



Universidad de Valladolid

**Facultad de Ciencias Económicas
y Empresariales**

Trabajo Fin de Grado

Grado en Economía

**ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE LA RENTA
FIJA Y LA RENTA VARIABLE EN ESPAÑA Y
ESTADOS UNIDOS**

Presentado por:

ALBERTO GARCÍA GARCÍA

Tutelado por:

ANA PÉREZ ESPARTERO

Valladolid, 18 de junio de 2025

RESUMEN

Este trabajo analiza las relaciones entre los mercados de renta fija y renta variable en Estados Unidos y España desde finales del siglo XX hasta la actualidad. Se estudia la dependencia global mediante el coeficiente de correlación de Pearson y dos medidas alternativas: el coeficiente de correlación por rangos de Spearman y el coeficiente de concordancia de Kendall. Asimismo, se analiza la dependencia local a través de dependogramas y coeficientes de dependencia en las colas. El análisis dinámico muestra diferencias notables entre ambos países y entre los coeficientes utilizados, especialmente en periodos de alta volatilidad financiera. En general, en Estados Unidos la correlación entre la renta fija y la renta variable es negativa, mientras que en España es positiva, con una dependencia asimétrica en las colas en ambos países. El análisis de dependencia en las colas evidencia el fenómeno de huida hacia y desde la calidad en EE. UU. y una mayor sincronización de los mercados en España. Por último, se confirma que la elección del coeficiente de dependencia, del tamaño de la ventana móvil y del vencimiento del índice afecta a los resultados, lo que evidencia la utilidad de usar enfoques complementarios y adaptados a cada país para mejorar la comprensión de la dinámica entre mercados financieros.

Palabras clave: correlación, Spearman, Kendall, dependencia en las colas.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationships between bond and equity markets in the United States and Spain from the late 20th century to the present. Global dependence is measured through Pearson's correlation coefficient and two rank-based alternatives: Spearman's rank coefficient and Kendall's coefficient of concordance. Moreover, tail dependence is assessed via dependograms and tail dependence coefficients. The dynamic analysis reveals notable differences between the two countries and between the measures used, especially during periods of financial stress. Additionally, bond and stock returns exhibit negative correlation in the U.S. and positive correlation in Spain, with asymmetric tail dependence in both countries. The tail dependence analysis evidences the presence of the flight-to-quality (*FTQ*) and flight-from-quality (*FFQ*) phenomena in the U.S. and a greater synchronization of markets in Spain in response to common financial shocks. Finally, it is confirmed that the choice of the dependence measure, moving window size and bond index maturity greatly affects the results and their interpretation, highlighting the usefulness of complementary and country-specific approaches for better understanding of cross-market dynamics.

Keywords: correlation, Spearman, Kendall, tail dependence.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS	8
3. ASPECTOS METODOLÓGICOS	13
3.1. COEFICIENTE DE CORRELACIÓN LINEAL DE PEARSON	14
3.2. COEFICIENTE DE RANGOS DE SPEARMAN	17
3.3. COEFICIENTE DE CONCORDANCIA DE KENDALL	19
3.4. ANÁLISIS COMPARATIVO DE LOS TRES COEFICIENTES	21
3.5. MEDIDAS DE DEPENDENCIA EN LAS COLAS	26
3.6. ANÁLISIS DINÁMICO BASADO EN VENTANAS MÓVILES (RWC)	29
4. APLICACIÓN EMPÍRICA	32
4.1. DEPENDENCIA GLOBAL: PEARSON, SPEARMAN Y KENDALL	33
4.2. DEPENDENCIA EN LAS COLAS	37
5. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LOS RESULTADOS	46
5.1. SENSIBILIDAD AL TAMAÑO DE LA VENTANA MÓVIL	46
5.2. SENSIBILIDAD AL VENCIMIENTO DEL ÍNDICE DE RENTA FIJA	48
6. CONCLUSIONES	53
REFERENCIAS	56
ANEXO A. RESUMEN DE LOS ESTUDIOS SOBRE LA DEPENDENCIA ENTRE MERCADOS FINANCIEROS	59
ANEXO B. IMPACTO DE DIVERSOS FACTORES ECONÓMICOS SOBRE LA CORRELACIÓN EN LOS MERCADOS	62
ANEXO C. NOMBRES ORIGINALES Y TICKERS DE LOS ÍNDICES DE RENTA FIJA Y VARIABLE UTILIZADOS	64

1. INTRODUCCIÓN

Las acciones y los bonos constituyen los dos instrumentos financieros más negociados en los mercados de capitales y la relación entre sus rendimientos es un elemento clave en las finanzas por diversas razones (Ponrajah y Ning, 2023). Desde una perspectiva teórica, dicha relación constituye un pilar fundamental en modelos de valoración de activos, como el CAPM y el APT, dado que la correlación incide directamente en las estrategias de asignación de activos y en la gestión del riesgo de carteras diversificadas (Embrechts et al., 1999; Tachibana, 2020). Asimismo, considerando el sistema financiero en su conjunto, esta interdependencia es crucial, ya que influye en la efectividad de la diversificación durante las crisis y en la estabilidad de los mercados financieros en su conjunto (Baur y Lucey, 2009). En consecuencia, comprender la dinámica de la relación entre las acciones y los bonos es esencial tanto para la formulación de políticas económicas como para la toma de decisiones en los mercados financieros.

Sin embargo, a pesar de su importancia, el estudio de la estructura de dependencia entre los mercados de renta fija y renta variable no ha alcanzado conclusiones definitivas. La evidencia empírica indica que la correlación entre ambos mercados puede ser tanto positiva como negativa y que esta relación fluctúa a lo largo del tiempo debido a la influencia de múltiples factores económicos (Ponrajah y Ning, 2023; Molenaar et al., 2024; Andersson et al., 2008). Tanto es así que, incluso Benjamin Graham, modificó su visión al respecto entre las distintas ediciones de *El Inversor Inteligente*, lo que demuestra la naturaleza cambiante del fenómeno y el continuo descubrimiento de nuevos factores que lo explican (Li, 2002).

El impacto de la correlación en los aspectos mencionados depende tanto del signo como de la magnitud del coeficiente con el que se estime. Un coeficiente que indique una **correlación positiva** entre los mercados sugiere que, durante las fases bajistas, se producen colapsos simultáneos en los dos mercados, mientras que, en fases expansivas, ambos mercados experimentan un crecimiento conjunto. Es decir, cuando la renta fija reporta rentabilidades positivas a los inversores, la renta variable también las da y viceversa (Ponrajah y Ning, 2023; Ilmamen, 2003; Brixton et al., 2023; Li, 2002). Además, como señalan Ponrajah y Ning (2023), la relación de dependencia entre acciones y bonos es asimétrica, con una mayor dependencia en

la cola izquierda que en la derecha. Esto indica que es más probable que los mercados de acciones y bonos sufran caídas simultáneas en periodos de crisis, a que ambos experimenten auges colectivos. En esta situación, la capacidad de diversificación de la renta fija no se puede aprovechar cuando más se requiere, debido a que ambos activos caen simultáneamente, sin posibilidad de mitigar pérdidas a través de la compra de bonos. La renta fija pierde así su función principal como cobertura frente a la renta variable durante las crisis, lo cual tiene importantes implicaciones en el diseño de carteras (Barros, 2020).

Por otro lado, un coeficiente que indique **correlación negativa** implica que, cuando la renta fija registra rentabilidades positivas, la renta variable las reporta negativas y viceversa (Markowicz, 2022; Brixton et al., 2023; Molenaar et al., 2024; Portelli y Roncalli, 2024). Esta estructura de dependencia entre los rendimientos de los mercados contribuye a reducir el riesgo de una cartera formada por ambos activos y a mitigar las pérdidas en periodos de crisis o incertidumbre, proporcionando mayor estabilidad y resiliencia a los sistemas financieros internacionales (Baur y Lucey, 2009). En estos casos, la compra de bonos actúa como una cobertura eficaz para los inversores que buscan proteger su cartera frente a la caída de los precios de las acciones (Markowicz, 2022; Campbell et al., 2023). Este fenómeno se denomina “huida hacia la calidad” o *flight-to-quality* (FTQ por sus siglas en inglés) y consiste en la rotación, por parte de los inversores, de sus posiciones desde la renta variable a la renta fija, en momentos de crisis bursátil o cuando las expectativas sobre la bolsa no son buenas (Dajcman, 2012; Tachibana, 2020). Por el contrario, si las expectativas mejoran y la prima de riesgo disminuye, se traslada el capital desde los bonos a posiciones con mayor riesgo y rentabilidad, es decir, se produce una “huida desde la calidad” o *flight-from-quality* (FFQ por sus siglas en inglés) (Ponrajah y Ning, 2023; Baur y Lucey, 2009). Se emplea el termino *calidad* porque los bonos, al ser percibidos como más seguros que las acciones, se consideran activos de calidad (Ponrajah y Ning, 2023). Estos movimientos de capital hacia activos de menor o mayor riesgo ocurren simultáneamente en distintos países. Durante una crisis, los mercados de renta variable caen conjuntamente y los de renta fija se fortalecen. En contraste, en periodos de expansión, los mercados de renta fija caen y la renta variable sube.

La mayoría de la literatura concluye que, durante gran parte del siglo XX, la correlación entre los rendimientos de los mercados de renta fija y renta variable – conocida como *Stock-Bond Correlation* (SBC)– ha sido positiva (Ilmamen, 2003; Li, 2002). Sin embargo, a partir del siglo XXI, esta correlación pasó a ser negativa (Markowicz, 2022; Brixton et al., 2023; Molenaar et al. 2024; Portelli y Roncalli, 2024), aunque en los años posteriores a la crisis del COVID-19 ha vuelto a registrar valores positivos. Este reciente cambio se atribuye a la elevada incertidumbre económica y a periodos de creciente inflación (Markowicz, 2022; Portelli y Roncalli, 2024; Molenaar et al., 2024).

A pesar del consenso general en cuanto a los cambios de signo de la relación entre la renta fija y la renta variable, la literatura revisada presenta **discrepancias**. Estas se deben, fundamentalmente, a que estimar la dependencia entre dos mercados financieros a lo largo del tiempo implica tomar decisiones metodológicas sobre aspectos clave que pueden afectar a los resultados (Portelli y Roncalli, 2024). La Tabla 8 del Anexo A recoge de forma detallada las decisiones metodológicas adoptadas en la literatura revisada. A continuación, se resumen las más relevantes y, además, se exponen las decisiones metodológicas adoptadas en este trabajo.

