianzas de los parámetros junto con su media y el vector de errores estándar.

El valor esperado y los errores estándar de las funciones no lineales son necesarias para poder realizar pruebas de significatividad que ayuden a la interpretación de los parámetros de dichas funciones.

El modelo se estima maximizando la función de log-verosimilitud de la distribución conjunta de las innovaciones que se supone normal. Asumir normalidad tiene la ventaja de que permite obtener estimadores consistentes y asintóticamente normales.

La función de verosimilitud en el periodo t tiene la siguiente forma:

$$(\theta) = -\frac{Tk}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \left(\log |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \right) \quad (7)$$

Donde T es el número de observaciones, N es el número de variables del sistema, θ representa el vector de parámetros y H_t es la matriz de covarianza condicional de los residuos.

Para la maximización de la función de log-verosimilitud condicional se emplean técnicas de maximización numéricas, el algoritmo simplex y Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS), descrito en Press et. al., (2007). El algoritmo simplex se utiliza para proporcionar las estimaciones iniciales de los parámetros para el algoritmo BFGS, el cual proporciona las estimaciones de los parámetros finales junto con su correspondiente matriz de varianza-covarianza.

La estimación del modelo (ecuaciones (1) y (3)), se realiza mediante cuasi-maxima verosimilitud. Bollerslev y Wooldridge (1992) muestran que los errores estándar calculados con este método son robustos, incluso cuando se viola el supuesto de normalidad en las innovaciones.

3.2. Diebold y Yilmaz (2012)

Otra forma de medir los desbordamientos de volatilidad entre activos individuales, carteras de activos o mercados, es a través de la medida propuesta por Diebold y Yilmaz (2009) basada en la descomposición de la varianza del error de predicción que se obtiene de los vectores autorregresivos (VAR). Sin embargo, ésta presenta limitaciones, ya que se basa en la factorización de Cholesky para la identificación del VAR, por lo que los resultados están condicionados al orden de las variables. Además, solo tiene en cuenta los efectos secundarios totales (desde/hacia cada mercado i , a/de todos los demás mercados agregados a través de i) y no los efectos indirectos direccionales de un determinado mercado (desde/hacia un mercado en particular).

Para intentar dar solución a estas limitaciones Diebold y Yilmaz (2012) extienden su modelo empleando vectores autorregresivos generalizados en la descomposición de la varianza del error de predicción, de forma que ésta es invariante al ordenamiento de las variables, y proponen medidas de desbordamiento total y direccional.

Esta se ha empleado en diversos estudios como en Antonakakis et al. (2013), donde se analiza los efectos indirectos del diferencial de rendimiento de los bonos soberanos entre los países de la zona euro durante la crisis financiera mundial y la zona euro o Wang et al. (2016) en el que se estudian los efectos indirectos de la volatilidad en los mercados de acciones, bonos, futuros de materias primas de China y su evolución de 2005 a 2015. Esta metodología considera como punto de partida una covarianza estacionaria de N variables VAR(p), en nuestro caso tres:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Phi x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde

$$\varepsilon_t \sim N\left(0, \Sigma\right) \quad (9)$$

es un vector de errores independientes e idénticamente distribuidos.

Su representación en forma de media móvil viene dada por:

$$x_t = \sum_{i=1}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (10)$$

donde A_i es una matriz 3×3 de coeficientes estimados a través de la siguiente recursión:

$$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p} \quad (11)$$

con A_0 matriz identidad $N \times N$ y $A_i = 0$ para $i < 0$.

Los coeficientes de la media móvil (o las transformaciones como las funciones de respuesta de impulsos o descomposiciones de la varianza) son determinantes a la hora de comprender la dinámica del sistema. Se opta por las descomposiciones de varianza que permite analizar las varianzas de los errores de predicción en la partes que son atribuibles a diversos shocks del sistema, es decir, la fracción de la varianza del error a horizonte H en la predicción de x_i que se debe a shocks en x_j .

Para la descomposición de la varianza los autores emplean el modelo generalizado VAR de Koop, Pesaran, y Potter (1996) y Pesaran y Shin (1998) (KSPP) en donde la descomposición de la varianza es invariante al ordenamiento de las variables. En lugar de intentar ortogonalizar los shocks, este enfoque generalizado permite que los shocks estén correlados, pero los explica empleando la distribución históricamente observada de los errores. Además, como los shocks de cada variable no están ortogonalizados, la suma de las contribuciones a la varianza del error de pronóstico (es decir, la suma de las filas de los elementos de la tabla de descomposición de la varianza) no es necesariamente igual a uno.

3.2.1. Variaciones propias en la varianza

Se considera como variaciones propias, la parte de la varianza del error de predicción a horizonte H en el pronóstico de r_i que se debe a shocks de r_i para $i = 1, 2, 3$ y como efectos cruzados de la varianza o de desbordamientos, a la fracción de la varianza del error de previsión a horizonte H que se debe a r_j para $i, j = 1, 2, 3$ con $i \neq j$.

La descomposición KSPP de la varianza de previsión a horizonte H viene denotada por θ_{ij}^g con $i = 1, 2, 3$:

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e' A_h \sum e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e' A_h \sum A_h' e_i)} \quad (12)$$

donde H es la varianza del vector de error ε , σ_{jj} es la desviación estándar del término de error j -ésimo de la ecuación, y e_i es el vector de selección, con uno en el elemento i -ésimo y ceros en el resto. Hay que tener en cuenta que la suma de los elementos en cada fila de la descomposición de la varianza no es igual a la unidad: $\sum_{j=1}^3 \theta_{ij}^g(H) \neq 1$.

Para emplear la información disponible de la matriz de descomposición de la varianza en el cálculo del índice de desbordamiento, se normaliza cada elemento de la matriz de descomposición de la varianza dividiendo por la suma de la fila:

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^3 \theta_{ij}^g(H)} \quad (13)$$

Donde por construcción $\sum_{j=1}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = 1$ y $\sum_{i,j=1}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = 3$

3.2.2. Desbordamientos totales

Empleando las contribuciones a la volatilidad de la descomposición KPPS de la varianza, se construye un índice de desbordamiento de la volatilidad total:

$$S^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{3} \cdot 100 \quad (14)$$

Este índice mide la contribución de los derrames de los shocks de volatilidad de los tres mercados a la varianza total del error de predicción.

3.2.3. Desbordamientos direccionales

Aunque es suficiente estudiar el índice de desbordamiento de la volatilidad total para poder comprender la cantidad de shocks que se producen en la volatilidad de los mercados, el enfoque de VAR generalizado permite conocer la dirección de los desbordamientos de la volatilidad entre los mercados.

Como las respuestas al impulso generalizadas y las descomposiciones de varianza son invariantes al orden de las variables, se calcula los desbordamientos direccionales utilizando los elementos normalizados de la matriz de descomposición de varianza generalizada. Los efectos de desbordamientos de la volatilidad direccional recibidos por el mercado i de los otros mercados j se miden como:

$$S_{i \cdot}^g(H) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^3 \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{3} \cdot 100 \quad (15)$$

De forma similar, los efectos desbordamientos de la volatilidad direccionales transmitidos por el mercado i al resto de mercados j se define como:

$$S_{\cdot i}^g(H) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^3 \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^3 \tilde{\theta}_{ji}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^3 \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{3} \cdot 100 \quad (16)$$

Los efectos indirectos direccionales pueden ser vistos como una descomposición de efectos indirectos totales en aquellos que provienen (o hacia) una fuente particular.

3.2.4. Efectos de desbordamiento netos

El desbordamiento de la volatilidad direccional neta proporciona información sobre si un mercado es receptor o transmisor de la volatilidad en términos netos. Se obtiene el desbordamiento neto del mercado a todos los demás mercados al restar la ecuación (X) de la (Y). Por lo tanto, la propagación de la volatilidad direccional neta viene dada por lo siguiente:

$$S_i^g(H) = S_i^g(H) - S_i^g(H) \quad (17)$$

3.2.5. Efectos de desbordamiento netos por pares

La ecuación anterior proporciona información sobre cuánto contribuye cada mercado a la volatilidad del resto, en términos netos. Sin embargo, también es de interés examinar los efectos de desbordamiento netos por pares, que se definen como:

$$S_{ij}^g(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{i,k=1}^3 \tilde{\theta}_{ik}^g(H)} - \frac{\tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{j,k=1}^3 \tilde{\theta}_{jk}^g(H)} \right) \cdot 100 = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H) - \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{3} \right) \cdot 100 \quad (18)$$

La propagación neta de la volatilidad por pares entre los mercados i y j es la diferencia entre los shocks de volatilidad bruta transmitidos del mercado i al j y los de j a i

4 Datos

Para analizar el comportamiento y transmisión de la volatilidad entre el mercado de bonos verdes y de renta fija, tanto en su conjunto como dividiéndola en corporativa y del tesoro, y el mercado bursátil, se emplean datos de cierre de cinco índices representativos a nivel mundial de cada uno de estos mercados.

Los índices son una parte integral del desarrollo y maduración de un mercado. Su objetivo es proporcionar transparencia en las características de los mercados y realizar un seguimiento de su desempeño, sirviendo como base para llevar a cabo distintas estrategias de inversión, ya que permite comparar su rendimiento y su volatilidad con inversiones alternativas. Para su cálculo, cada índice tiene su propia metodología y criterios para la selección de sus componentes.

En el caso de los índices de bonos verdes, actualmente existen cuatro índices globales: Índice de bonos verdes Barclays MSCI, el índice S&P Dow Jones de bonos verdes, el índice Solactive de bonos verdes y el índice de bonos verdes del Banco de América Merrill Lynch. En ellos se incluyen bonos verdes escogidos a través de una metodología establecida a priori. Si bien esta es coherente con los Principios de Bonos Verdes (GBP), cada índice especifica criterios adicionales, tales como el tamaño o la liquidez.

El índice de bonos verdes Barclays MSCI, ofrece a los inversores una medida objetiva y sólida del mercado global de valores de renta fija emitidos para financiar proyectos con beneficios ambientales directos. Los valores son evaluados en cuatro dimensiones para determinar si se deben clasificar como bonos verdes. Estas dimensiones buscan asegurar que se adhieran a los Principios de Bonos Verdes (GBP) en el uso de los ingresos, el proceso de evaluación, selección de los proyectos verdes y el compromiso de información continua del desempeño ambiental del uso de los ingresos. El índice se lanzó en enero de 2014.

El índice S&P Dow Jones de bonos verdes es un índice ponderado de valor de mercado diseñado para medir el desempeño del mercado global de bonos verdes. Comprende los bonos emitidos en cualquier país y en cualquier moneda, siempre que cumplan los estándares establecidos que garantizan el cumplimiento de los principios GBP. Los bonos incluidos en el índice pagan tipos específicos de cupones (fijos, cupón cero, incrementales, flotantes y fijos a flotantes) y excluyen las cuentas y franjas vinculadas a la inflación. El índice se lanzó en julio de 2014, se calcula en USD y los pesos se actualizan mensualmente.

El índice Solactive de bonos verdes se encuentra diseñado para reflejar el grado de inversión del mercado de bonos verdes. El rebalanceo de los pesos y la inclusión de nuevos instrumentos se lleva a cabo por un comité que evalúa que los componentes actuales, así como las posibles incorporaciones, cumplan con los requisitos establecidos para pertenecer al índice. Se encuentra compuesto por bonos verdes con calificación de grado de inversión denominados en EUR y USD y se calcula como un índice de rendimiento total a partir de marzo de 2014.

El índice de bonos verdes de Merrill Lynch del Banco de América, índice ponderado de monedas múltiples, incluye deuda emitida por empresas y gobiernos, y excluye valores bursatilizados y garantizados. Sus ingresos se utilizan para financiar proyectos o actividades que promueven la mitigación, adaptación al cambio climático y otros propósitos de sostenibilidad ambiental. Los valores calificados deben incluir pagos de deuda con cupones fijos y deben tener al menos 18 meses hasta el vencimiento final en el momento de la emisión y al menos, un mes restante hasta el vencimiento final en la fecha de rebalanceo. El índice se lanzó en 2014 y se calcula en USD.

En Reboredo (2018) se muestra que estos índices tienen patrones comunes y se mueven de forma similar, presentan características estadísticas parecidas en términos de asimetría, curtosis, normalidad y correlación en serie. Los coeficientes de correlación de Pearson de las cuatro series son muy cercanos a 1, lo que indica que estas proporcionan información semejante del mercado, ya que si una aumenta (disminuye), la otra aumenta (disminuye) casi en la misma proporción.

En este trabajo se va a emplear los precios de cierre de cinco índices, que representan cada uno de los mercados objeto de estudio, el índice global de bonos verdes Barclays MSCI (representativo del mercado de bonos verdes), el índice Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija total), el índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija corporativa), el índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global (renta fija del tesoro), y el índice Mundial MSCI (mercado de acciones). Siendo los índices representativos de los distintos mercados, a excepción del mercado de renta fija total, los mismos que se emplean en Reboredo(2018). Otros índices fueron considerados, pero estos se consideraron que eran los más adecuados por ser varios de ellos índices proporcionados por el mismo proveedor y que, por tanto, siguen criterios de composición similares. Además, emplear los mismos índices que Reboredo (2018) va a permitir realizar una comparativa de los resultados obtenidos.

El índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global, con información disponible desde 2001, es una medida del grado de inversión global de deuda corporativa en el que se incluyen bonos de emisores de mercados desarrollados y emergentes dentro de los sectores industriales, de servicios públicos y financiero.

El índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global mide el grado de inversión de deuda pública calificada. Contiene emisiones de 37 países, desarrollados y emergentes, denominados en 24 monedas. Este índice fue creado en 1992, con información disponible desde 1987.

El índice Bloomberg Barclays Agregado Global es una medida emblemática de la deuda global con grado de inversión de veinticuatro mercados de moneda local. Este índice de referencia en múltiples monedas incluye bonos del tesoro, relacionados con el gobierno, corporativos y titularizados de mercados desarrollados y emergentes.

El índice Mundial MSCI es un índice global de acciones que representa el rendimiento de grandes y medianas empresas en 23 países desarrollados cubriendo aproximadamente el 85 % de la capitalización de mercado ajustada de flotación libre en cada uno de esos países. Los sectores que más ponderan en el índice son el financiero, con más de un 18 % y el de la tecnología de la información, ponderando cerca de un 17 %.

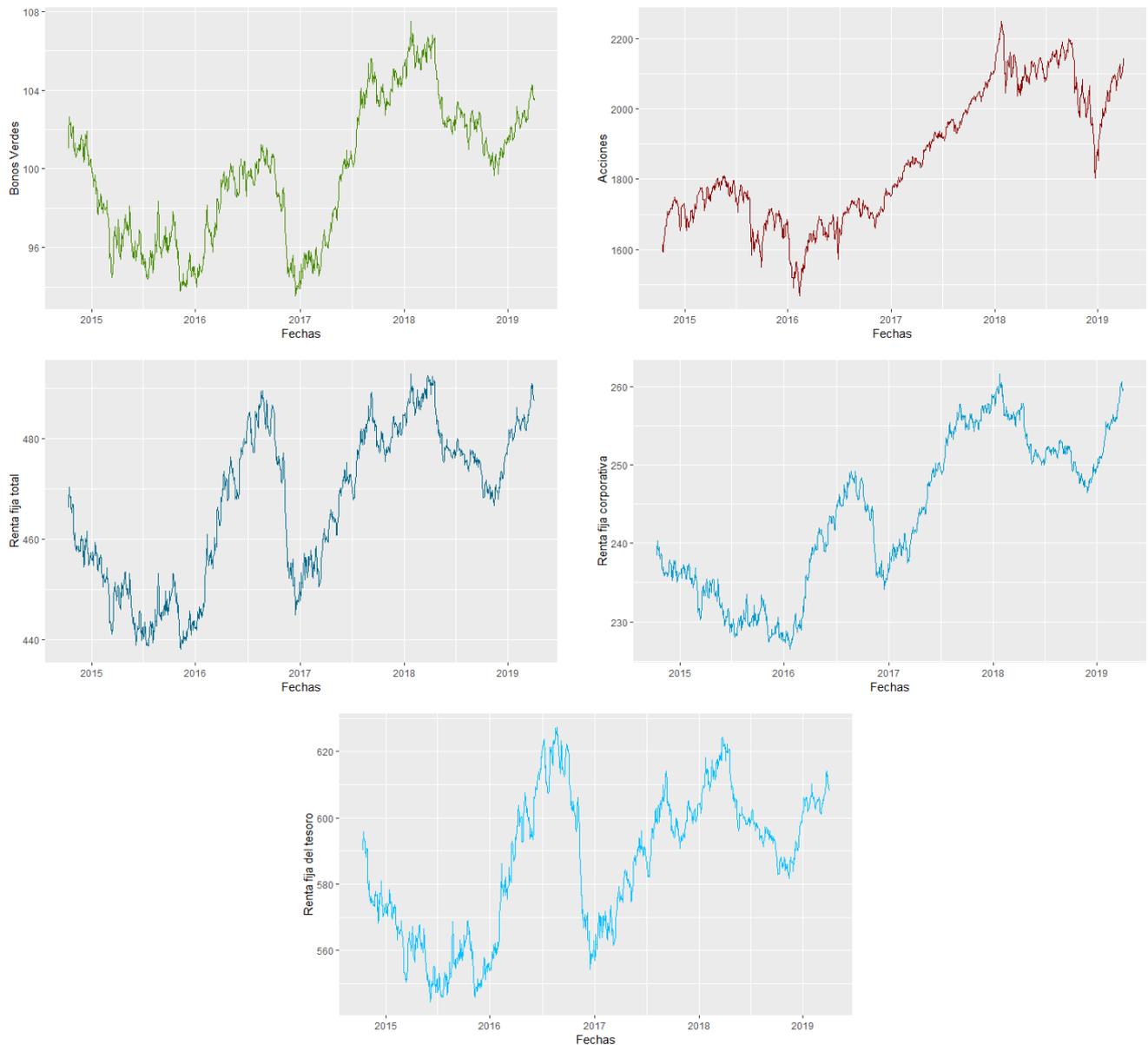
Estos índices se indicarán de forma abreviada como: R_v (índice de bonos verdes Barclays MSCI), R_c (índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global), R_{ts} (índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global), R_f (el índice Bloomberg Barclays Agregado Global) y R_a (índice Mundial MSCI).

Los datos de los precios de cierre diarios de estos índices se obtuvieron de Bloomberg, para el periodo comprendido entre octubre de 2014 y abril de 2019. Se excluyen los días en el que se cerró alguno de los mercados.

En la figura 4.1, se muestra la evolución de los cinco índices que representan a los distintos mercados. Se observa que los mercados globales de bonos verdes y de renta fija se mueven de forma similar, mostrando dependencia en los movimientos ascendentes y descendentes del mercado. Esta dinámica no cambia si observamos el mercado de bonos corporativos y del tesoro por separado, pero sí al observar el mercado de acciones, que presenta una evolución distinta a lo largo del tiempo.

Figura 4.1: Precios de cierre diarios

Gráficos de series de precios de cierre de los índices representativos de cada mercado: índice de bonos verdes Barclays MSCI (Bonos verdes), el índice Bloomberg Barclays Agregado Global (Renta fija total), índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global (Renta fija corporativa), índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global (Renta fija del tesoro), e índice Mundial MSCI (Acciones) para el periodo de octubre de 2014 a abril de 2019.



En la tabla 4.1, se muestran estadísticos descriptivos de los rendimientos que permiten caracterizar el comportamiento de los mercados. Dada la naturaleza de los datos, el rendimiento diario medio de todas las series es cercano a cero al igual que sus desviaciones estándar, siendo estas últimas un poco más grandes. Además, se encuentran sesgadas negativamente y son leptocúrticas. El test de Jarque-Bera rechaza la normalidad en las series, debido principalmente a ese exceso de curtosis. Siendo este exceso consistente con la existencia de agrupamientos de volatilidad. El estadístico de Ljung-Box, indica la existencia de autocorrelación significativa en todos los mercados. Se rechaza la hipótesis nula de independencia para cualquier nivel de significación en los rendimientos, así como en los rendimientos al cuadrado. Las dependencias de segundo orden pueden indicar agrupaciones de volatilidad o efectos ARCH en los datos. La prueba ARCH de Engle (1982) muestra también la existencia de estos efectos.

Tabla 4.1: Estadísticos descriptivos

La tabla muestra los estadísticos descriptivos de los rendimientos (primeras diferencias logarítmicas) de las series correspondientes de los cinco mercados para el periodo de octubre de 2014 a abril de 2019. JQ hace referencia al test de Jarque-Bera para la hipótesis nula de normalidad. $Q(12)$ y $Q^2(12)$ corresponde al test de Ljung-Box para la correlación serial de duodécimo orden de los rendimientos y los rendimientos al cuadrado, respectivamente. ARCH(12) es test de Engle (1982) de duodécimo orden. Un asterísco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula para al 1 %, dos(**) al 5 %.

	R_v	R_f	R_c	R_{ts}	R_a
Media	0.0000	0.00016	0.00012	0.0000	0.00047
Desv.típica	0.0034	0.0030	0.0025	0.0038	0.0073
Asimetría	-0.1563	-0.1118	-0.3642	-0.0335	-0.7053
Curtosis	4.3855	5.2003	4.3580	5.3442	7.1359
JQ	95.6799*	231.4037*	112.4712*	260.1280*	901.0763*
$Q(12)$	25.957**	30.482**	24.814**	29.357**	40.991*
$Q^2(12)$	24.485**	42.909*	26.639**	55.443*	238.72*
ARCH(12)	21.879**	28.996**	21.429**	36.452*	132.39*

La tabla 4.2 presenta las pruebas de raíz unitaria para las distintas series en niveles. Estas, indican que las series de precios de cierre no son estacionarias. Se toman primeras diferencias de logaritmo neperiano para conseguir su estacionariedad.

Tabla 4.2: Pruebas de estacionariedad

La tabla muestra tres pruebas de raíz unitaria para las series de rendimientos de cada uno de los mercados. ADF(número de retardos), PP (retardos truncados) y KPSS (retardos truncados) hacen referencia a los test de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (1979), Phillips y Perron (1988) y Kwiatkowski et al. (1992), respectivamente. Un asterísco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula para al 1 %, dos(**) al 5 %.

	P_v	P_f	P_c	P_{ts}	P_a
ADF(1)	0.077	0.413	1.0609	0.1802	0.8591
PP(7)	-2.4627	-2.5423	-2.5423	-2.5036	-2.3172
KPSS(7)	7.0561*	8.0769*	11.014*	6.0038*	11.292*

En la tabla 4.3, se muestra la matriz de correlaciones. Se observa que los rendimientos del mercado de bonos verdes están altamente correlacionados de forma positiva, como era de esperar con el mercado de renta fija total, corporativa y del tesoro. Por lo que estas se mueven en el mismo sentido, es decir, si una aumenta (disminuye), la otra también lo hace. Además, se puede observar baja dependencia lineal con el mercado de acciones, siendo positiva en el caso del mercado de bonos verdes y negativa en el resto de casos.

Tabla 4.3: Matriz de correlación

La tabla muestra la correlación existente entre los rendimientos de las series de los cinco mercados.

	R_b	R_f	R_c	R_{ts}	R_a
R_b	1	0.922	0.883	0.891	0.038
R_t	0.922	1	0.906	0.984	-0.082
R_c	0.883	0.906	1	0.840	-0.031
R_{ts}	0.891	0.984	0.840	1	-0.107
R_a	0.038	-0.082	-0.031	-0.107	1

En general, las características de los rendimientos parecen avalar la existencia de heterocedasticidad condicional y agrupamientos de volatilidad en datos de alta frecuencia, siendo los modelos GARCH apropiados en estos casos.