En primer lugar, la elección de los **países de estudio** es un aspecto fundamental. En la literatura revisada, Estados Unidos es el país más analizado, mientras que otros países suelen abordarse de manera secundaria. No obstante, algunos trabajos, como los de Li (2002), Portelli y Roncalli (2024) y Molenaar et al. (2024), incluyen otros países –como los del G7–, mientras que solo Portelli y Roncalli (2024) y Dajcman (2012) examinan los mercados financieros españoles. Cada país presenta características económicas y sociales propias que influyen en el comportamiento de su mercado financiero, por lo que no es posible extrapolar directamente las conclusiones del mercado estadounidense a otros países. Como muestran Portelli y Roncalli (2024), al comparar distintos países se observan distintos comportamientos en el mismo periodo. Por ejemplo, España experimentó casi una década de correlación negativa entre renta fija y renta variable, mientras que en Estados Unidos esta se prolongó por dos décadas. Esta diferencia y otras también se observan en la aplicación empírica de este trabajo –secciones 4 y 5–, donde se analizan los casos de Estados Unidos y España.

La segunda cuestión a tener en cuenta es la elección de los **índices bursátiles y de renta fija** que se van a emplear. En los estudios revisados sobre Estados Unidos, se emplea generalmente el índice bursátil S&P 500, sin considerar alternativas como el NASDAQ o el Dow Jones, mientras que, en otros países, se emplea el índice bursátil representativo de cada mercado, sin tener en cuenta otros índices secundarios nacionales. Para la renta fija, es fundamental diferenciar si se emplea el tipo de interés de un bono específico –conocido como *yield*– o si se utiliza un índice de renta fija de un vencimiento determinado (Molenaar et al., 2024). En cualquier caso, para la renta fija es crucial fijar un horizonte temporal concreto, ya que el comportamiento de los índices de muy corto plazo –por ejemplo, tres meses– difiere del comportamiento de los de largo plazo –treinta años–, lo que afecta a la dinámica de la correlación; véase Portelli y Roncalli (2024) y nuestros propios resultados al respecto de la sección 5. En este trabajo se selecciona, para Estados Unidos, el índice bursátil S&P 500 junto con tres índices de renta fija con vencimientos a 2, 10 y 30 años. Para España, se utiliza el IBEX 35 y los correspondientes índices de renta fija con los mismos vencimientos.

La tercera decisión metodológica se refiere al periodo analizado, la frecuencia de los datos y la variable utilizada para representar la evolución de los índices seleccionados; véase Tabla 8 del Anexo A. El **intervalo temporal** más habitual abarca desde mediados del siglo XX hasta la actualidad y las **frecuencias** más utilizadas son la diaria, semanal y mensual. Molenaar et al. (2024) demuestran que un cambio en la frecuencia de los rendimientos influye en la estabilidad de los coeficientes de correlación a lo largo del tiempo: los datos mensuales tienden a producir correlaciones más estables, aunque menos sensibles a eventos breves o impacto limitado, mientras que los datos diarios producen valores de correlación más erráticos. En cuanto a la **variable que refleja la evolución de los mercados**, se pueden utilizar los precios de cierre o los rendimientos. La primera opción puede ser problemática, puesto que las series de precios no son estacionarias. Por esta razón, la práctica más habitual es utilizar los rendimientos de los índices, calculados como la diferencia de logaritmos neperianos de los precios, lo que permite obtener series estacionarias (Ponrajah y Ning, 2023). En este trabajo, el intervalo temporal considerado abarca aproximadamente desde 1989 para Estados y desde 1993 para España, hasta el año 2025. Para ambos países se utilizan rentabilidades semanales, obtenidas a partir de la diferencia de logaritmos neperianos de los precios de cierre.

Por último, es necesario seleccionar la **metodología** para estimar la relación entre los mercados a lo largo del tiempo. En la literatura predominan tres enfoques principales:

- a) **Modelos de cópulas** con cambio de régimen, combinados con modelos GARCH para estimar las distribuciones marginales; véanse, por ejemplo, Ponrajah y Ning (2023), García y Tsafack (2011), Tachibana (2020) y otras referencias citadas en estos trabajos.
- b) **Modelos de Correlación Condicional Dinámica** DCC-GARCH. Esta metodología se emplea en Andersson et al. (2008), Dajcman (2012) y Baur y Lucey (2009), así como en otras referencias citadas por estos trabajos.
- c) **Correlación móvil** (*Rolling Window Correlation* o *RWC*, por su notación en inglés). Esta metodología es la más común en la literatura revisada y ha sido empleada, entre otros, por Markowicz (2022), Ilmanen (2003), Brixton et al. (2023) y Connolly et al. (2005).

Las dos primeras metodologías presentan una complejidad matemática y estadística superior al alcance de este trabajo. Por esta razón, se empleará la metodología de la **correlación móvil (RWC)**, que permite analizar cómo evoluciona la relación entre dos variables a lo largo del tiempo. Para ello, se calcula un coeficiente de dependencia para un periodo (ventana) de tamaño fijo, que se va desplazando a lo largo del tiempo hasta cubrir todo el periodo temporal analizado. Esta técnica resulta muy útil para capturar cambios en la dependencia entre mercados financieros y permite comparar fácilmente el impacto de utilizar unas medidas de dependencia u otras. Además, Andersson et al. (2008) muestran que los resultados obtenidos mediante RWC y DCC no son muy diferentes, lo que refuerza el uso de la RWC como una alternativa metodológica más sencilla, pero igualmente válida para examinar la evolución de la correlación entre mercados financieros.

Una última decisión, ligada al uso de la metodología RWC, es la elección del coeficiente que se emplea para medir la relación entre los dos mercados. La mayoría de los estudios previos han aplicado el coeficiente de correlación lineal de Pearson; véanse Andersson et al. (2008) y Portelli y Roncalli (2024). Si las rentabilidades de los activos de renta fija y variable siguieran una distribución conjunta gaussiana, el coeficiente de correlación lineal sería el más apropiado, ya que capturaría por completo la relación entre ambas variables (Embrechts et al., 1999). Sin embargo, la

evidencia empírica (Aparicio y Estrada, 2001; Harris y Küçüközmen, 2001) muestra que las rentabilidades de los activos financieros tienen distribuciones asimétricas y leptocúrticas, incompatibles con el supuesto de Normalidad y que además pueden presentar relaciones no necesariamente lineales. Por ello, el coeficiente de correlación lineal puede no ser la medida más apropiada en este contexto (Ponrajah y Ning, 2023; Drouet y Kotz, 2001).

Para solventar estas limitaciones, en este trabajo se propone el uso de dos medidas de dependencia global alternativas, junto con medidas que capturan la dependencia en las colas de la distribución. Las primeras son **el coeficiente de correlación por rangos de Spearman y el coeficiente de concordancia de Kendall**. Ambas capturan el grado general de asociación entre dos variables considerando todas las observaciones disponibles. Además, las dos se basan en el concepto de concordancia, presentan una menor sensibilidad a los valores atípicos y resultan más adecuadas para captar relaciones no lineales entre las variables. Por su parte, las medidas de dependencia en las colas se centran exclusivamente en las colas de la distribución conjunta, lo cual es especialmente relevante en el contexto de este trabajo, ya que los eventos de mayor impacto financiero suelen estar relacionados con las observaciones extremas, vinculadas a grandes caídas o subidas de las cotizaciones.

En resumen, el **objetivo** de este trabajo es analizar la relación entre los rendimientos de los mercados de renta fija y renta variable en EE. UU. y España utilizando la metodología RWC, así como evaluar la sensibilidad de los resultados frente a las distintas medidas de dependencia, al país analizado, a los vencimientos de los índices de renta fija y al tamaño de la ventana móvil utilizada.

Hasta donde alcanza mi conocimiento, ningún estudio previo ha combinado la metodología RWC con el coeficiente de Kendall y solo Molenaar et al. (2024) la ha aplicado con el coeficiente de Spearman para Estados Unidos, Francia y Reino Unido. Asimismo, la evolución dinámica de la dependencia en las colas, así como su interpretación desde una perspectiva financiera, tampoco han sido abordadas en la literatura existente. Todo ello aporta originalidad al trabajo, especialmente por incluir los mercados financieros españoles, que han sido escasamente estudiados.

Los **resultados** obtenidos muestran que la relación entre la renta fija y la renta variable difiere considerablemente entre países. En Estados Unidos predomina una relación negativa, mientras que en España esta es positiva. Además, las medidas de concordancia resultan más robustas que el coeficiente de correlación lineal frente a valores atípicos y muestran un patrón similar, salvo en periodos de alta inestabilidad e incertidumbre financiera, donde sus trayectorias se desvían. El análisis de dependencia en las colas evidencia la existencia de “huida hacia la calidad” y “huida desde la calidad” en EE. UU. y una mayor sincronización de los mercados en España ante shocks comunes. Finalmente, se demuestra que la elección del vencimiento del índice de renta fija y del tamaño de la ventana móvil influyen en los resultados, lo que subraya la importancia de adecuar las decisiones metodológicas a los objetivos específicos del análisis.

Finalmente, es importante señalar que los cambios y la intensidad de la correlación están estrechamente ligados a diversos **factores económicos** que influyen en la relación entre los mercados de acciones y bonos (Markowicz, 2022), aunque este aspecto no se aborda explícitamente en este trabajo por razones de espacio y enfoque. En concreto, la inflación, los tipos de interés, el ciclo económico, la volatilidad y la política monetaria, junto con las expectativas e incertidumbre asociadas a estas variables, son determinantes clave de esta correlación (Ilmanen, 2003; Brixton et al., 2023). Otros determinantes con menor peso son los beneficios empresariales (Markowicz, 2022), la solvencia de los gobiernos (Molenaar et al., 2024) y los movimientos inusuales en la asignación de activos entre renta fija y renta variable (Connolly et al., 2005). Para el lector interesado, el **Anexo B** incluye una síntesis de estos determinantes y su impacto esperado sobre el signo de la correlación entre acciones y bonos. La importancia de algunos factores se refleja, de manera indirecta, en la aplicación empírica de este trabajo, a pesar de no haber aplicado modelos econométricos.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. La **sección 2** describe los datos utilizados, detallando los índices considerados, la frecuencia, el periodo analizado y las fuentes de datos. Además, se presenta un primer análisis descriptivo de los datos. En la **sección 3** se explican y comparan las tres medidas de dependencia global empleadas y se introducen las medidas de dependencia en las

colas utilizadas. Asimismo, se describe en detalle la metodología RWC y cómo se aplica para cada una de las medidas consideradas. En la **sección 4**, se incluye la aplicación empírica y se analizan los resultados obtenidos, distinguiendo entre medidas de dependencia global y local. La **sección 5** presenta un análisis de sensibilidad de los resultados al vencimiento de los índices de renta fija y al tamaño de la ventana móvil. Por último, la **sección 6** recoge las conclusiones más relevantes del trabajo y señala posibles líneas de investigación futuras.

2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Como se ha anticipado en la introducción, en este trabajo se analizan los mercados de renta fija y renta variable de Estados Unidos y España. Dado que no existe un activo financiero que refleje con exactitud el comportamiento global de cada uno de estos mercados, en la práctica se recurre a utilizar índices representativos como aproximaciones del rendimiento de cada mercado (Portelli y Roncalli, 2024). En este trabajo se emplean como referencia el **IBEX 35** y el **S&P 500** para representar los mercados de renta variable de España y Estados Unidos, respectivamente. Para la renta fija, se utilizan índices representativos de bonos gubernamentales con vencimientos a 2,10 y 30 años. No se incluyen los tramos intermedios de 3 y 5 años, puesto que no aportan información adicional relevante.

La frecuencia de los datos es semanal y el periodo analizado abarca entre el 6 de enero de 1989 y el 7 de marzo de 2025 para Estados Unidos y entre el 16 de julio de 1993 y el 7 de marzo de 2025 para España. En total, se dispone de 1.888 observaciones semanales de precios para EE. UU. y de 1.652 observaciones para España.

A partir de las series de precios de cada índice se calculan los rendimientos logarítmicos semanales, aplicando la expresión:

$$R_t = 100 \times (\ln(p_t) - \ln(p_{t-1}))$$

donde p_t representa el precio de cierre de un índice en la semana t , para $t = 1, \dots, T$.

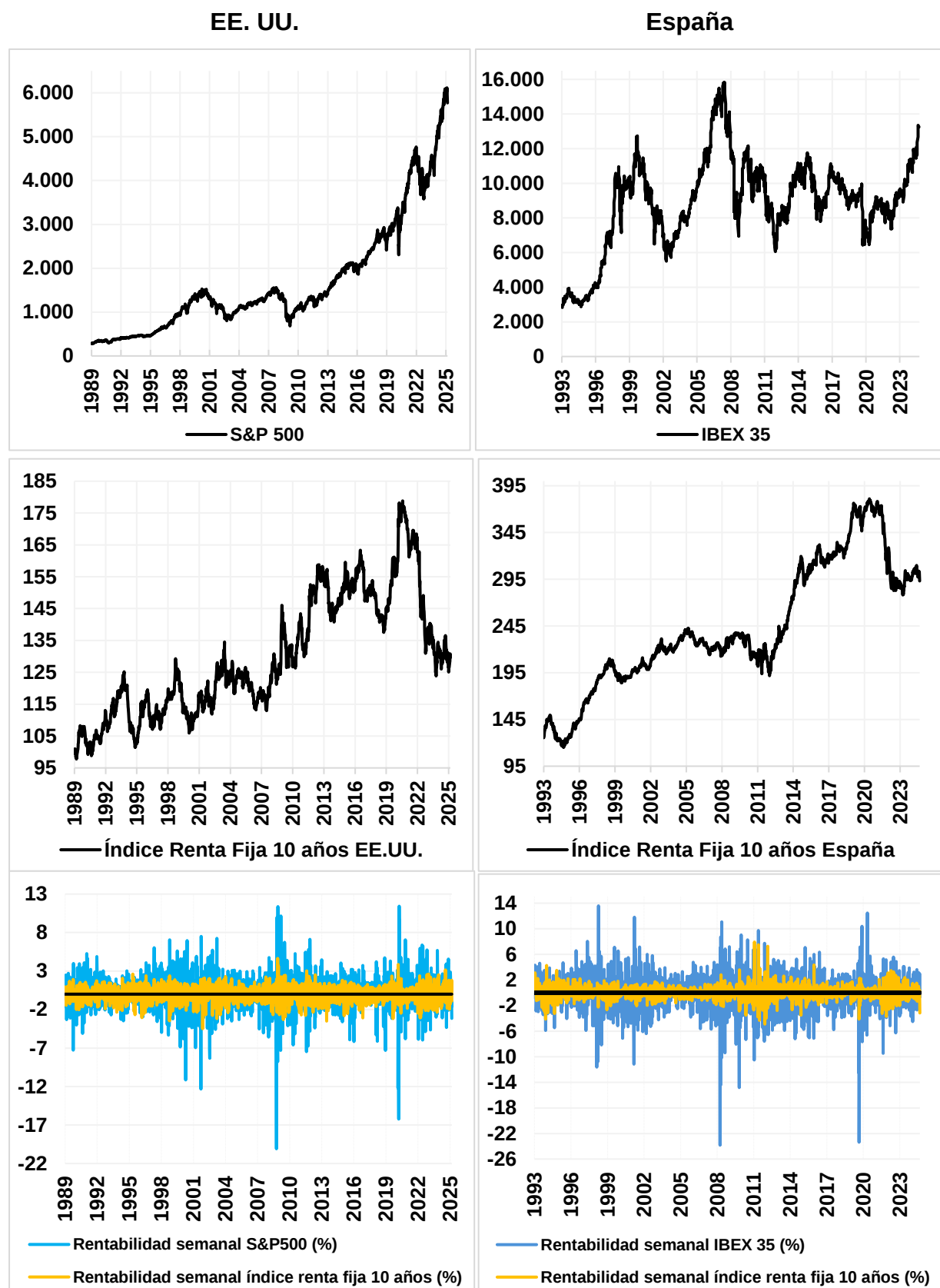
Por tanto, el número total de observaciones de rendimientos disponibles es de $T=1.887$ para EE. UU. y $T=1.1651$ para España. Estos rendimientos se expresan en porcentaje.

Las fuentes de información utilizadas son Yahoo Finance para los datos bursátiles y Datastream LSEG para los datos de renta fija¹. En particular, se utilizan índices de renta fija que excluyen los intereses devengados o el cupón corrido, es decir, aquellos que no incorporan los intereses acumulados. Estos índices, conocidos como *Clean Price Index*, han sido seleccionados por dos razones. En primer lugar, porque es la serie encontrada con mayor disponibilidad de datos en Datastream LSEG. En segundo lugar, porque estos índices permiten capturar la evolución del precio de los bonos exclusivamente en respuesta a los eventos del mercado, evitando la distorsión que podrían generar los cupones periódicos. Si bien se subestima la rentabilidad total de los bonos, proporciona una visión más precisa de la percepción del mercado, al eliminar el impacto de los ingresos periódicos que pueden amortiguar pérdidas. Para mantener la coherencia, los índices bursátiles tampoco incluirán la reinversión de dividendos, para garantizar las mismas condiciones entre ambos mercados. Los nombres completos y los *tickers* de los índices de renta fija y variable se recogen en el **Anexo C** para facilitar la replicabilidad del trabajo.

Como primera aproximación a los datos, la **Figura 1** presenta los índices de renta variable (paneles superiores) y de renta fija (paneles centrales) para EE. UU. –columna izquierda– y España –columna derecha–, junto con sus rentabilidades semanales (paneles inferiores). Se ha seleccionado como referencia el índice de renta fija a 10 años, al presentar un vencimiento intermedio, capaz de captar la tendencia a largo plazo con una volatilidad moderada. No obstante, en la sección 5.1 se analiza la sensibilidad de los resultados frente a distintos vencimientos, con el objetivo de explorar escenarios alternativos al de referencia.

¹ Agradezco al profesor Gabriel de la Fuente por facilitarme el acceso a los datos de los índices de renta fija, fundamentales para la realización de este trabajo.

Figura 1. Evolución del precio (paneles superiores y centrales) y la rentabilidad semanal (paneles inferiores) del S&P 500, el IBEX 35 y la renta fija a 10 años de EE. UU. (1989-2025) y España (1993-2025).



En el caso de **Estados Unidos**, el S&P 500 (panel superior izquierdo) ha seguido una tendencia alcista generalizada durante todo el periodo analizado, con excepciones en periodos de crisis como la burbuja de las puntocom en los 2000, la crisis financiera en 2008 y la caída provocada por la pandemia del COVID-19. A partir de finales de 2020, el mercado de renta variable experimentó un crecimiento aún más acelerado, provocado por la política monetaria expansiva de la Reserva Federal para contrarrestar los efectos de la pandemia, así como por el auge de las “Siete Magníficas” –Apple, Amazon, Alphabet, Meta, Nvidia, Tesla y Microsoft–, impulsado por el auge de la inteligencia artificial. Por otro lado, la renta fija a 10 años (panel central izquierdo) también mostró una tendencia alcista sostenida, con máximos y mínimos crecientes a lo largo de la serie hasta 2021. No obstante, a partir de este año, el índice comenzó a descender debido a que el mercado anticipó las futuras subidas de tipos de interés que la Reserva Federal implementó en julio de 2022. Dado que un aumento en los tipos de interés reduce el precio de los bonos, la caída del índice refleja este ajuste. Además, debido a que la duración de este índice es cercana a 10 años, su sensibilidad ante cambios en los tipos de interés es relativamente alta, aumentando el impacto de las decisiones de política monetaria sobre el precio de los bonos.

En el caso de **España**, la evolución del IBEX 35 (panel superior derecho) ha estado marcada por largos periodos de estancamiento, sin mostrar una tendencia alcista sostenida como la observada en Estados Unidos. Su máximo histórico se alcanzó en 2007, impulsado por el auge económico español en los años previos a la crisis financiera global. Sin embargo, desde entonces, el índice no ha logrado recuperar esos niveles, manteniéndose en un rango lateral prolongado. En cuanto a la renta fija (panel central derecho), el índice español ha experimentado un crecimiento tanto absoluto como relativo superior al de su homólogo estadounidense. No obstante, desde 2021 también ha experimentado una caída, en parte debido al endurecimiento de la política monetaria del Banco Central Europeo. Estas medidas provocaron una caída general en el precio de los bonos, especialmente aquellos con mayor duración.