Se tiene que elegir un modelo ARCH/GARCH que permita alcanzar el objetivo establecido, buscando un equilibrio entre la complejidad del modelo y la capacidad de calcular de forma fiable una gran cantidad de parámetros. Para facilitar la selección del modelo a emplear en la tabla 4.4 se calcula el test del signo de Engle y Ng (1993) que indicara la existencia de posibles asimetrías.

Tabla 4.4: Prueba del sesgo de Engle y Ng(1993)

La tabla muestra la prueba del sesgo propuesta por Engle y Ng(1993) para las cinco series correspondientes a los distintos mercados. Esta prueba usa las regresiones que se muestran a continuación:

$$\text{Prueba del signo : } \epsilon_{i,t}^2 = a + bS_{i,t-1}^- + u_{i,t}$$

$$\text{Prueba del sesgo de tamaño negativo : } \epsilon_{i,t}^2 = a + bS_{i,t-1}^- \epsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$$

$$\text{Prueba del sesgo de tamaño positivo : } \epsilon_{i,t}^2 = a + bS_{i,t-1}^+ \epsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$$

$$\text{Prueba del sesgo conjunta : } \epsilon_{i,t}^2 = a + b_1 S_{i,t-1}^- b_2 S_{i,t-1}^- \epsilon_{i,t-1} + b_3 S_{i,t-1}^+ \epsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$$

donde $\epsilon_{i,t-1}$ son los residuos de las series de $t-1$, con $i = 1, 2, 3, 4, 5$; $S_{i,t-1}^-$ es una variable dummy que toma el valor de 1 si $\epsilon_{i,t-1} < 0$ y cero en otro caso; $S_{i,t-1}^+$ es una variable dummy que toma el valor de uno si $\epsilon_{i,t-1} > 0$ y cero en otro caso. Las pruebas de sesgo individuales son pruebas t para el coeficiente b en las primeras tres regresiones. La prueba del sesgo conjunta es un prueba F en la que la última regresión es conjuntamente cero. Un asterisco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula para al 1%, dos (**) al 5% y tres (***) al 10%.

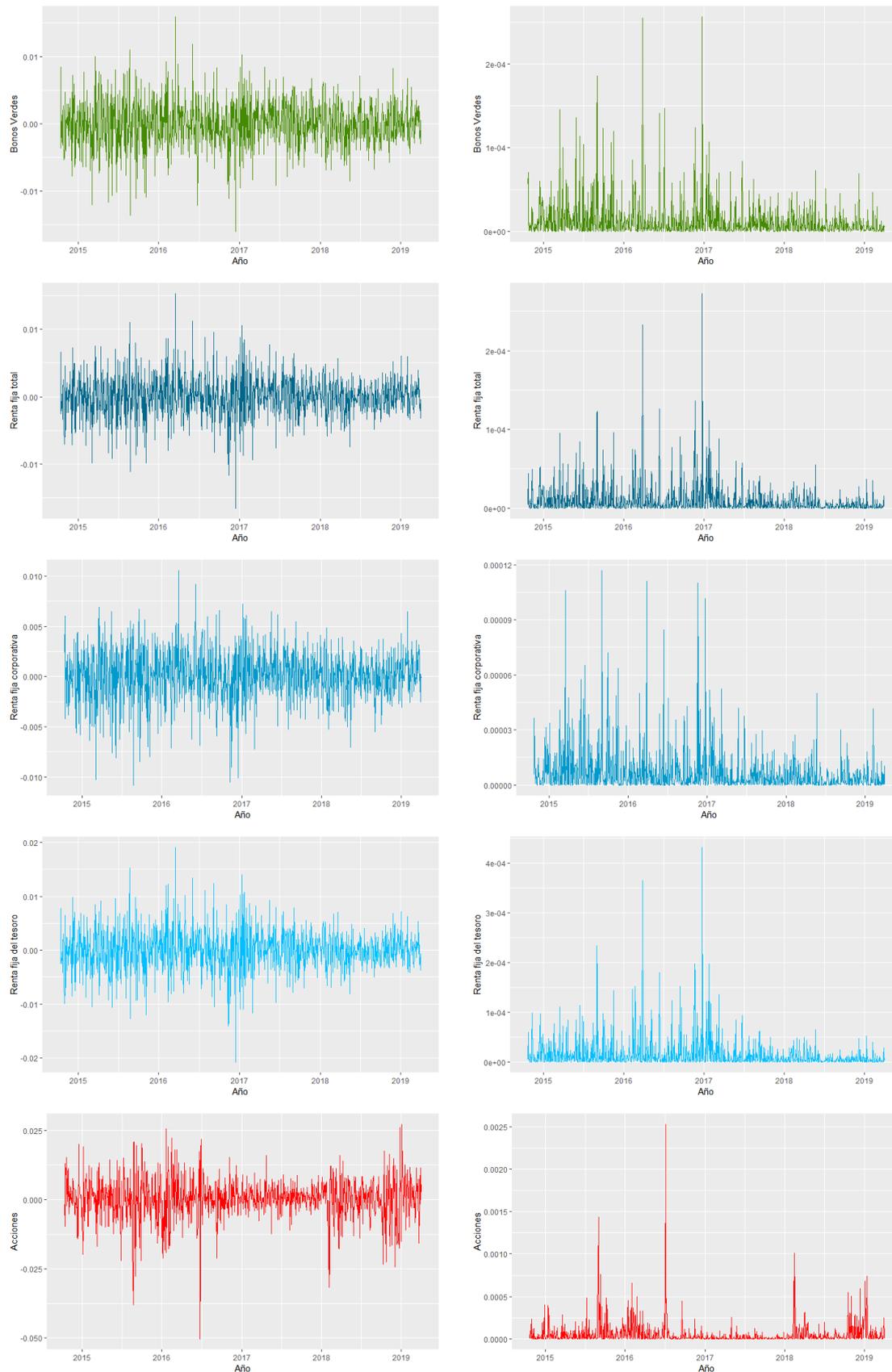
	R_v	R_f	R_c	R_{ts}	R_a
Prueba del signo	2.030**	1.366	1.531	1.363	2.449*
Prueba del sesgo de tamaño negativo	1.743***	1.787***	2.321**	1.785***	0.424
Prueba del sesgo de tamaño positivo	1.880***	1.343	0.838	1.413	0.0495
Prueba del sesgo conjunta	6.592***	5.168	6.128	5.3442	10.534*

Los resultados sugieren la existencia de asimetría en la volatilidad en el caso de los rendimientos del mercado de bonos verdes y del mercado de acciones. En el mercado de bonos verdes resultan significativas todas las pruebas al 10% y en el mercado de acciones las referentes a las pruebas del signo y del sesgo conjunta al 5%. Mientras que el resto de mercados, renta fija total, corporativa y del tesoro, solo es significativo el test del sesgo negativo al 10%.

En la gráfica 4.2 se muestran los rendimientos de cada uno de los índices, junto con sus rendimientos al cuadrado. Éstos últimos, evidencian el efecto de agrupamiento de volatilidad, habitual en los mercados financieros. Por lo que se espera que a rendimientos grandes (de cualquier signo) le sigan a rendimientos grandes y viceversa.

Figura 4.2: Series de rendimientos y rendimientos al cuadrado

Gráficos de rendimientos al cuadrado, calculado como primera diferencia logarítmica, y rendimientos al cuadrado de los índices representativos de cada mercado: índice de bonos verdes Barclays MSCI (Bonos verdes), el índice Bloomberg Barclays Agregado Global (Renta fija total), índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global (Renta fija corporativa), índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global (Renta fija del tesoro), e índice Mundial MSCI (Acciones) para el periodo de octubre de 2014 a abril de 2019.



Dadas las características de los datos es necesario un modelo del tipo ARCH/GARCH que permita asimetrías en la volatilidad, establecido en la Sección 2.

5 Resultados empíricos

5.1. Estimación de modelos GARCH multivariantes

Los modelos empleados para la estimación de los parámetros requieren una correcta especificación para garantizar la consistencia. Tras estimar el modelo aBEKK, en cada uno de los tres casos, se observa que solo en el último, es decir, cuando se estudian el mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y bursátil, el introducir asimetrías mejora la especificación del modelo. El criterio AIC es menor. Por tanto, solo en este caso se empleará el modelo con asimetrías, en el resto se utilizará el BEKK.

5.1.1. Tests de diagnóstico

En la tabla 5.1 se presentan pruebas de diagnóstico de los residuos estandarizado para comprobar la correcta especificación del modelo en los tres casos objeto de estudio, antes de interpretar la estimación de los parámetros. Se puede ver que los residuos estandarizados, se encuentran libres de autocorrelación y heterocedasticidad.

Tabla 5.1: Estadísticos de los residuos estandarizados

La tabla muestra los test de Ljung-Box para la correlación en serie de orden 12 de los residuos estandarizados $Q(12)$ y los de sus cuadrados $Q^2(12)$. ARCH(12) es la prueba de Engle (1982) para doce retardos. A, son los resultado obtenidos para el mercado de bonos verdes, renta fija total y acciones; B, bonos verdes, renta fija corporativa y acciones; C, bonos verdes renta fija del tesoro y acciones Un asterisco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula para cualquier nivel de significación, dos(**) al 5 %.

	R_b			R_f			R_a		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Q(12)	16.732	11.901	15.995	15.793	4.609	10.974	9.507	11.696	11.806
Q²(12)	1.951	0.888	1.517	30.644	7.493	29.803	20.257	20.431	13.822
ARCH(12)	2.076	0.881	1.603	31.845	7.410	33.156	22.103	22.617	15.736

En la tabla 5.2, se recogen dos pruebas conjuntas multivariantes para los tres casos. Estas pruebas confirman que de forma conjunta en ninguno de los tres casos existe autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos.

Tabla 5.2: Pruebas multivariantes de los residuos estandarizados al cuadrado

En la tabla se recogen cuatro test para comprobar los efectos ARCH multivariantes. $Q^*(12)$: test multivariante de Ljung-Box, univariante (escala los residuos por la raíz cuadrada del inverso de la matriz de covarianza estimada y prueba la autocorrelación en cada una de las series escaladas al cuadrado, no considera los términos cruzados entre las series); \bar{R} : test de rangos (evalúa la autocorrelación de los rangos de los residuos al cuadrado escalados); $Q_3^*(12)$: test multivariante de Ljung-Box, versión multivariante regular (asintóticamente equivalente a prueba multivariante ARCH-LM); $Q_3^r(12)$, test Ljung-Box multivariante robusto (corta los valores atípicos) (Ver Tsay (2013)). Un asterisco (*) indica el rechazo de la hipótesis nula para cualquier nivel de significación, dos(**) al 5 %.

	R_b	R_f	R_a
$Q^*(12)$	9.912	4.422	9.712
\bar{R}	16.278	26.417	19.132
$Q_3^*(12)$	125.989	83.455	112.417
$Q_3^r(12)$	94.075	106.684	126.049

Además, para comprobar la importancia global de las matrices de los parámetros A, B y G que reflejan los componentes ARCH, GARCH y asimétricos, obtenidos de la estimación de los modelos VAR- BEKK y VAR-aBEkk (ecuaciones (1) y (2)), se realizan pruebas de Wald ³ para cada uno de los tres casos objetos de estudio. En la hipótesis nula se supone que todos los parámetros son igual a cero de forma conjunta y después, que cada uno de ellos es igual a cero. Sus resultados muestran que tanto en conjunto, como en cada uno de sus componentes son altamente significativos, incluso aunque algunos de los coeficientes individuales no lo sean.

Estos resultados confirman que los modelos elegidos en cada uno de los casos van a proporcionar unos resultados consistentes de los parámetros.

5.1.2. Mercado de bonos verdes, renta fija y acciones

Como ya se comentó, al no poder interpretarse los parámetros de los modelos estimados de forma individual, se va a interpretar los parámetros de las ecuaciones no lineales formados por los términos constantes y los coeficientes retrasados de la varianza, covarianza y los términos de error, ecuaciones (4), (5) y (6). La tabla 5.3 muestra el valor esperado y los errores estándar de las funciones no lineales.