En lo referente a las series de rendimientos, representados en los paneles inferiores de la **Figura 1** para Estados Unidos (izquierda) y España (derecha), se observa, claramente, que la renta fija a 10 años tiene una menor volatilidad que la renta

variable, independientemente del país analizado. Además, tanto el IBEX 35 como el índice de renta fija a 10 años español muestran una volatilidad ligeramente superior a sus equivalentes estadounidenses (nótese que la escala de ambos gráficos es distinta). Por otra parte, en ambos países se registran episodios extremos. En el caso del S&P 500, la mayor caída se produjo el 10 de octubre de 2008, con una pérdida del 20,08%. La segunda mayor caída se registró el 20 de marzo de 2020, con un descenso del 16,22%, en plena expansión de la pandemia. Por el lado de las subidas, las dos mayores revalorizaciones se registraron el 10 de abril de 2020 y el 28 de noviembre de 2008, con incrementos del 11,42% y 11,35%, respectivamente. En cuanto al IBEX 35, la mayor caída también tuvo lugar el 10 de octubre de 2008, con una pérdida del 23,82%, mientras que la segunda mayor se produjo el 13 de marzo de 2020, con una caída del 23,37%. Los dos mayores aumentos ocurrieron el 16 de octubre de 1998 y el 13 de noviembre de 2020, con incrementos del 13,58% y el 12,48%, respectivamente. Estos valores extremos ilustran la sensibilidad de los mercados y su capacidad de reacción a noticias y shocks globales.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los rendimientos semanales del S&P 500, el IBEX 35 y la renta fija a 10 años de España (1993-2025) y EE. UU. (1989-2025).

	Media	Desv. Est.	Asim.	Curt.	Mín.	Máx.	J-B
S&P 500	0,160	2,312	-0,799	9,994	-20,084	11,424	4047,574***
RF EE. UU.	0,014	1,003	-0,244	3,905	-4,484	4,644	83,161***
IBEX 35	0,093	3,008	-0,829	9,057	-23,827	13,586	2713,774***
RF ESP	0,051	1,079	0,392	8,561	-4,892	7,933	2170,376***

Nota: El número de observaciones utilizadas es de 1.887 para EE. UU. y de 1.651 para España. J-B denota el estadístico Jarque-Bera para contrastar la normalidad de los rendimientos semanales. *** significa que se rechaza la hipótesis nula de normalidad para un nivel de significación del 1%. Se muestra el coeficiente de curtosis (no el de exceso de curtosis), cuya referencia es 3 para la distribución normal.

Para complementar el análisis gráfico, la **Tabla 1** muestra los principales estadísticos descriptivos de los rendimientos semanales de los mercados en los dos países seleccionados. Varias conclusiones se pueden extraer de esta tabla. Por término medio, la renta variable ofrece mayor rentabilidad que la renta fija, independientemente del país. No obstante, este mayor rendimiento viene acompañado de una mayor volatilidad en comparación con la renta fija a 10 años. Esta diferencia se refleja, tanto en la mayor diferencia entre los valores extremos de

los índices bursátiles, en comparación con los de renta fija, como en los mayores valores de la desviación típica de los primeros, frente a los segundos. En consecuencia, se confirma la relación esperada entre riesgo y rentabilidad: a mayor riesgo, mayor rentabilidad esperada.

Comparando ambos países, Estados Unidos muestra una rentabilidad promedio superior en la renta variable y, al mismo tiempo, una menor volatilidad en comparación con España, como ya se había señalado en la **Figura 1**. Esto implica que, en términos del binomio riesgo-rentabilidad, el S&P 500 es estrictamente superior al IBEX 35. En cambio, en la renta fija no se observa la misma relación: el índice español presenta mayor volatilidad y rentabilidad que su equivalente estadounidense, aunque esto no implica necesariamente que sea una mejor inversión.

Por último, como se anticipó en la introducción, se observa que los rendimientos presentan asimetría negativa en todos los casos –excepto en la renta fija española– y muestran leptocurtosis, es decir, distribuciones con colas gruesas que indican mayor frecuencia de valores extremos de la que cabría esperar para una distribución normal. Estas características son incompatibles con el supuesto de normalidad, el cual se rechaza para cualquier nivel de significación superior al 1% mediante el contraste de Jarque-Bera.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

En esta sección se presentan las distintas medidas utilizadas en este trabajo para cuantificar la relación entre los rendimientos de los mercados de renta fija y renta variable descritos en la sección anterior. Una medida de dependencia estadística entre dos variables tiene como objetivo cuantificar la relación entre dichas variables y determinar en qué sentido y con qué intensidad varían conjuntamente. En este marco, existen distintos conceptos de dependencia, así como diferentes formas de medirla. Concretamente, la **asociación** hace referencia, en general, a cualquier tipo de relación entre variables; la **concordancia**, a la consistencia en el orden relativo (rango) de los valores de cada variable; y la **correlación lineal**, a la relación lineal entre variables continuas (Escuder Vallés, 1987). De forma complementaria, la **dependencia en las colas** permite captar el comportamiento en los extremos de la

distribución conjunta, es decir, la tendencia de ambas variables a tomar simultáneamente valores muy altos o muy bajos (Joe, 2014). En este trabajo se abordan principalmente las nociones de correlación lineal, concordancia y dependencia en las colas, para medir la relación entre los mercados de renta fija y renta variable. Para ello, se emplean tres medidas de dependencia global, que consideran la distribución conjunta en su totalidad: el coeficiente de correlación lineal de Pearson y dos coeficientes basados en rangos, Spearman y Kendall. Además, se presentan cuatro coeficientes que capturan la dependencia en las colas de la distribución conjunta, donde se concentran los eventos extremos de mayor relevancia para los mercados financieros.

Antes de exponer estos coeficientes, conviene señalar que en muchas ocasiones se emplea el término “correlación lineal” de forma genérica e imprecisa, provocando que se genere confusión y errores en su aplicación (Embrechts et al., 1999). Uno de los errores más comunes en torno a este concepto es la confusión entre independencia e incorrelación. Dadas dos variables (X, Y) , se dice que X e Y son estadísticamente independientes si su distribución conjunta es igual al producto de sus distribuciones marginales. En cambio, hay incorrelación, si la covarianza entre las variables es igual a 0. Si bien la independencia implica incorrelación, lo contrario, en general, no es necesariamente cierto, dado que pueden existir relaciones no necesariamente lineales en las variables (Escuder Vallés, 1987). Solo en el caso de que las variables sigan una distribución conjunta normal, se puede asegurar la equivalencia entre independencia e incorrelación. Por ello, en un contexto no gaussiano como el de los mercados financieros, resulta necesario considerar otras aproximaciones para medir la relación entre los rendimientos de distintos activos financieros, como las medidas de concordancia o de dependencia en las colas que se aplican en este trabajo.

3.1. COEFICIENTE DE CORRELACIÓN LINEAL DE PEARSON

Formalmente, si se denota por X e Y las rentabilidades de un índice de renta variable y uno de renta fija, respectivamente y por $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_T, y_T)$ las T observaciones disponibles de dichas variables, el coeficiente de correlación lineal muestral de Pearson se define como:

$$r_{XY} = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}}, \quad (1)$$

donde S_{XY} es la covarianza entre X e Y , S_X y S_Y representan las desviaciones típicas muestrales de X e Y , respectivamente y $\bar{x}$ e $\bar{y}$ son las medias muestrales de dichas variables, respectivamente.

El coeficiente de correlación lineal mide la intensidad y dirección de la relación lineal entre dos variables y toma valores entre -1 y 1 (Drouet y Kotz, 2001) y su valor absoluto indica la intensidad de la relación lineal:

- Si la **relación lineal es perfecta**, todas las observaciones se sitúan sobre una recta con pendiente positiva ($r_{XY} = 1$) o negativa ($r_{XY} = -1$). En estos casos, una variable puede predecirse con exactitud a partir de la otra mediante una ecuación lineal de la forma $y = a + bx$, que describe la relación entre ambas variables.
- Cuando la **relación lineal es positiva** pero no perfecta, ambas variables tienden a moverse en la misma dirección, es decir, cuando una aumenta, la otra también lo hace y viceversa. En este caso, el coeficiente de correlación lineal toma un valor positivo ($r_{XY} > 0$), que se reduce a medida que aumenta la dispersión de los puntos (x_i, y_i).
- Cuando la **relación lineal es negativa**, las variables se mueven en direcciones opuestas: si una crece, la otra disminuye. En este caso, el coeficiente de correlación toma valores negativos ($r_{XY} < 0$) y se aproxima a cero a medida que aumenta la dispersión de los puntos (x_i, y_i).
- Si no existe **dependencia lineal** entre las variables, $r_{XY} = 0$, lo que se interpreta como incorrelación entre ellas. Sin embargo, esto no implica independencia entre las variables, sino solo ausencia de relación lineal, por lo que no se descarta la existencia de relaciones no lineales entre dichas variables.

La popularidad del coeficiente de correlación lineal de Pearson en finanzas (y en otras áreas) se debe a su facilidad de cálculo, su interpretación directa en términos relación lineal, sus propiedades (Escuder Vallés, 1987; Liebetrau, 1983) y su arraigo a enfoques teóricos consolidados. En particular, la teoría moderna de carteras desarrollada por Markowitz parte del supuesto de que los rendimientos de los activos siguen una distribución normal, contribuyendo a la popularidad de esta medida de dependencia (Aparicio y Estrada, 2010). Como se comentó en la introducción, este coeficiente es el más adecuado cuando la distribución conjunta de X e Y es normal, puesto que en ese caso la linealidad es la única relación posible entre las variables y la incorrelación sería equivalente a independencia (Embrechts et al., 1999; Drouet y Kotz, 2001). Sin embargo, la evidencia empírica indica que las rentabilidades de los activos financieros suelen tener distribuciones asimétricas y leptocúrticas (Taylor, 2005; Tachibana, 2020; Dajcman, 2012), características incompatibles con el supuesto de normalidad; véanse los resultados de la sección anterior. Además, se ha observado que los rendimientos financieros pueden presentar relaciones no necesariamente lineales, que no se captarían mediante el coeficiente de correlación lineal (Aparicio y Estrada, 2010; Harris y Küçüközmen, 2001).

Por lo tanto, en contextos no gaussianos –como el de este trabajo–, esta medida puede resultar inapropiada y dar lugar a interpretaciones erróneas, exponiendo al inversor a pérdidas superiores a las previstas (Drouet y Kotz, 2001).

Otra de las limitaciones del coeficiente de correlación lineal de Pearson es que no es invariante ante transformaciones no lineales de los datos. Por ejemplo, la correlación lineal entre dos variables no es la misma que entre sus logaritmos: $r_{XY} \neq r_{\ln(X)\ln(Y)}$. Asimismo, la presencia de valores atípicos puede distorsionar su signo y su magnitud, lo que dificulta su interpretación en presencia de observaciones extremas, algo habitual en los rendimientos financieros; véase Figura 1 en la sección anterior.