Los resultados muestran que la volatilidad de los rendimientos del mercado de bonos verdes se encuentra afectada de forma directa tanto por su propia volatilidad (h_{11}), como por la del mercado de renta fija (h_{22}) para un nivel de significación del 5%. De forma que, altos niveles en las volatilidades pasadas de los rendimientos de estos dos mercados implicarán una mayor volatilidad condicional de los rendimientos del mercado de bonos verdes en el momento actual.

Siendo el único coeficiente de covarianza significativo el del mercado de bonos verdes y de renta fija (h_{12}). Lo que implica que, los bonos verdes se ven afectados, también, de forma indirecta por este mercado.

Además, los shocks procedentes del mercado de renta fija y de acciones no tienen impacto directo sobre el mercado de bonos verdes. Los coeficientes estimados no son significativos a ningún nivel de significación. La volatilidad de los bonos verdes solo se ve afectada, directamente, por los shocks originados en su propio mercado (e_1^2) e indirectamente, por medio de la covarianza del mercado de bonos verdes y renta fija (e_1e_2).

El comportamiento de la volatilidad de los rendimientos del mercado de renta fija es similar al mercado anterior, directamente se encuentra afectado por sí mismo (h_{22}) y por el mercado de bonos verdes (h_{11}), e indirectamente por la covarianza entre ambos mercados (h_{12}).

Además de verse afectada de forma indirecta, a través de la covarianza, por los shocks originados en ambos mercados (e_1e_2) y de forma directa por los que se producen en su propio mercado (e_2^2) y por los procedentes del mercado de bonos verdes (e_1^2).

Si ahora nos fijamos en la volatilidad del mercado de acciones, ésta se ve afectada directamente solo por su propia volatilidad (h_{33}). Lo que implica que altos niveles en su volatilidad pasada incrementarán su volatilidad condicional.

Los coeficientes de covarianza con los otros mercados (h_{13} , h_{23}) son estadísticamente significativos. Por lo que, la volatilidad del mercado bursátil se ve afectada, también de forma indirecta por los otros dos mercados a través de la covarianza.

Por último, la volatilidad de este mercado se ve afectado directamente solo por los shocks originados en su propio mercado (e_3^2), e indirectamente por la covarianza con los originados en los mercados de bonos verdes (e_1e_3).

³Se emplea el test de Wald (1943) y todas las pruebas rechazan la hipótesis nula, para cualquier nivel de significación.

5.1.3. Mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y acciones

Ahora se descompone la renta fija en corporativa y del tesoro, y se analiza la relación que tiene con los otros dos mercados. La tabla 5.4 muestra que el caso del mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y bursátil.

La volatilidad del mercado de bonos verdes deja de estar afectado de forma directa por el mercado de renta fija corporativa (h_{22}), pero se mantiene los efectos indirectos (h_{12}). Los shocks originados en su propio mercado (e_1^2) también dejan de afectar a la volatilidad del mercado manteniéndose solo los efectos indirectos por medio de la covarianza con el mercado de renta fija corporativa (e_1e_2) para un nivel de significación del 5%.

Para el caso del mercado de renta fija corporativa los efectos directos e indirectos sobre la volatilidad se mantienen, es decir, se ve afectada por su propia volatilidad (h_{22}) y por la del mercado de bonos verdes (h_{11}) directa e indirectamente por medio de la covarianza entre ambos mercados (h_{12}). En cuanto a los shocks que afectan a su volatilidad, en este caso solo se ve afectada por los shocks originados en su propio mercado (e_2^2).

Por último, la volatilidad del mercado de acciones se encuentra afectada de forma directa solo por su propia volatilidad (h_{33}), al igual que en el caso anterior. También deja de estar afectada de forma indirecta por la covarianza con los otros mercado (h_{13}, h_{23}). Se mantienen los efectos indirectos a través de la covarianza entre el mercado de bonos verdes (e_1e_3), a los que se le suman los de la covarianza con el mercado de renta fija corporativa (e_1e_2).

5.1.4. Mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y acciones

Por otra parte, si se sustituye el mercado de renta fija corporativa por la renta fija del tesoro, en la tabla 5.5 se observa que los efectos directos e indirectos sobre la volatilidad en el mercado de bonos verdes son los mismos que para la renta fija corporativa, (h_{11} y h_{12}). Su volatilidad se ve afectada, además de por los shocks originados en su propio mercado (e_1^2), por los originados indirectamente a través de la covarianza con el mercado de renta fija del tesoro (e_1e_2). Además, existen efectos asimétricos indirectos que afectan a la volatilidad de este mercado, a través de la covarianza con el mercado de renta fija del tesoro ($\eta_1\eta_2$).

En cuanto a la volatilidad del mercado de renta fija del tesoro, ésta se ve afectada de forma directa por su propia volatilidad (h_{22}) y por la del mercado bursátil (h_{33}). Lo que implica que altos niveles en su volatilidad pasada y la del mercado acciones incrementarán la volatilidad condicional de este mercado. Viéndose afecta de forma directa por los shocks originados en el mercado bursátil (e_3^2).

Su volatilidad también, se ve influida de forma directa por asimetrías del propio mercado (η_2^2) y del mercado bursátil (η_3^2), lo que implica que rendimientos negativos incrementen la volatilidad del mercado más que los positivos. Su coeficiente de asimetría es estadísticamente significativo. .

Por último, la volatilidad del mercado de acciones se ve influida de forma directa e indirecta como en el caso del mercado de renta fija en su conjunto. A lo que se le añade también las producidas por el mercado de bonos verdes (h_{11}) de forma directa y por la covarianza entre éste y el mercado de renta fija del tesoro h_{12} . Cambia la forma en que los shocks originados en otros mercados le influyen, en este caso la volatilidad se ve influida de forma directa por los bonos verdes (e_1^2) y la renta fija del tesoro (e_2^2), así como de forma indirecta por la covarianza estos (e_1e_2).

En cuanto a los efectos asimétricos su volatilidad esta afectada directamente por las asimetrías del propio mercado, (η_3^2) lo que implica que rendimientos negativos incrementen la volatilidad del mercado más que los positivos. Su coeficiente de asimetría es estadísticamente significativo para cualquier nivel de significación. Además, indirectamente se encuentra afectado por las asimetrías existentes con el mercado de bonos verdes ($\eta_1\eta_3$) y renta fija del tesoro ($\eta_2\eta_3$), a través de la covarianza.

$h_{11,t} = 2,95266x10^{-7}$ $8,9291x10^{-8}$ $(3,32000)$	$+0,85884h_{11,t-1}$ $0,02582$ $(33,26337)$	$+0,00307h_{22,t-1}$ $0,00149$ $2,05688$	$+1,57157x10^{-6}h_{33,t-1}$ $1,03824x10^{-5}$ $(0,15137)$	$+0,10267h_{12,t-1}$ $0,02439$ $(4,2097)$	$-0,00232h_{13,t-1}$ $0,00149$ $(-0,08999)$
$-0,00014h_{23,t-1}$ $0,00149$ $(0,92595)$	$+0,06206\epsilon_{1,t-1}^2$ $0,01392$ $(4,45882)$	$+0,00897\epsilon_{2,t-1}^2$ $0,00517$ $(1,73300)$	$+3,60253x10^{-6}\epsilon_{3,t-1}^2$ $3,86889x10^{-6}$ $(0,09311)$	$-0,04719\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1}$ $0,01865$ $(-2,53007)$	$-0,00094\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,01392$ $(-0,06793)$
$+0,00035\epsilon_{2,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,00517$ $(0,06947)$	Ecuación de la varianza condicional bonos verdes				
$h_{22,t} = 7,28217x10^{-8}$ $6,50855x10^{-9}$ $(11,18862)$	$+0,00126h_{11,t-1}$ $0,00037$ $(3,40306)$	$+1,04032h_{22,t-1}$ $0,01130$ $(92,02242)$	$+4,2005x10^{-6}h_{33,t-1}$ $1,13189x10^{-5}$ $(0,37110)$	$-0,07239h_{12,t-1}$ $0,01131$ $(-6,4010)$	$-0,00014h_{13,t-1}$ $0,00039$ $(-0,37253)$
$+0,00419h_{23,t-1}$ $0,01130$ $(0,36987)$	$+0,00574\epsilon_{1,t-1}^2$ $0,00222$ $(2,58183)$	$+0,00551\epsilon_{2,t-1}^2$ $0,00189$ $(2,90894)$	$+0,00022\epsilon_{3,t-1}^2$ $0,00022$ $(0,99885)$	$-0,01125\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1}$ $0,00262$ $(4,29807)$	$-0,00227\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,00228$ $(-0,99725)$
$-0,00223\epsilon_{2,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,00188$ $(-1,18250)$	Ecuación de la varianza condicional renta fija total				
$h_{33,t} = 1,28711x10^{-7}$ $4,98997x10^{-7}$ $(0,79650)$	$+0,05171h_{11,t-1}$ $0,02863$ $(1,80606)$	$+0,04138h_{22,t-1}$ $0,40683$ $(0,10171)$	$+0,77127h_{33,t-1}$ $0,02520$ $(30,60091)$	$-0,09251h_{12,t-1}$ $0,05272$ $(-1,75486)$	$-0,39941h_{13,t-1}$ $0,03653$ $(-10,93195)$
$+0,3573h_{23,t-1}$ $0,03322$ $(10,75459)$	$+0,00750\epsilon_{1,t-1}^2$ $0,02487$ $(0,30181)$	$+0,00334\epsilon_{2,t-1}^2$ $0,01846$ $(0,18102)$	$+0,20512\epsilon_{3,t-1}^2$ $0,02764$ $(7,41947)$	$-0,01002\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1}$ $0,04260$ $(-0,23520)$	$-0,07848\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,037492$ $(2,09330)$
$-0,052370993\epsilon_{2,t-1}\epsilon_{3,t-1}$ $0,03147$ $(-1,66376)$	Ecuación de la varianza condicional acciones				

Tabla 5.3: Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija y acciones

$h_{11,t}$, $h_{22,t}$ y $h_{33,t}$ demotan la varianza condicional del mercado de bonos verdes, renta fija y bursátil, respectivamente. Debajo de los coeficientes estimados se encuentran los errores estándar con los correspondientes valores del estadístico t entre paréntesis.

El valor esperado se obtiene tomando expectativas en las funciones no lineales, lo que implica que la matriz de varianza-covarianza es conocida, siendo la estimada por los parámetros de dicha función. Para calcular los errores estándar, la función debe linealizarse utilizando una expansión de la serie Taylor de primer orden. Esto se conoce como el "método delta".

Cuando una variable Y es una función de las variables X, N, Z , en la forma $Y = F(X, N, Z)$, se puede obtener una formulación aproximada de la varianza de Y : si (1) Y es diferenciable con respecto de X, N y Z y (2) la covarianza entre X y Z, X y N y N y Z son conocidas. Calculándose como:

$$V(Y) \approx \left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^2 + \left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)^2 + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)Cov(X, N) + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial Z}\right)Cov(X, Z) + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial Z}\right)Cov(N, Z)$$

Una vez calculada la varianza, se calculan los errores estándar.

$h_{11,t} = 6,33245x10^{-8}$ $2,66744x10^{-8}$ (2,37398)	$+0,95410h_{11,t-1}$ 0,01023 (93,22543)	$+0,000232h_{22,t-1}$ 0,000131 1,77300	$+3,49385x10^{-7}h_{33,t-1}$ $7,11174x10^{-6}$ (0,04913)	$+0,02979h_{12,t-1}$ 0,01009 (2,95348)	$+0,00115h_{13,t-1}$ 0,01023 (0,1128)
$+1,8028x10^{-5}h_{23,t-1}$ 0,00046 (0,03877)	$+0,00681\varepsilon_{1,t-1}^2$ 0,00502 (1,35542)	$+0,00771\varepsilon_{2,t-1}^2$ 0,00639 (1,20647)	$+2,41016x10^{-5}\varepsilon_{3,t-1}^2$ $9,19293x10^{-5}$ (0,26217)	$+0,01450\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$ 0,00366 (3,95690)	$-0,00081\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,00502 (-0,16130)
$-0,00086\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,00639 (-0,13490)					
Ecuación de la varianza condicional bonos verdes					
$h_{22,t} = 6,29046x10^{-9}$ $6,80539x10^{-9}$ (0,92433)	$+0,00019h_{11,t-1}$ $8,20735x10^{-5}$ (2,3150)	$+1,01140h_{22,t-1}$ 0,00725 (139,48583)	$+1,8224x10^{-5}h_{33,t-1}$ $2,03273x10^{-5}$ (0,89653)	$-0,02571h_{12,t-1}$ (0,00725) (-3,54536)	$-0,00011h_{13,t-1}$ $9,09948x10^{-5}$ (-1,19912)
$+0,00858h_{23,t-1}$ 0,00724 (1,18501)	$+1,25856x10^{-5}\varepsilon_{1,t-1}^2$ 0,00015 (0,08192)	$+0,01579\varepsilon_{2,t-1}^2$ 0,00628 (2,51241)	$+0,00020\varepsilon_{3,t-1}^2$ 0,00019 (1,03617)	$+0,00089174\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$ 0,00627 (0,14203)	$-9,9870x10^{-5}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,00024 (-0,41101)
$-0,00353\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,00628 (-0,56360)					
Ecuación de la varianza condicional renta fija corporativa					
$h_{33,t} = 2,22231x10^{-6}$ $5,41616x10^{-7}$ (4,10310)	$+0,00031h_{11,t-1}$ 0,00117 (0,26996)	$+3,30822x10^{-6}h_{22,t-1}$ 0,00363 (0,00090)	$+0,76582h_{33,t-1}$ 0,02631 (29,10402)	$+6,47541x10^{-5}h_{12,t-1}$ 0,00102 (0,06355)	$-0,03115h_{13,t-1}$ 0,02637 (-1,18108)
$-0,00318h_{23,t-1}$ 0,026315 (-0,12097)	$+0,06469\varepsilon_{1,t-1}^2$ 0,05069 (1,27603)	$+0,1895\varepsilon_{2,t-1}^2$ 0,11393 (1,66335)	$+0,21157\varepsilon_{3,t-1}^2$ 0,02771 (7,63514)	$-0,22143\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$ 0,12503 (-1,77102)	$-0,23398\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,05903 (-3,96368)
$-0,400467\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$ 0,11709 (3,41988)					
Ecuación de la varianza condicional acciones					

Tabla 5.4: Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija corporativa y acciones

$h_{11,t}$, $h_{22,t}$ y $h_{33,t}$ denotan la varianza condicional del mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y bursátil, respectivamente. Debajo de los coeficientes estimados se encuentran los errores estándar con los correspondientes valores del estadístico t entre paréntesis.

El valor esperado se obtiene tomando expectativas en las funciones no lineales, lo que implica que la matriz de varianzas-covarianza es conocida, siendo la estimada por los parámetros de dicha función. Para calcular los errores estándar, la función debe linealizarse utilizando una expansión de la serie Taylor de primer orden. Esto se conoce como el "método delta".

Cuando una variable Y es una función de las variables X, N, Z , en la forma $Y = F(X, N, Z)$, se puede obtener una formulación aproximada de la varianza de Y : si (1) Y es diferenciable con respecto de X, N y Z y (2) la covarianza entre X y Z, X y N y N y Z son conocidas. Calculándose como:

$$V(Y) \approx \left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^2 + \left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)^2 + \left(\frac{\partial Y}{\partial Z}\right)^2 + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)\text{Cov}(X, N) + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial Z}\right)\text{Cov}(X, Z) + 2\left(\frac{\partial Y}{\partial N}\right)\left(\frac{\partial Y}{\partial Z}\right)\text{Cov}(N, Z)$$

Una vez calculada la varianza, se calculan los errores estándar.

$h_{11,t} = 1, 20132 x 10^{-7}$ $4, 48264 x 10^{-8}$ $(2, 67994)$	$+ 0, 91783 h_{11,t-1}$ $0, 01878$ $(48, 87511)$	$+ 0, 000412 h_{22,t-1}$ $0, 00033$ $(1, 24768)$	$+ 6, 8108 x 10^{-5} h_{33,t-1}$ $4, 96366 x 10^{-5}$ $(1, 37214)$	$+ 0, 03891 h_{12,t-1}$ $0, 01848$ $(2, 10567)$	$- 0, 01581 h_{13,t-1}$ $0, 01876$ $(0, 84300)$
$+ 0, 00033 h_{23,t-1}$ $0, 00035$ $(0, 96398)$	$+ 0, 045843 \varepsilon_{1,t-1}^2$ $0, 01551$ $(2, 95654)$	$+ 0, 00875 \varepsilon_{2,t-1}^2$ $0, 00605$ $(1, 44524)$	$+ 0, 00092 \varepsilon_{3,t-1}^2$ $0, 00050$ $(1, 83563)$	$- 0, 04006 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}$ $0, 02084$ $(-1, 92196)$	$- 0, 01301 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 01576$ $(-0, 82538)$
$+ 0, 005684 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 00619$ $(0, 91774)$	$+ 0, 00883 \eta_{1,t-1}^2$ $0, 01115$ $(0, 7920)$	$+ 0, 00365 \eta_{2,t-1}^2$ $0, 00631$ $(0, 57921)$	$+ 0, 00094 \eta_{3,t-1}^2$ $0, 00074$ $(1, 26915)$	$+ 0, 011361 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 00619$ $(1, 83621)$	$- 0, 00576 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 01150$ $(-0, 50033)$
$- 0, 00370 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 00617$ $(-0, 59945)$					
Ecuación de la varianza condicional bonos verdes					
$h_{22,t} = 2, 21044 x 10^{-8}$ $1, 73324 x 10^{-8}$ $(1, 27532)$	$+ 9, 60139 x 10^{-8} h_{11,t-1}$ $0, 00020$ $(0, 49965)$	$+ 0, 97944 h_{22,t-1}$ $0, 01701$ $(57, 58818)$	$+ 0, 00116 h_{33,t-1}$ $5, 9498 x 10^{-5}$ $(1, 97)$	$- 0, 01939 h_{12,t-1}$ $0, 01701$ $(-1, 1403)$	$- 0, 00020 h_{13,t-1}$ $0, 00032$ $(-0, 6347)$
$+ 0, 02053 h_{23,t-1}$ $0, 01702$ $(1, 2060)$	$+ 0, 00566 \varepsilon_{1,t-1}^2$ $0, 00566$ $(1, 00315)$	$+ 0, 00353 \varepsilon_{2,t-1}^2$ $0, 00459$ $(0, 76940)$	$+ 0, 0013 \varepsilon_{3,t-1}^2$ $0, 00059$ $(2, 25423)$	$+ 0, 00894 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}$ $0, 00719$ $(1, 24523)$	$- 0, 00525 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 00608$ $(-0, 87426)$
$- 0, 00415 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 00431$ $(-0, 74299)$	$+ 0, 02038 \eta_{1,t-1}^2$ $0, 01903$ $(1, 0709)$	$+ 0, 07783 \eta_{2,t-1}^2$ $0, 03556$ $(2, 1887)$	$+ 0, 00222 \eta_{3,t-1}^2$ $0, 00108$ $(2, 04354)$	$+ - 0, 07965 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 05354$ $(-1, 48775)$	$- 0, 01345 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 01865$ $(0, 72106)$
$- 0, 02628 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 035378$ $(-0, 962945833)$					
Ecuación de la varianza condicional renta fija corporativa					
$h_{33,t} = 1, 33501 x 10^{-6}$ $4, 47159 x 10^{-7}$ $(2, 98554)$	$+ 0, 03110 h_{11,t-1}$ $0, 01089$ $(2, 85513)$	$+ 0, 01453 h_{22,t-1}$ $0, 241063$ $(0, 06026)$	$+ 0, 82296 h_{33,t-1}$ $0, 023697$ $(34, 7279)$	$+ - 0, 04251 h_{12,t-1}$ $0, 01668$ $(-2, 54865)$	$- 0, 31997 h_{13,t-1}$ $0, 02770$ $(-11, 55158)$
$- 0, 21868 h_{23,t-1}$ $0, 02547$ $(8, 58548)$	$+ 0, 60846 \varepsilon_{1,t-1}^2$ $0, 17914$ $(3, 39660)$	$+ 0, 35711 \varepsilon_{2,t-1}^2$ $0, 10943$ $(3, 26329)$	$+ 0, 01326 \varepsilon_{3,t-1}^2$ $0, 01028$ $(1, 28973)$	$- 0, 93229 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}$ $0, 27868$ $(-3, 34540)$	$0, 17965 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 18011$ $(0, 99741)$
$- 0, 13763 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 10724$ $(-1, 28342)$	$+ 0, 02161 \eta_{1,t-1}^2$ $0, 05768$ $(0, 3746)$	$+ 0, 01188 \eta_{2,t-1}^2$ $0, 03277$ $(0, 36246)$	$+ 0, 221612 \eta_{3,t-1}^2$ $0, 03713$ $(5, 96879)$	$- 0, 03204 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 088792$ $(-0, 36089)$	$0, 13841 \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1}$ $0, 059989$ $(2, 30721)$
$- 0, 10262 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1}$ $0, 04491$ $(-2, 2848)$					
Ecuación de la varianza condicional acciones					

Tabla 5.5: Resultados del modelo BEKK multivariante: bonos verdes, renta fija del tesoro y acciones

5.2. Diebold y Yilmaz (2012)

A continuación, se estudiará los desbordamientos de volatilidad entre los mercados anteriores, empleando la metodología introducida por Diebold y Yilmaz (2012).

Este apartado, se organiza de la siguiente forma: primero se realiza una descripción adicional de los datos, luego se calcula los desbordamientos promedio (es decir, las variaciones propias en la varianza) y se cuantifica la dinámica de los derrames de volatilidad estudiando los desbordamientos totales, los direcciones, los netos y los netos por pares de la muestra dinámica.

5.2.1. Los datos

La muestra empleada en esta metodología es la misma que la empleada en la sección anterior, es decir, se emplean los precios de cierre diarios de cinco índices: el índice global de bonos verdes Barclays MSCI (representativo del mercado de bonos verdes), el índice Corporativo Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija corporativa), el índice del Tesoro Bloomberg Barclays Global (renta fija del tesoro), el índice Bloomberg Barclays Agregado Global (renta fija total), y el índice el Mundial MSCI (mercado de acciones) para el periodo de octubre de 2014 a abril de 2019.

Los rendimientos se calculan como primera diferencia logarítmica, y las volatilidades diarias, necesarias para esta metodología, siguiendo a Chuliá et al (2019), como el logaritmo neperiano de los rendimientos al cuadrado.

En la tabla 5.6 se muestra los estadísticos descriptivos de la volatilidad. Como es de esperar el mercado de acciones es el que presenta una mayor desviación típica, seguido por el mercado de renta fija corporativa y de bonos verdes (ambos presentan una volatilidad parecida). Siendo el mercado de renta fija del tesoro el que menos desviación típica tiene.

Tabla 5.6: Estadísticos descriptivos de la volatilidad

La tabla muestra los estadísticos descriptivos de la volatilidad, calculados como logaritmo neperianos de los rendimientos al cuadrado.

	Media	Desv. típica	Mínimo	Máximo
σ_v	-13.34325	2.19876	-24.80538	-9.05561
σ_c	-12.77159	2.44301	-28.99980	-7.75157
σ_{ts}	-12.75356	2.22363	-22.93378	-8.26748
σ_a	-11.65334	2.47936	-24.58782	-5.98001

5.3. Desbordamientos de la muestra completa

En la tabla 5.7 se muestra los derrames de volatilidad entre los distintos mercados. Donde cada entrada ij es la contribución a la variación del error de predicción del mercado i debida a shocks procedentes del mercado j .

Fuera de la diagonal las suma de las columnas (“Contribución a otros”) y las sumas de las filas (“Contribución de otros”) son los efectos indirectos direccionales “a” y “de” y su diferencia los efectos indirectos de la volatilidad neta. El índice de derrame de volatilidad total aparece en la esquina inferior derecha de la tabla, que es la suma de las columnas fuera de la diagonal (o de las filas) expresada como porcentaje del total de la suma de todas las columnas (o las filas) incluida la diagonal.