De la literatura revisada, solo Gulko (2002) y Ponrajah y Ning (2023) advierten explícitamente sobre los riesgos y limitaciones del uso del coeficiente de correlación lineal para medir la relación entre los mercados de renta fija y renta variable.

Para solventar las limitaciones de este coeficiente, en este trabajo se proponen dos medidas de concordancia, como el coeficiente de correlación por rangos de

Spearman y el coeficiente de concordancia de Kendall, además de varios coeficientes de dependencia en las colas. Las tres alternativas se explican en las siguientes secciones.

3.2. COEFICIENTE DE RANGOS DE SPEARMAN

El coeficiente de correlación de Spearman es una medida de dependencia que amplía el campo de aplicación del coeficiente de correlación lineal al caso en el que las variables X e Y representen ordenaciones o sean el resultado de convertir las variables originales en ordenaciones (o rangos). En estos casos, el concepto de dependencia lineal se reemplaza por el de **concordancia**, que mide en qué grado los rangos de las dos variables analizadas mantienen un mismo orden relativo (Escuder Vallés, 1987). En otras palabras, dos variables son concordantes si tienden a tomar valores altos o bajos simultáneamente, mientras que existe discordancia o concordancia negativa cuando, al tomar una variable un valor alto, la otra tiende a tomar un valor bajo.

Tanto si se utilizan variables discretas como continuas, estas pueden transformarse en rangos, lo que permite calcular el coeficiente de Spearman para cualquier variable cuantitativa e incluso para variables cualitativas susceptibles de ser ordenadas. Sin embargo, según el tipo de datos con los que se trabaje, pueden producirse empates, es decir, que una misma variable tome el mismo valor en distintas observaciones. Esto complica el cálculo del coeficiente, puesto que se requiere un criterio concreto para resolver los empates; véase Liebetrau (1983). No obstante, en este trabajo se utilizan variables continuas –rendimientos semanales de índices bursátiles–, que pueden tomar cualquier valor, por lo que la probabilidad de empates es prácticamente cero. Por ejemplo, el rendimiento semanal del S&P 500 el 6 de octubre de 2000 fue -1,934342511813%, valor que difícilmente se repetirá de forma exacta en otro momento de la serie histórica.

Los rangos absolutos de X e Y se denotarán como $(p_1, \dots, p_T)$ y $(q_1, \dots, q_T)$, respectivamente y toman valores desde 1 (para la observación más pequeña) hasta T (para la más grande). La fórmula del coeficiente de correlación de rangos de

Spearman es análoga a la de Pearson, pero aplicada a los rangos en lugar de los valores originales, es decir:

$$r_s = \frac{\sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})(q_t - \bar{q})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (q_t - \bar{q})^2}} \quad (2)$$

donde $\bar{p}$ y $\bar{q}$ son las medias de los rangos absolutos para X e Y , respectivamente.

En ausencia de empates, los T rangos asignados a las observaciones son todos distintos y toman los valores $\{1, 2, \dots, T\}$. En este caso, el coeficiente de correlación de Spearman puede expresarse de una manera más sencilla, gracias a los siguientes resultados (Liebetrau, 1983):

$$\sum_{t=1}^T p_t = \sum_{t=1}^T q_t = 1 + 2 + \dots + T = \frac{1}{2}T(T + 1),$$

$$\sum_{t=1}^T p_t^2 = \sum_{t=1}^T q_t^2 = 1^2 + 2^2 + \dots + T^2 = \frac{1}{6}T(T + 1)(2T + 1),$$

$$\sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})^2 = \sum_{t=1}^T (q_t - \bar{q})^2 = \frac{1}{12}T(T^2 - 1).$$

Aplicando estas simplificaciones a la expresión inicial (2), se obtiene la siguiente fórmula alternativa:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^T (p_t - q_t)^2}{T(T^2 - 1)} \quad (3)$$

La interpretación de esta medida en términos de concordancia es la siguiente:

- Si una variable es una función estrictamente creciente de la otra, los rangos de ambas variables coinciden y existe **concordancia perfecta**, lo que implica que el coeficiente de correlación de Spearman toma el valor máximo: $r_s = 1$.
- Cuando una variable es una función estrictamente decreciente de la otra, las ordenaciones correspondientes son inversas y existe **discordancia perfecta**. En este caso, el coeficiente de correlación de Spearman toma el valor mínimo: $r_s = -1$. La asociación es inversa, es decir, el rango más alto en una variable se corresponde con el rango más bajo en la otra y viceversa.

- Existe **concordancia positiva** si los valores altos de una variable tienden a asociarse con valores altos de la otra y viceversa. En este caso, el coeficiente toma valores positivos: $r_s > 0$. Por el contrario, existe **concordancia negativa** cuando los valores altos en una variable se asocian con valores bajos en la otra. En este caso, el coeficiente toma valores negativos: $r_s < 0$.
- Por último, si las variables son independientes, el coeficiente toma un valor nulo: $r_s = 0$, aunque el recíproco no es necesariamente cierto.

3.3. COEFICIENTE DE CONCORDANCIA DE KENDALL

El coeficiente de Kendall es otra medida de dependencia global, basada en el concepto de **concordancia** entre pares de observaciones. Por ello, su interpretación es equivalente a la del coeficiente de Spearman. En cambio, el coeficiente de Kendall puede aplicarse directamente sobre los valores originales de las variables, debido a que se basa en la clasificación de los pares de observaciones en concordantes o discordantes, atendiendo únicamente al orden relativo entre ellas.

En concreto, dos pares de observaciones (x_i, y_i) y (x_j, y_j) , con $i, j \in \{1, 2, \dots, T\}$ e $i \neq j$, son concordantes si $x_i < x_j$ e $y_i < y_j$ o bien, si $x_i > x_j$ e $y_i > y_j$, es decir, si $(x_i - x_j)(y_i - y_j) > 0$. Del mismo modo, (x_i, y_i) y (x_j, y_j) son discordantes si $x_i < x_j$ e $y_i > y_j$ o si $x_i > x_j$ e $y_i < y_j$, es decir, $(x_i - x_j)(y_i - y_j) < 0$ (Nelsen, 2006; Liebetrau, 1983).

En nuestro contexto, dos pares son concordantes cuando en la semana i se tienen valores simultáneamente más altos (o más bajos) en X e Y que en la semana j . En caso contrario, los pares se consideran discordantes, ya que una de las semanas tendrá un valor mayor en X y menor en Y , o viceversa. Si los valores de X o Y coinciden en ambas semanas, se consideraría un empate. No obstante, esta situación no se contempla en este trabajo, dada la naturaleza continua de las rentabilidades financieras, como se comentó anteriormente.

Basado en el concepto de pares concordantes y discordantes, el coeficiente de Kendall se define como la diferencia entre la proporción de pares concordantes y la de pares discordantes, es decir:

$$\kappa = \frac{C-D}{\binom{T}{2}} \quad (4)$$

donde C y D representan el número de pares concordantes y discordantes, respectivamente y $\binom{T}{2} = \frac{T(T-1)}{2}$ son todos los posibles pares de observaciones que se pueden realizar con T observaciones. En presencia de empates, sería necesario utilizar versiones ajustadas de este coeficiente; véase Liebetrau (1983).

El coeficiente κ toma valores en el rango de $[-1,1]$, dado que se define como la diferencia entre dos proporciones y su interpretación es similar a la del coeficiente de rangos de Spearman:

- Si $\kappa = 1$, todos los pares son concordantes, es decir, una variable es función estrictamente creciente de la otra. Por tanto, siempre que una variable toma valores pequeños, la otra también y lo mismo ocurre con los valores altos.
- Si $\kappa = -1$, todos los pares son discordantes, es decir, una variable es función estrictamente decreciente de la otra. Por tanto, si una variable toma valores altos, la otra los toma bajos y viceversa.
- En términos generales, $\kappa > 0$ sugiere concordancia –movimiento conjunto de X e Y en la misma dirección–, mientras que $\kappa < 0$ indica discordancia –cuando una variable aumenta, la otra tiende a disminuir–. La intensidad de esta relación dependerá de la proximidad o no del coeficiente a sus valores extremos.
- Si las variables X e Y son independientes, entonces $\kappa = 0$, aunque lo recíproco no es necesariamente cierto.

Como señalan Malevergne y Sornette (2006), el coeficiente de Kendall, al igual que el de Spearman, permite responder a la siguiente pregunta: ¿los precios –o

rentabilidades— de dos activos financieros tienden a subir o caer juntos? Si la respuesta es afirmativa, los coeficientes de Spearman y Kendall serán positivos y cercanos a 1 y la diversificación del riesgo será difícil de implementar en una cartera con esos dos activos, pues será poco probable que un activo caiga mientras otro sube y viceversa. Si la respuesta es negativa, ambos coeficientes serán negativos y cercanos a -1 , lo que indicaría que si un activo sube, el otro baja. En estos casos, es más probable que se produzcan fenómenos como la rotación del capital desde las acciones a los bonos en periodos de alta incertidumbre o crisis financiera (*flight-to-quality*) y el regreso del capital a la renta variable en periodos de optimismo (*flight-from-quality*) en busca de mayor rentabilidad, dado que los inversores buscarían activos con comportamientos contrarios en función del ciclo económico.

3.4. ANÁLISIS COMPARATIVO DE LOS TRES COEFICIENTES

Las dos medidas de concordancia descritas anteriormente (coeficientes de Spearman y Kendall) comparten varias propiedades con el coeficiente de correlación de Pearson. Por ejemplo, las tres son **medidas de asociación global**, es decir, consideran toda la distribución conjunta de las variables (X,Y) . Además, las tres toman valores en el rango $[-1,1]$, son simétricas —en el sentido de que $r(X,Y) = r(Y,X)$, $r_s(X,Y) = r_s(Y,X)$ y $\kappa(X,Y) = \kappa(Y,X)$ —, son invariantes ante transformaciones lineales del mismo signo y toman el valor 0 si las variables X e Y son independientes. Sin embargo, sus valores extremos no tienen el mismo significado: $r(Y,X) = 1$ indica que la relación entre las variables es perfectamente lineal y creciente, mientras que $r_s(X,Y) = \kappa(X,Y) = 1$ señala una concordancia perfecta entre las variables. Análogamente, $r(Y,X) = -1$ implica una relación perfectamente lineal y decreciente entre las variables, mientras que $r_s(X,Y) = \kappa(X,Y) = -1$ indica discordancia perfecta entre las variables.