Tabla 5.7: Desbordamientos de la volatilidad

La tabla proporciona una descomposición aproximada de "entrada-salida" del índice de desbordamiento de volatilidad total.

	σ_v	σ_c	σ_{ts}	σ_a	Contribución de otros
σ_v	68.91	14.11	16.67	0.31	31.1
σ_c	13.25	67.12	19.24	0.39	32.9
σ_{ts}	15.56	18.81	65.24	0.39	34.8
σ_a	0.22	0.27	0.76	98.76	1.2
Contribución a otros	29.0	33.2	36.7	1.1	100.0
Contribución incluidas las propias	97.9	100.3	101.9	99.8	25.0

Si se observa la fila "Contribución a otros" se puede ver que los efectos indirectos de volatilidad direccional bruta "a otros" son similares en el caso del mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y del tesoro. Pero no para el caso del mercado de acciones, el cual presenta un valor muy inferior. Lo mismo ocurre al observar la columna "Contribución de otros", donde los efectos indirectos de otros" explican el 31.1%, 32.9% y 34.8% del error de predicción de la varianza del mercado de bonos verdes, renta fija corporativa y del tesoro. Mientras que solo el 1.2% del mercado de acciones. En cuanto a los efectos indirectos de volatilidad direccional neta, los más grandes son de otros al mercado de bonos verdes ($29 - 31,1 = -2,1$) y del mercado de renta fija del tesoro a otros ($36,7 - 34,8 = 1,9$).

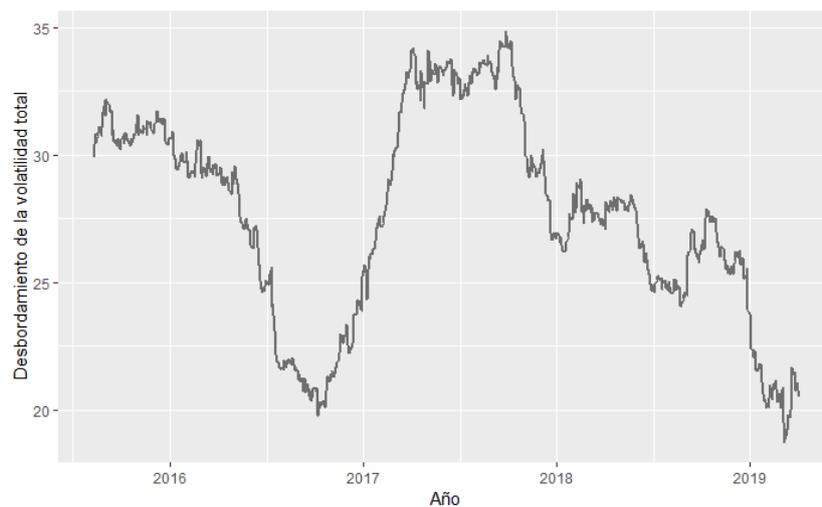
Ahora se observa el derrame de volatilidad total (no direccional), que es efectivamente una medida de los diversos derrames de volatilidad direccional en un solo índice, que aparece en la esquina inferior derecha de la tabla. Éste, indica que, en promedio, de toda la muestra el 25% de la variación del error de predicción de la volatilidad en los cuatro mercados proviene de desbordamientos.

Tanto el desbordamiento total como el direccional durante el periodo considerado fueron altos para el mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y corporativa, y bajo para el mercado de acciones.

5.3.1. Gráfico de desbordamiento de la volatilidad total en la muestra dinámica

La tabla 5.7 mostraba los derrames de la muestra completa y el índice de derrames construidos anteriormente. Si bien proporciona un resumen útil del comportamiento de desbordamiento de volatilidad "promedio", no captura movimientos cíclicos que son importantes en los desbordamientos. Por lo que se estiman los efectos indirectos de volatilidad empleando una ventana de muestras continuas de 200 días, con un horizonte de pronóstico de 10 días. Evaluándose el alcance y la naturaleza de la variación de efectos indirectos a lo largo del tiempo a través de las series de tiempo correspondientes a los índices de desbordamiento, los cuales se examinan de forma gráfica en la figura 5.1.

Figura 5.1: Gráfico de desbordamiento de la volatilidad total en la muestra dinámica



El gráfico de derrame de la volatilidad total muestra que para todo el periodo considerado éste es alto. Ésto es consecuencia de crisis financiera mundial de 2007-2009. Muchos de los países afectados todavía aún no han recuperado las tendencias de crecimiento y estabilidad anteriores a la misma.

La muestra se inicia con un valor cercano al 30 %, posteriormente hasta casi finales de 2016 desciende alcanzando valores próximos al 20 %. Esto se debió a que los bancos centrales se mostraron cada vez más preocupados por su creciente repercusión en el mercado e instaron a los gobiernos a que contribuyeran de forma más equitativa a los esfuerzos de reactivación económica.

Posteriormente, desde finales de 2016 a finales de 2017, la volatilidad se incrementó llegando a alcanzar el máximo nivel del periodo considerado en octubre de 2017, para reducirse desde entonces, aunque con algunas subidas que no llegan a alcanzar los niveles iniciales. La actuación de nuevo de los bancos centrales fue fundamental, puesto que tuvieron una enorme influencia a la hora de reducir la volatilidad y, suprimir los repuntes periódicos de pánico en los mercados. Los tipos de interés se redujeron hasta niveles sin precedentes, y los bancos centrales incrementaron los estímulos mediante la ampliación de sus balances en el marco de los programas de expansión cuantitativa. Por lo que los shocks políticos o económicos no han conseguido generar una verdadera escalada de pánico, que implicaría un aumento de la volatilidad del mercado.

Los resultados están basados en un vector autorregresivo de orden 3 y descomposición de la varianza con un horizonte de predicción de error de 10 días. Para comprobar la sensibilidad de los resultados al orden elegido para el VAR. Se calculan índices para distintos ordenes de 2 a 6. Los valores mínimos, máximos y medios se muestran en la figura 5.2.

Se realiza lo mismo cambiando el horizonte de predicción de 4 a 10 días con el objetivo de comprobar la sensibilidad al horizonte de predicción elegido. Los resultados se muestran en la figura 5.3.

Figura 5.2: Sensibilidad del índice a los retrasos del VAR

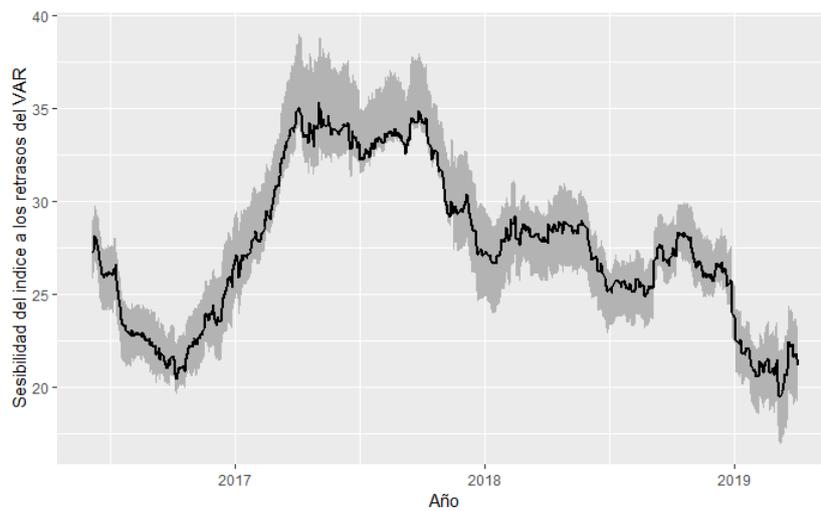
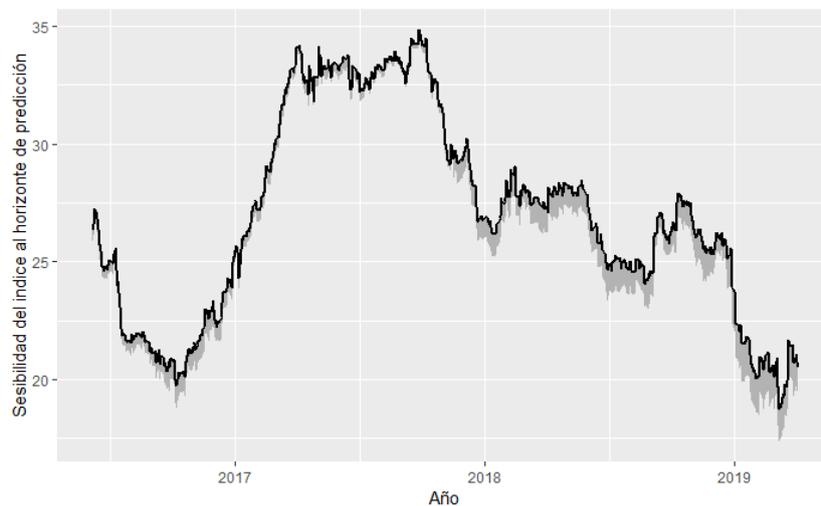


Figura 5.3: Sensibilidad del índice al horizonte de predicción



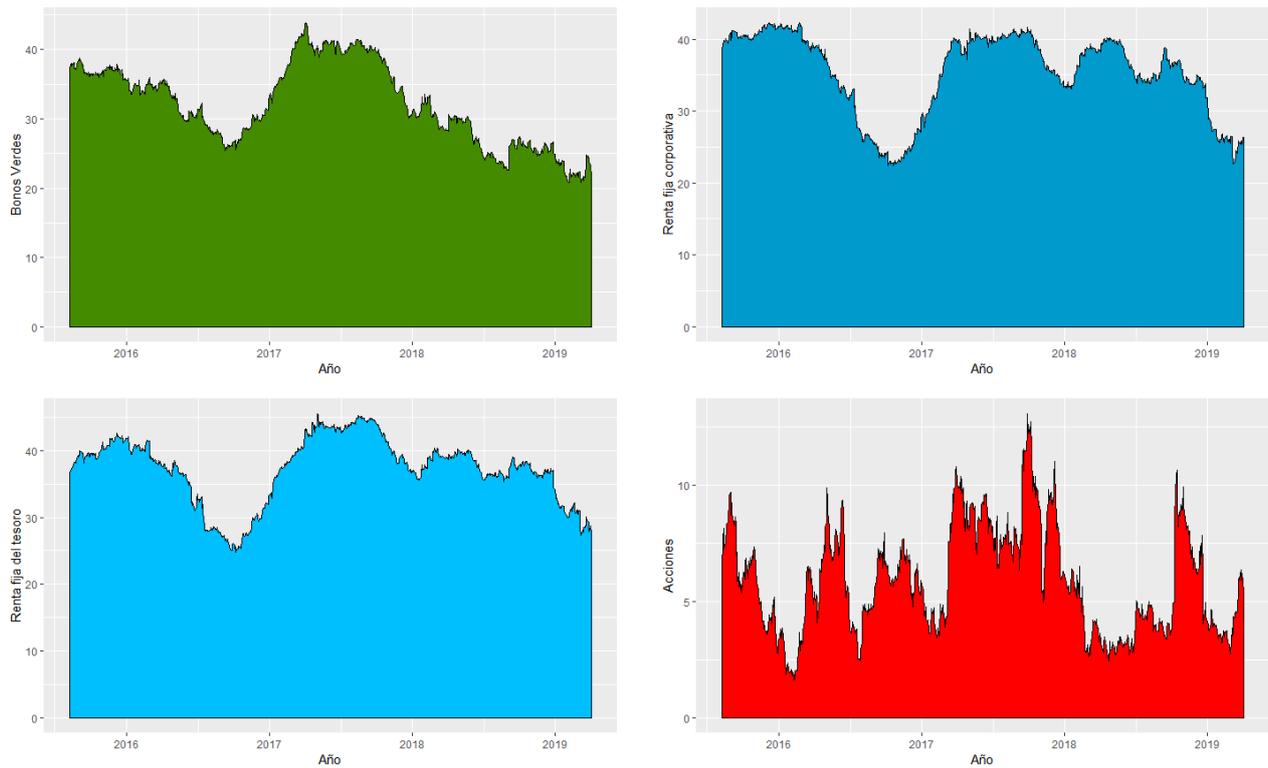
Los resultados parecen en gran medida robustos para todas las variaciones. Al emplear un ancho de ventana más corto se pueden detectar movimientos en los derrames de volatilidad con mayor claridad.