Además, los coeficientes de Spearman y Kendall presentan ventajas adicionales en comparación al coeficiente de correlación lineal de Pearson:

- Son menos sensibles a valores atípicos.
- Pueden capturar relaciones no necesariamente lineales en contextos no gaussianos, como ocurre en los mercados financieros.

- Son invariantes ante transformaciones monótonas del mismo signo –es decir, ambas estrictamente crecientes o ambas estrictamente decrecientes–, aunque no sean lineales.
- Permiten medir la intensidad y dirección de la relación entre variables ordinales.

Por otro lado, los coeficientes de Spearman y Kendall también presentan algunas desventajas. Su cálculo estadístico es más complejo que el del coeficiente de correlación de Pearson y la presencia de empates lo dificulta aún más. Además, estos coeficientes no están implementados en programas informáticos como Excel. Otra limitación es que, al trabajar con rangos o con el número de pares concordantes y discordantes, se pierden los valores originales de las variables. No obstante, esta última cuestión resulta poco relevante en este trabajo, dado que el objetivo es examinar el movimiento conjunto de los mercados, más que los valores específicos de sus rentabilidades en cada momento.

Estas propiedades justifican el uso de los coeficientes de Spearman y Kendall en este trabajo, ya que amplían el alcance del análisis de dependencia más allá del ámbito lineal al que se circunscribe el coeficiente de correlación de Pearson, ofreciendo mayor flexibilidad en el análisis de la relación entre los mercados.

A pesar de sus ventajas, estas medidas han sido poco utilizadas en la literatura que aborda la interrelación entre renta fija y variable. Como se dijo en la introducción, la mayoría de la literatura revisada utiliza el coeficiente de correlación de Pearson – véase **Tabla 8** en el **Anexo A**–, a pesar de sus limitaciones. No obstante, algunos estudios recientes han comenzado a incorporarlas. Por ejemplo, Ponrajah y Ning (2023) emplean los coeficientes de Spearman y Kendall, aunque limitan su análisis a toda la muestra sin considerar su evolución a lo largo del tiempo. Por su parte, Molenaar et al. (2024) aplican la metodología RWC con el coeficiente de correlación por rangos de Spearman, con el fin de realizar un análisis dinámico basado en ventanas móviles de distintos tamaños, al igual que se hace en este trabajo.

Para ilustrar las ventajas de las medidas de concordancia frente al coeficiente de correlación lineal, a continuación se presentan varios **ejemplos adicionales** que complementan el análisis comparativo previamente realizado.

Tabla 2. Ejemplo numérico para análisis comparativo de los coeficientes.

X	23	7	16	14	20	1
Y	25	5	12	19	13	8
p_t	6	2	4	3	5	1
q_t	6	1	3	5	4	2

Nota: Todos los datos son positivos para poder aplicar logaritmos posteriormente.

La **Tabla 2** recoge seis observaciones de dos variables creadas, (X, Y) , junto con sus rangos absolutos, representados por p_t y q_t , respectivamente, tal y como se explicó en la sección 3.2. Para estos datos, se obtienen los siguientes valores de los tres coeficientes presentados:

$$r_{XY} = \frac{45,80}{8,21 \cdot 7,31} = 0,76$$

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot 8}{6(36 - 1)} = 1 - \frac{48}{210} = 0,77$$

$$\kappa = \frac{12 - 3}{15} = 0,60$$

Por ejemplo, para el cálculo del coeficiente de Kendall, el número total de pares que se pueden formar es $\frac{6(6-1)}{2} = 15$. A partir de estas combinaciones, se examinan los pares y se clasifican como concordantes o discordantes. Un ejemplo de pares concordantes es (23,25) y (7,5), ya que $23 > 7$ y $25 > 5$. Por el contrario, un ejemplo de pares discordantes es (16,12) y (14,19), dado que $16 > 14$ y $12 < 19$. Si se examinan todos los pares posibles de esta forma, se obtiene un total de 12 pares concordantes y 3 discordantes.

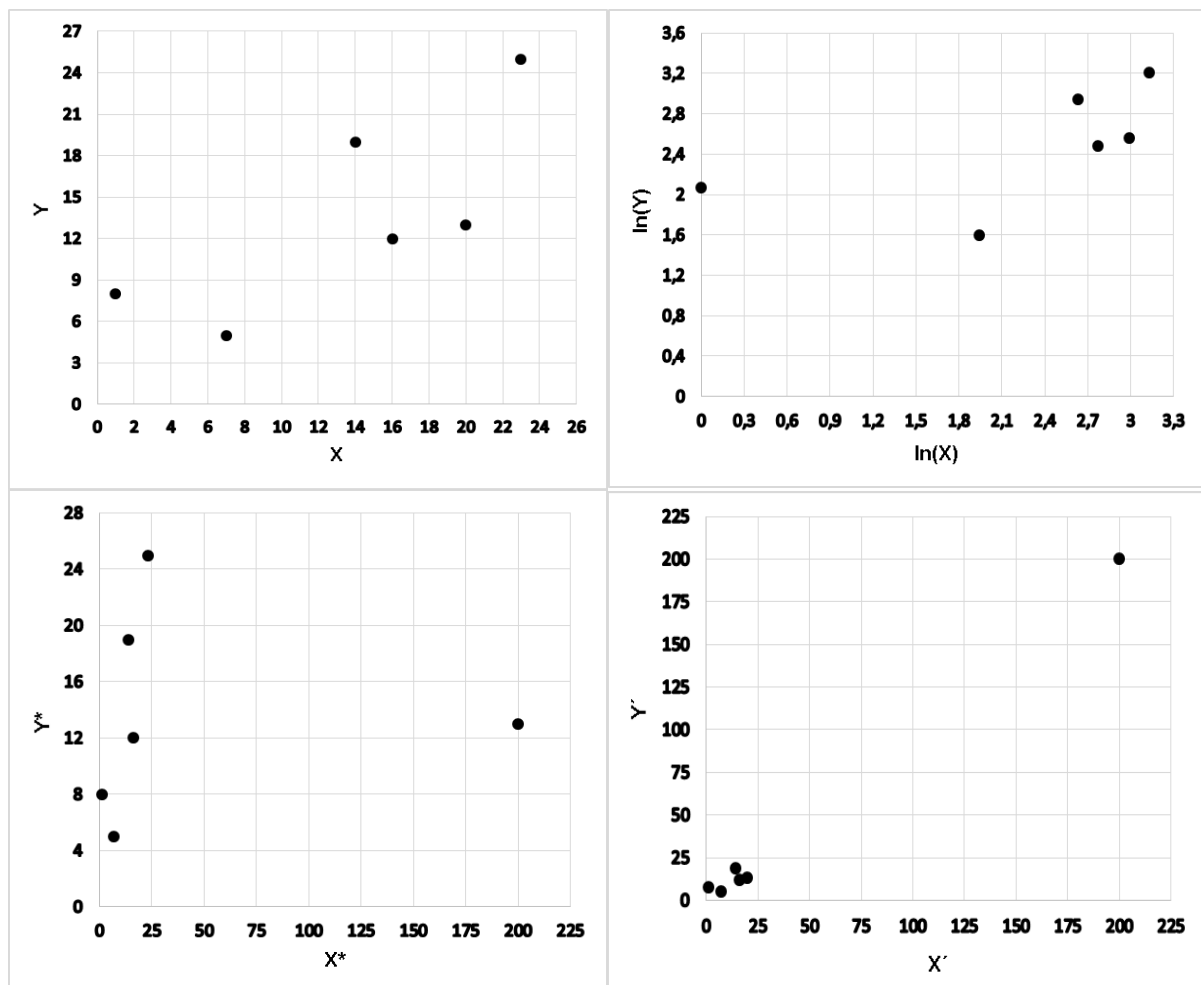
La **Tabla 3** presenta tres transformaciones de los datos originales de la **Tabla 2**. En las dos primeras filas, se ha realizado una transformación creciente mediante logaritmos. En las dos filas centrales, se ha incorporado un valor atípico para la variable X en la quinta observación. Por último, en las dos filas inferiores se ha introducido un valor atípico en la primera observación de ambas variables. La inclusión de valores atípicos se debe a la realidad de los mercados financieros, en los que es frecuente observar rentabilidades muy altas o bajas en momentos puntuales, como consecuencia de noticias o sucesos inesperados; véase la sección 2.

Tabla 3. Ejemplo numérico con transformaciones de los datos originales.

$\ln(X)$	3,13	1,94	2,77	2,63	2,99	0
$\ln(Y)$	3,21	1,60	2,48	2,94	2,56	2,07
X^*	23	7	16	14	200	1
Y^*	25	5	12	19	13	8
X'	200	7	16	14	20	1
Y'	200	5	12	19	13	8

Por otro lado, la **Figura 3** muestra los gráficos de dispersión correspondientes a los datos originales y transformados. El gráfico superior izquierdo representa los datos originales y el superior derecho muestra los mismos datos después de aplicar una transformación logarítmica. En la parte inferior, el gráfico izquierdo incorpora el valor atípico en la quinta observación de la variable X y el derecho presenta un valor atípico en la primera observación de ambas variables.

Figura 3. Gráficos de dispersión con datos originales y transformados.



La **Tabla 4** muestra los resultados de los coeficientes de Pearson, Spearman y Kendall para los datos originales y los datos transformados. La primera fila corresponde a los coeficientes obtenidos a partir de los datos originales y sirven como referencia para evaluar el efecto de las transformaciones sobre los tres coeficientes.

Tabla 4. Valores de los coeficientes de Pearson, Spearman y Kendall para los datos originales y transformados.

	Pearson	Spearman	Kendall
Datos originales	0,76	0,77	0,60
Transformación logarítmica	0,60	0,77	0,60
Valor atípico en una variable	0,03	0,65	0,46
Valor atípico en las dos variables	0,99	0,77	0,60

En primer lugar, se observa que el coeficiente de correlación de Pearson no es invariante ante transformaciones crecientes no lineales –como la logarítmica–, mientras que r_s y κ sí lo son, tal como se había anticipado. Esto ilustra la robustez de estas dos medidas ante transformaciones monótonas crecientes, no necesariamente lineales.

En segundo lugar, se observa que la presencia de un valor atípico positivo en X afecta de manera considerable al coeficiente de correlación lineal, que muestra una mayor sensibilidad ante esta alteración que las medidas de concordancia. Estas últimas también se ven afectadas, aunque en menor medida. De hecho, si el valor atípico no modificara los rangos ni el número de pares concordantes –por ejemplo, al reemplazar el 23 por 200 en la observación (23,25)–, solo el coeficiente de Pearson se vería afectado, mientras que Spearman y Kendall permanecerían invariantes.

Finalmente, se observa que, tras incluir un valor atípico en ambas variables, el coeficiente de correlación lineal de Pearson se distorsiona totalmente, revelando una relación lineal casi perfecta. La presencia de una única observación extrema es suficiente para elevar el coeficiente hasta 0,99. En cambio, las medidas de concordancia no varían respecto al caso inicial, ya que el valor atípico sustituye al par que ocupaba el rango más alto en ambas variables sin modificar los rangos ni el número de pares concordantes y discordantes.

En conclusión, la falta de normalidad en los rendimientos de la renta fija y la renta variable –descrita en la sección 2–, junto con la elevada sensibilidad del coeficiente

de Pearson ante valores atípicos, ilustrada en esta misma sección, justifican el uso de medidas de concordancia como las de Spearman y Kendall. Asimismo, estas alternativas permiten captar relaciones no lineales y ofrecen una evaluación más robusta de la relación entre los mercados de renta fija y renta variable, al reflejar de forma más realista la dinámica conjunta de ambos mercados.

3.5 MEDIDAS DE DEPENDENCIA EN LAS COLAS

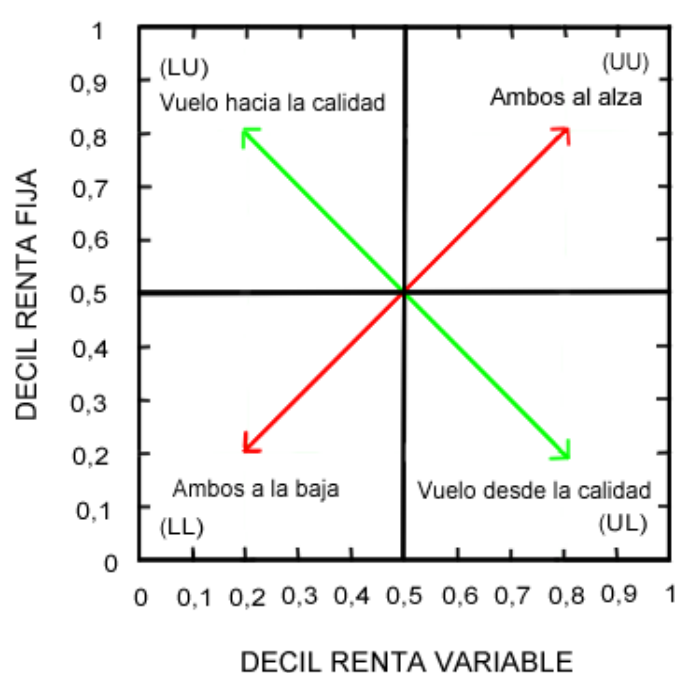
Las medidas de dependencia global presentadas hasta ahora capturan la relación promedio entre dos variables a lo largo de toda la distribución conjunta. Sin embargo, este enfoque puede resultar limitado si se desea analizar cómo varía dicha dependencia en diferentes segmentos de la distribución, especialmente en los extremos. De hecho, es posible encontrar distribuciones con el mismo nivel de asociación global, pero con comportamientos muy distintos en las colas, lo cual no sería detectado por las medidas discutidas en las secciones anteriores (Joe, 2014). Por tanto, una comprensión más completa de la relación entre la renta variable y la renta fija requiere incorporar también medidas de dependencia en las colas, que evalúen la tendencia de ambos activos a presentar valores extremos de forma simultánea, ya sea en los niveles más bajos –vinculados a crisis financieras– o en los más altos –cuando los mercados están al alza–. Con estas medidas será posible captar el comportamiento conjunto de ambos activos en situaciones extremas, precisamente cuando los mercados financieros enfrentan los episodios de mayor relevancia e inestabilidad (Portelli y Roncalli, 2024).

La dependencia en las colas se mide mediante probabilidades condicionadas, que cuantifican la probabilidad de que una variable adopte un valor extremo dado que la otra también lo haga (Tachibana, 2020). A diferencia de las medidas globales, estas se centran únicamente en los extremos de la distribución conjunta, ya sea en la cola inferior, la superior o en las combinaciones cruzadas de ambas. Concretamente, en este trabajo, se estudiarán los deciles 0,1 y 0,9, que corresponden al 10% de los valores más bajos en la cola inferior y al 10% de los valores más altos de la cola superior, respectivamente. Otras elecciones posibles podrían ser, por ejemplo, 0,05 y 0,95 o 0,20 y 0,80. De aquí en adelante, cuando se analicen los coeficientes de

dependencia en las colas, la variable X siempre representará la rentabilidad del índice bursátil y la variable Y representará la rentabilidad de la renta fija.

Tomando como referencia Ponrajah y Ning (2023), en la **Figura 4** se presenta un gráfico ilustrativo que permite visualizar de forma más clara los cuatro posibles coeficientes de dependencia en las colas y su significado financiero, que se detalla a continuación. Para referirse a cada uno de estos coeficientes se emplea notación inglesa, donde U hace referencia a *upper* (cola superior) y L a *lower* (cola inferior). Combinando ambas letras se obtienen las cuatro posibilidades: LL, UU, LU y UL. La primera letra siempre indica el estado de la renta variable y la segunda corresponde al estado de la renta fija.

Figura 4. Gráfico ilustrativo de la dependencia en las colas.



Este gráfico muestra el rendimiento de la renta variable en el eje de abscisas y el rendimiento de la renta fija en el de ordenadas, ambos expresados en deciles, donde 0 representa la rentabilidad más baja y 1 la más alta. Las medianas dividen el gráfico en cuatro cuadrantes en el nivel 0,5. La diagonal principal (flecha roja) conecta los escenarios en los que ambos mercados se mueven en la misma dirección. El cuadrante inferior izquierdo (LL) representa un escenario de crisis simultánea en

ambos mercados, mientras que el cuadrante superior derecho (UU) corresponde a periodos de auge conjunto. La diagonal secundaria (flecha verde) refleja situaciones en las que los activos se mueven en direcciones opuestas. El cuadrante superior izquierdo (LU) muestra caídas de la bolsa con aumentos de la renta fija: los inversores buscan refugio con la compra de bonos (*flight-to-quality*). Finalmente, el cuadrante inferior derecho (UL) indica un escenario en el que la renta variable sube y la renta fija cae: los inversores venden bonos para comprar acciones con mayor rendimiento esperado (*flight-from-quality*).

Si se denotan por F_X y F_Y las funciones de distribución de X e Y , respectivamente, los cuatro coeficientes de dependencia en las colas, considerando únicamente el 10% de las observaciones situadas en los extremos, se definen de la siguiente manera:

$$\lambda_{UU}(0,1) = P(Y > F_Y^{-1}(0,9) \mid X > F_X^{-1}(0,9)) = \frac{P(X > F_X^{-1}(0,9), Y > F_Y^{-1}(0,9))}{P(X > F_X^{-1}(0,9))} \quad (5)$$

$$\lambda_{LL}(0,1) = P(Y < F_Y^{-1}(0,1) \mid X < F_X^{-1}(0,1)) = \frac{P(X < F_X^{-1}(0,1), Y < F_Y^{-1}(0,1))}{P(X < F_X^{-1}(0,1))} \quad (6)$$

$$\lambda_{UL}(0,1) = P(Y < F_Y^{-1}(0,1) \mid X > F_X^{-1}(0,9)) = \frac{P(X > F_X^{-1}(0,9), Y < F_Y^{-1}(0,1))}{P(X > F_X^{-1}(0,9))} \quad (7)$$

$$\lambda_{LU}(0,1) = P(Y > F_Y^{-1}(0,9) \mid X < F_X^{-1}(0,1)) = \frac{P(X < F_X^{-1}(0,1), Y > F_Y^{-1}(0,9))}{P(X < F_X^{-1}(0,1))} \quad (8)$$

donde $P(X < F_X^{-1}(0,1)) = P(X > F_X^{-1}(0,9)) = 0,1$, si X es una variable continua y lo mismo aplica para la variable Y .

El primer coeficiente, $\lambda_{UU}(0,1)$, mide la probabilidad de que ambas variables superen simultáneamente el último decil, es decir, la probabilidad de que ambos mercados registren un auge conjunto. El segundo coeficiente, $\lambda_{LL}(0,1)$, mide la probabilidad de que ambas se sitúen por debajo del primer decil, es decir, la probabilidad de un declive simultáneo (Ponrajah y Ning, 2023). Por tanto, estos coeficientes permiten analizar la existencia e intensidad de movimientos conjuntos entre los mercados de un país.

El tercer coeficiente, $\lambda_{LU}(0,1)$, mide la probabilidad de que Y esté en el último decil, dado que X se encuentra por debajo del primero. En otras palabras, capta la

probabilidad de observar rendimientos extremadamente positivos en la renta fija, con pérdidas extremas en la renta variable (Tachibana, 2020; Ponrajah y Ning, 2023). Un valor elevado en este coeficiente es indicativo de vuelo hacia la calidad (FTQ), que consiste en la rotación del capital desde la renta variable hacia activos considerados más seguros, como la renta fija, en momentos de crisis o incertidumbre. El cuarto y último coeficiente, $\lambda_{UL}(0,1)$, mide la probabilidad de que Y se sitúe por debajo del primer decil, dado que X supera el último decil. Por tanto, refleja la probabilidad de observar retornos extremadamente positivos de la renta variable cuando la renta fija experimenta caídas extremas, lo que podría interpretarse como una huida desde la calidad (FFQ), es decir, un movimiento del capital hacia activos de mayor riesgo en busca de mayor rentabilidad (Ponrajah y Ning, 2023). Dado su significado financiero, estimar estos coeficientes resulta muy relevante en situaciones en las que la correlación entre los mercados de acciones y bonos es negativa.

En la práctica, cada uno de estos coeficientes se estima calculando la proporción muestral de observaciones que cumplen simultáneamente con las condiciones en los dos extremos y dividiendo esa proporción entre 0,1, que corresponde a la probabilidad marginal esperada del evento que condiciona.

En la sección 4.2 de este trabajo se aplicarán estos coeficientes para medir la relación entre los mercados de renta fija y renta variable de Estados Unidos y España, utilizando los cuatro coeficientes² anteriores, con el objetivo de detectar posibles episodios de *flight-to-quality* y *flight-from-quality* y estudiar cómo varía la dependencia en las colas a lo largo del tiempo.