5.3.2. Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica

El análisis anterior aunque proporciona una visión general de la dinámica de volatilidad total, no tiene en cuenta la información de desbordamiento direccional. Esta información está contenida en la fila "Contribución a otros" y la columna "Contribución de otros". Por lo que se estima esta fila y columna de forma dinámica para su posterior análisis gráfico. Los resultados se muestran en las figuras 5.4 y 5.5.

Figura 5.4: Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica

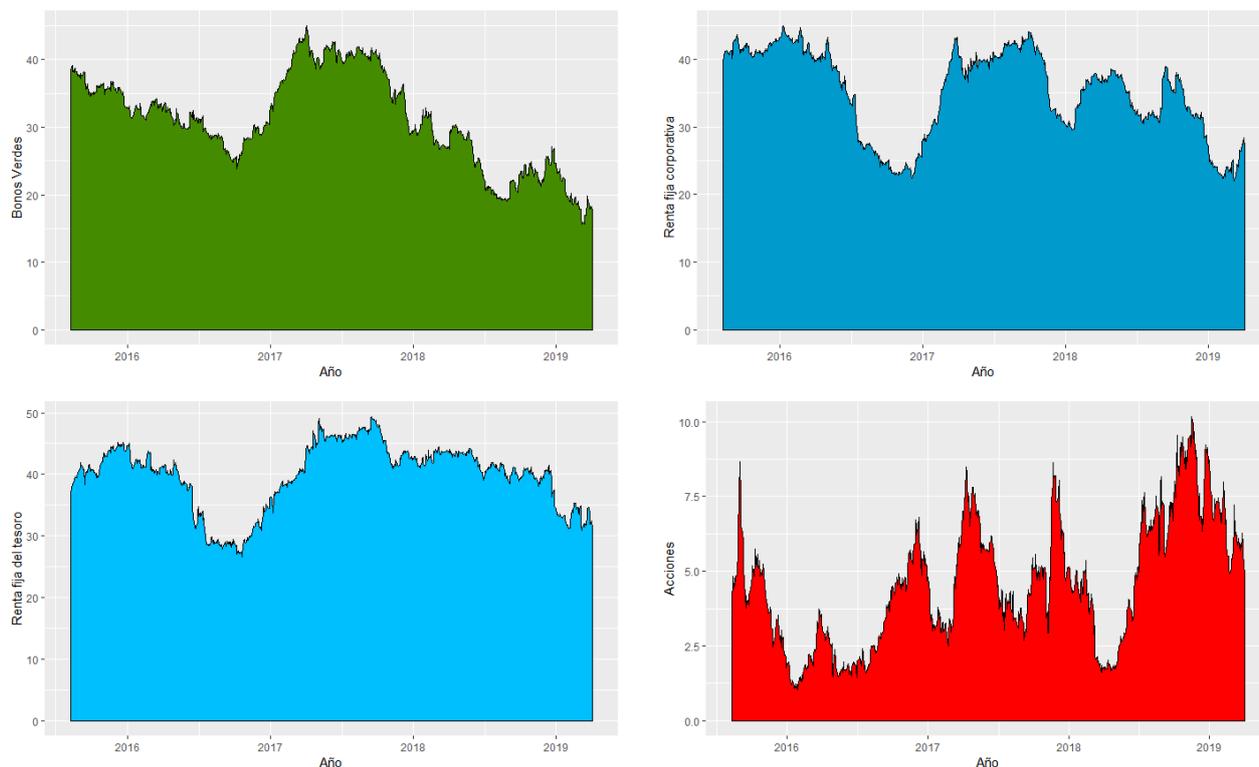
En las figuras se representa el desbordamiento direccional de cada uno de los mercados a los otros, es decir, la fila "Contribución de otros".



Las gráficas muestran que los desbordamientos direccionales del mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y corporativos siguen una dinámica y nivel similar. Alcanzándose el valor mínimo a finales de 2016 con valores cercanos al 25 %. Lo que implica que la volatilidad de estos mercados se ven afectadas entre un 25 % y 45 % por el resto. No ocurre lo mismo con el mercado de acciones, presentando valores bastante inferiores, entre un 2 y un 12 %, aunque con una mayor variabilidad.

Figura 5.5: Gráficos de desbordamiento de volatilidad direccional en la muestra dinámica

En las figuras se representa el desbordamiento direccional de cada uno de los mercados a los otros, es decir, la fila “Contribución a otros”.



Se observa al igual que en el caso anterior, que los desbordamientos direccionales del mercado de bonos verdes, renta fija del tesoro y corporativos son bastante parecidos. Siendo en este caso la renta fija del tesoro la que proporciona ligeramente una mayor volatilidad que las otras dos al resto de mercados. Al igual que en el caso anterior el valor mínimo se alcanza a finales de 2016.

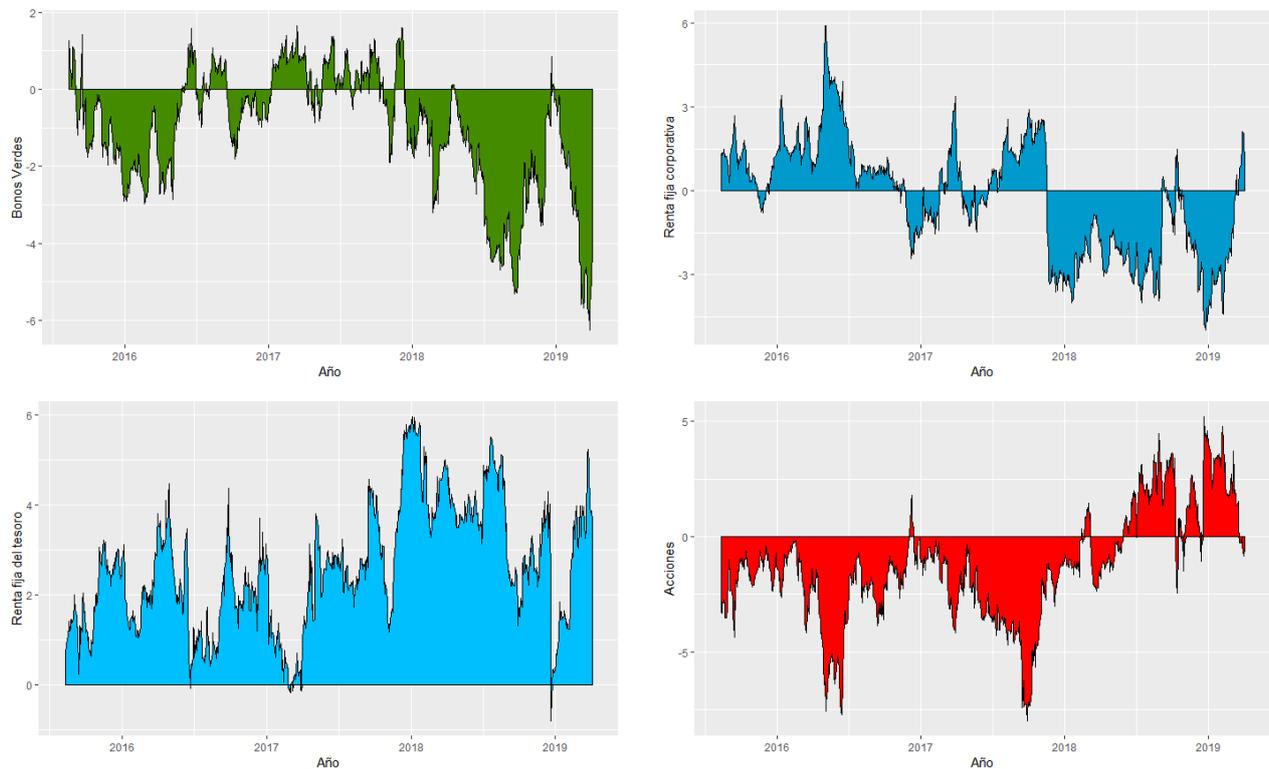
En el caso del mercado de acciones, si bien siguen una dinámica similar, los valores son más pequeños que en el caso anterior, entre un 1 y un 10 %. Lo que implica que este mercado afecta poco al resto.

5.4. Gráficos de desbordamientos netos y por pares

En el apartado anterior se ha analizado el desbordamiento bruto de la volatilidad. Sin embargo, esta metodología nos proporciona también una medida muy útil en términos de desbordamientos direccionales netos, es decir, la diferencia entre la suma de la columna “Contribución de otros” y la suma de la fila “Contribución a otros”. Los desbordamientos netos y los desbordamientos netos por pares para cada una de las combinaciones posibles de los cinco mercados, se muestran en las figuras 5.6 y 5.7

Figura 5.6: Gráficos de desbordamientos netos

En las figuras se representa el desbordamiento direccional de cada uno de los mercados a los otros, es decir, la fila "Direccional a otros".



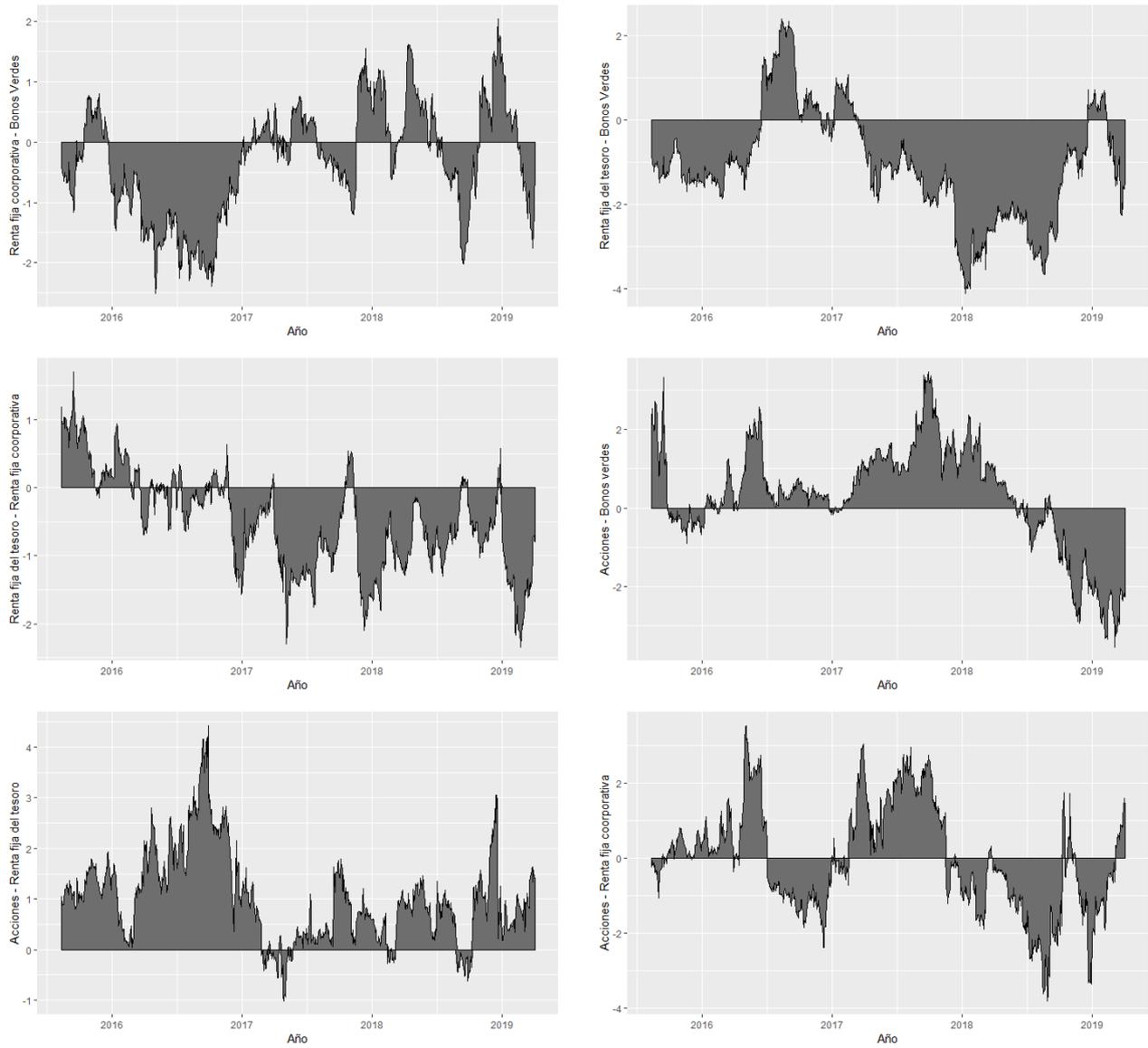
Los efectos de desbordamiento netos en los diferentes mercados presentan distintos resultados en cuanto a tamaño y momento en los que se produce la transmisión de volatilidad. No obstante, se puede observar que el mercado de renta fija del tesoro se caracteriza por ser en general transmisor de volatilidad durante el periodo considerado, afectando principalmente al mercado de acciones.

En el mercado de acciones es receptor neto hasta principios de 2018, año en el que pasa a ser transmisor hacia el mercado de renta fija del tesoro, principalmente.

En cuanto al mercado de renta fija corporativa hasta 2018 es transmisor neto de volatilidad. La mayor parte de los efectos de desbordamiento de volatilidad del mercado se transmitieron al mercado de renta fija del tesoro y acciones. Después de 2018, pasa a ser receptor de volatilidad, principalmente procedente del mercado de bonos verdes.

Por último, el mercado de bonos verdes es receptor, al inicio y al final de la muestra. Siendo afectado en primer momento por el mercado de acciones y en el final del periodo por el mercado de renta fija corporativa. En medio se sitúan momentos en los que se alternan ambos estados, siendo principalmente transmisor hacia el mercado de acciones.

Figura 5.7: Gráficos de desbordamientos netos por pares



6 Conclusiones

Este trabajo se centra en el estudio de la transmisión de volatilidad a nivel global entre el mercado de bonos verdes, los mercados de renta fija (tanto en su conjunto, como segmentados en corporativos y del tesoro) y el bursátil por medio de dos metodologías distintas.

Por una parte, a través de un modelo GARCH multivariante, el modelo BEKK en los casos en los que se considera la renta fija en su conjunto y la corporativa y el aBEKK para la renta fija del tesoro.

Con esta primera metodología, se encuentra que en el mercado de bonos verdes el comportamiento de la volatilidad, tanto si se tiene en cuenta la renta fija corporativa como la del tesoro, es similar. En ambos casos, se ve afectado solo por su propia volatilidad directamente y por la covarianza con estos mercados, indirectamente.

Sin embargo, el mercado de renta fija del tesoro no se ve afectada directamente por el mercado de bonos verdes, pero sí por el mercado de acciones.

De manera similar, solo en el caso en el que se emplea la renta fija del tesoro el mercado de acciones se ve influenciado por la volatilidad del mercado de bonos verdes, tanto de forma directa como indirecta.

Esta evidencia es consistente, en general, con la encontrada por Reboredo (2018), pero con algunas diferencias, ya que éste encuentra dependencia de la cola inferior y superior entre los mercados de bonos verdes y de renta fija corporativa y del tesoro. Los resultados muestran que la volatilidad del mercado de bonos verdes se ve influida solo de forma indirecta por la covarianza entre estos mercados y el de bonos verdes. Por tanto, los bonos verdes no tienen efectos de diversificación para los inversores en los mercados de bonos corporativos y de tesorería.

También, se confirma la ligera dependencia entre el mercado de bonos verdes con el de acciones. La volatilidad del mercado de acciones se ve influida directa e indirectamente por la del mercado de bonos verdes solo cuando se emplea la renta fija del tesoro. Mientras que los bonos verdes no se ven influenciado por el mercado de acciones. Por lo que los bonos verdes pueden tener beneficios de diversificación para los inversores en el mercado de acciones.

Por otra parte, con la metodología de Diebold y Yilmaz (2012), parece corroborar que el mercado de acciones apenas afecta al resto de mercados, siendo la mayor parte del periodo objeto de estudio receptor neto de volatilidad, principalmente procedente del mercado de renta fija del tesoro, seguido del mercado de renta fija corporativa y en menor medida del mercado de bonos verdes. Como cabe esperar entre estos tres últimos existe una gran influencia entre ellos, viéndose bastante afectados los unos por los otros.

El mercado bonos verdes es la mayor parte del periodo considerado receptor neto de volatilidad procedente del mercado de la renta fija corporativa, así como del mercado de acciones.

Estos resultado son coherentes también con los obtenidos por Reboredo (2018).

Este trabajo busca ampliar el conocimiento acerca del comportamiento y transmisión de volatilidad entre el mercado global de bonos verdes y los mercados globales de renta fija y de acciones. Lo que es de interés, ya que los bonos verdes se presentan como una opción de inversión nueva que puede ayudar a satisfacer las crecientes demandas de sostenibilidad y la inversión socialmente responsable. Este estudio podría extenderse considerando mercados diferentes a los utilizados en este trabajo que permitan conocer aun más las relaciones del mercado de bonos verdes con otros mercados financieros.

Referencias

- Antonakakis, N. & Vergos, K. (2013). Sovereign bond yield spillovers in the Euro zone during the financial and debt crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 258-272.
- Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section. *Business and Economics Statistics Section*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.
- Bollerslev, T. & Wooldridge, J.M. (1992). Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European Monetary Systems. *Journal Financial Review*, 35, 29-48.
- Bollerslev, T., Engle, R.F. & Wooldridge, J.M. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariance. *Journal of Econometrics*, 96, 116-131.
- Bragdon, JH & Marlin, J. (1972). Is Pollution Profitable? *Risk Management*, 9-18.
- Broadstock, D.C., Cao, H. & Zhang, D. (2012). Oil shocks and their impact on energy related stocks in China. *Energy Economics*, 34, 1888-1895.
- Cappiello, L., Engle, R. F., & Sheppard, K. (2006). Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4(4), 537-572.
- Carhart, M. (2007). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chuliá, H., Furió, D. & Uribe, JM (2019). Derrames de volatilidad en los mercados de energía. *Energy Journal*, 40 (3).
- Chuliá, H. & Torro, H. (2008). The economic value of volatility transmission between the stock and bond markets. *Journal of Futures Markets*, 28(11), 1066-1094.
- Chung, H., Lee, H.H. & Tsai, P.C. (2012). Are green fund investors really socially responsible? *Rev. Pac. Basin Financ. Mark*, 15, 1-25.
- Climate Bonds Initiative. (2018). Green bonds: The state of the market 2018.
- Climent, F. & Soriano, P. (2011). Green and Good? The Investment Performance of US Environmental Mutual Funds. *Journal of Business Ethics*, 103(2), 275-287.
- Dean, W. G., Faff, R. W. & Loudon, G. F. (2010). Asymmetry in return and volatility spillover between equity and bond markets in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 118(3), 272-289.
- Derwall, J., Guenster, N., Bauer, R. & Koedijk, K. (2005). The Eco-Efficiency Premium Puzzle. *Financial Analysts Journal*, 61(2), 51-63.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Finance research letters*, 18, 255-262.
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal*, 119(534), 158-171.
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1) 57-66.
- Ehlers, T., & Packer, F. (2017). Green bond finance and certification. *BIS Quarterly Review September*.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R.F. & Kroner, K.F., (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R.F. & Ng, V.K., (1993) Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 1749-1778.
- Flaherty, M., Gevorkyan, A., Radpour & S., Semmler, W. (2016). Financing Climate Policies through Climate Bonds. A Three Stage Model and Empirics. *International Business and Finance*,

42, 468-479.

Fleming, J., Kirby, C., & Ostdiek, B. (1998). Information and volatility linkages in the stock, bond and money markets. *Journal of Financial Economics*, 49, 111-137.

Friedman, M. (1962). Capitalism and Freedom. *University of Chicago Press*.

Henriques, I & P. Sadorsky. (2008). Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. *Journal of Economics and Business*, 57, 2-21.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Karolyi, G. A. (1995). A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(4), 13, 11-25.

Kearney, C. & Patton, A. (2000). Quasi-maximum likelihood estimation and inference procedures in dynamic models with timevarying covariances. *Econometrics Reviews*, 11, 143-172.

Kim, S., Moshirian, F. & Wu, E. (2006). Evolution of international stock and bond market integration: Influence of the European Monetary Union. *Journal of Banking and Finance*, 30, 1507-1534.

Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, 74(1), 119-147.

Kochetygova, J. & Jauhari A. (2014) Climate change, green bonds and index investing: The new frontier. *Technical Report S&P Dow Jones Indices. McGraw-Hill Financial*.

Kroner, K. F. & Claessens, S. (1991). Optimal Dynamic Hedging Portfolios and the Currency Composition of External Debt. *Journal of International Money and Finance*, 10, 131-148.

Kroner, K.F. & Ng, V.K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y., (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Lin, W.-L., Engle, R.F. & Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of Financial Studies*, 7, 507-538.

Longin, F. & Solnik, B. (1995). . Is the correlation in international equity returns constant: 1960- 1990? *Journal of International Money and Finance*, 14, 3-26.

Montabon, F., Sroufe, R., Narasimhan, R. (2007). An examination of corporate reporting, environmental management practices and firm performance. *Journal of Operations Management*, 25, 998-1014.

Muñoz, F., Vargas, M. & Marco, I. (2014). Environmental mutual funds: financial performance and managerial abilities. *Journal of Business Ethics*, 124(4), 551-569.

Ortas, E., & J. M. Moneva. (2013). The Clean Techs Equity Indexes at Stake: Risk and Return Dynamics Analysis. *Energy*, 57, 259-269.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.

Pham, L. (2016). Is it risky to go green? A volatility analysis of the green bond market. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 6, 263-291.

Phillips, P.C.B. & Perron, P., (1988) Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75, 335-346.

Preclaw, R., & Bakshi, A. (2015). The cost of being green. *Report, Barclays Credit Research*.

Press, W. H., Teukolsky, S. A., Vetterling, W. T., & Flannery, B. P. (2007). Numerical recipes 3rd edition: The art of scientific computing. *Cambridge university press*.

Reboredo, J. C. (2018). Green bond and financial markets: Co-movement, diversification and price spillover effects. *Energy Economics*, 74, 38-50.

Sadorsky, P. (2012a). Modeling renewable energy company risk. *Energy Policy*, 40, 39-48.

Sadorsky, P. (2012b). Correlations and Volatility Spillovers between Oil Prices and the Stock Prices of Clean Energy and Technology Companies. *Energy Economics*, 34(1), 248-255.

Skintzi, V.D. & Refenes, A.N. (2006). Volatility spillovers and dynamic correlation in Euro-

pean bond markets. *Journal of International Financial Markets*, 16, 23-40.

Theodossiou, P. & Lee, U. (1993). Mean and volatility spillovers across major national stock markets: further empirical evidence. *Journal of Financial Research*, 16, 337-350.

Tsay, R. S. (2013). Multivariate time series analysis: with R and financial applications. *John Wiley & Sons*, p. 401-403.

Wald, A. (1943). Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, 54(3), 426-482.

Wang, G. J., Xie, C., Jiang, Z. Q. & Stanley, H. E. (2016). Who are the net senders and recipients of volatility spillovers in China? *Journal of the American Statistical Society*, 75, 427-431.

Zerbid, O.D. (2019). Is There a Green Bond Premium? The yield differential between green and conventional bonds *Journal of Banking and Finance*, 98, 39-60.

Zhang, G., & Du, Z. (2017). Co-movements among the stock prices of new energy, high-technology and fossil fuel companies in China. *Energy*, 135, 249-256.