3.6. ANÁLISIS DINÁMICO BASADO EN VENTANAS MÓVILES (RWC)

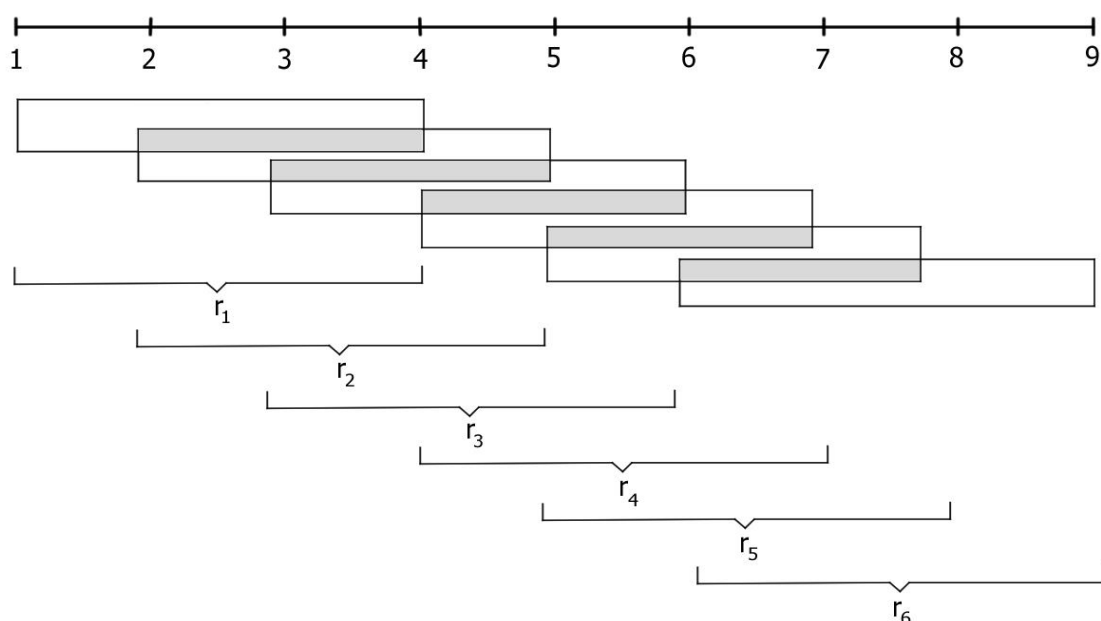
Una vez presentados los datos y las medidas de dependencia a utilizar, se introduce a continuación la metodología de la correlación móvil, conocida como RWC (*Rolling Correlation Window*, por sus siglas en inglés). Este método permite analizar cómo evoluciona la relación entre los mercados de renta fija y renta variable a lo largo del tiempo. Para ello, se define una ventana de observación de tamaño fijo, que suele oscilar entre un mes y tres años, dependiendo de la frecuencia de los datos

² Para simplificar la notación, de ahora en adelante, se denotarán los coeficientes como $\lambda_{LL}, \lambda_{UU}, \lambda_{LU}, \lambda_{UL}$, dado que siempre se calcularán para los deciles 0,1 (cola inferior) y 0,9 (cola superior).

empleados (diaria, semanal, mensual o anual) –véase **Tabla 8** en el **Anexo A**–. Con esa ventana inicial, se calcula el primer valor del coeficiente de dependencia utilizado. A continuación, la ventana se desplaza una unidad de tiempo: se elimina la observación más antigua y se incorpora la más reciente. Este desplazamiento permite obtener un nuevo valor del coeficiente para la segunda ventana, que incluye el mismo número de observaciones que la primera. De este modo, el número de datos analizados se mantiene constante en cada paso. Este proceso se repite a lo largo de toda la serie temporal hasta cubrir todas las observaciones de la muestra. El resultado es una serie de valores del coeficiente seleccionado, que permite evaluar cómo ha evolucionado la dependencia entre los dos mercados a lo largo del tiempo.

La **Figura 5** ilustra el procedimiento RWC para una serie temporal de nueve pares observaciones y una ventana de tamaño cuatro. En la parte superior se muestra la serie temporal original con los 9 pares de observaciones.

Figura 5. Gráfico ilustrativo de la RWC con una ventana de 4 unidades.



Los rectángulos representan las diferentes ventanas de observación y las áreas sombreadas indican las observaciones que se superponen entre las ventanas consecutivas, lo que refleja la continuidad del cálculo de la correlación en el tiempo. Para cada ventana se calcula un coeficiente de correlación, desde el primero (r_1), que abarca los cuatro primeros pares de observaciones, hasta el último (r_6), que incluye los cuatro últimos. Una vez calculados todos los coeficientes –ya sean de correlación,

de concordancia o de dependencia en las colas—, estos se representan gráficamente para visualizar los posibles cambios en la correlación a lo largo del tiempo e identificar patrones que podrían estar relacionados con la evolución de variables económicas, como la inflación, la volatilidad u otros factores macroeconómicos.

La elección del tamaño de la ventana móvil es una decisión metodológica determinante en este análisis dinámico. El impacto de esta decisión se analiza en Vanguard Asset Management (2024) y Molenaar et al. (2024), donde se comparan los resultados obtenidos al calcular la correlación RWC entre los rendimientos de acciones y bonos utilizando distintos tamaños de ventanas sobre los mismos datos. Ambos trabajos concluyen que, con una ventana móvil corta, la correlación dinámica es mucho más volátil y errática, lo que provoca oscilaciones frecuentes entre valores positivos y negativos. En cambio, al usar una ventana larga, la serie resultante se suaviza, reduciendo las fluctuaciones a corto plazo. Estas diferencias en la estimación pueden afectar a la interpretación de la relación entre las acciones y los bonos y, en consecuencia, a las conclusiones de la investigación, como se verá en la sección 5.1.

En la literatura revisada, la metodología RWC se aplica mayoritariamente con el coeficiente de correlación de Pearson; véase **Tabla 8 del Anexo A**. Únicamente el trabajo de Molenaar et al. (2024) aplica esta metodología con el coeficiente de Spearman. En este trabajo se aplicarán ventanas móviles con todos los coeficientes descritos en las secciones anteriores: el coeficiente de correlación de Pearson, Spearman, Kendall y los coeficientes de dependencia en las colas. Este enfoque más amplio, pionero en la literatura, permite evaluar con mayor precisión la relación dinámica entre los mercados financieros y analizar la robustez de los resultados frente a las medidas utilizadas.

Aplicar la metodología RWC con los coeficientes de Spearman, Kendall y de dependencia en las colas es más complejo que hacerlo con el coeficiente de correlación lineal, puesto que se requieren transformaciones adicionales de los datos que no son necesarias con el coeficiente de Pearson.

Por ejemplo, para aplicar la metodología RWC con el coeficiente de rangos de Spearman, es imprescindible recalcular los rangos en cada ventana de observación. Es decir, no se asignan los rangos una sola vez a toda la serie temporal completa y

luego se extraen submuestras (ventanas) de esa serie, sino que, dentro de cada ventana móvil, los datos se ordenan, se transforman en rangos y con ellos se calcula el coeficiente de Spearman. Así, en cada desplazamiento de la ventana –cuando una observación entra y otra sale–, se actualizan los rangos dentro de esa ventana específica para estimar de nuevo el coeficiente. Del mismo modo, para calcular las medidas de dependencia en las colas, también se deben transformar los datos en rangos dentro de cada ventana móvil. A partir de esos rangos específicos para cada ventana, se identifican los correspondientes deciles para estimar los cuatro coeficientes de dependencia en las colas. Por último, con el coeficiente de Kendall es necesario contar los pares concordantes y discordantes correspondientes a las observaciones incluidas en cada ventana móvil. Una vez calculado el coeficiente de Kendall para una ventana, al desplazarse a la siguiente, es necesario repetir el proceso de comparación entre pares para estimar el valor del coeficiente en esta nueva submuestra, repitiendo este procedimiento sucesivamente hasta abarcar todo el periodo muestral analizado.

Uno de los principales inconvenientes de la metodología RWC es que ignora la heterocedasticidad condicional inherente a los rendimientos financieros, que tiende a sesgar al alza el coeficiente de correlación. Para solucionar este problema, Forbes y Rigodon (2002) proponen un ajuste para el coeficiente de correlación de Pearson. Sin embargo, en la literatura revisada no se ha encontrado una corrección equivalente para los coeficientes de Spearman y Kendall. Por lo tanto, los resultados obtenidos podrían estar sujetos a cierto grado de sesgo.

4. APLICACIÓN EMPÍRICA

En esta sección se presentan los resultados de aplicar la metodología RWC para medir la relación entre los mercados de renta variable y renta fija de Estados Unidos y España, a partir de los datos descritos en la sección 2. En particular, se utilizan los índices bursátiles S&P 500 e IBEX 35 como representativos de la renta variable de cada país, junto con los índices de renta fija a 10 años. La relación se analiza utilizando las rentabilidades semanales, calculadas como la diferencia del logaritmo neperiano del precio de cada índice en dos semanas consecutivas. El periodo de observación abarca desde 1989 para Estados Unidos y desde 1993 para España,

hasta marzo de 2025, con un total de 1.887 rentabilidades semanales para EE. UU. y 1.651 para España.

A continuación, en la sección 4.1, se presentan los resultados del análisis con las medidas de dependencia global y la sección 4.2 se dedica a las medidas de dependencia en las colas. Ambas secciones siguen la misma estructura: primero se realiza un análisis estático –con todas las observaciones disponibles– y posteriormente un análisis dinámico basado en la metodología RWC, con el fin de estudiar la evolución temporal de la relación entre los dos mercados. En la sección 5.2 se repetirá el análisis utilizando los índices de renta fija a 2 y 30 años, con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados ante estas variaciones.

4.1. DEPENDENCIA GLOBAL: PEARSON, SPEARMAN Y KENDALL

Como primera aproximación a los resultados, la **Tabla 5** presenta los coeficientes de correlación incondicionales de Pearson, Spearman y Kendall entre los rendimientos semanales del S&P 500 y su índice de renta fija a 10 años, así como entre los rendimientos semanales del IBEX 35 y su respectivo índice de renta fija a 10 años. La denominación *incondicional* indica que estos coeficientes se calculan con todos los datos, sin aplicar ventanas móviles. Esto permite obtener una visión general de la relación histórica entre los mercados financieros de cada país.

Tabla 5. *Coeficientes de correlación incondicionales de Pearson, Spearman y Kendall entre los rendimientos del S&P 500 y la renta fija a 10 años de EE. UU. (1989-2025) y entre los del IBEX 35 y la renta fija a 10 años de España (1993-2025).*

País	r_{XY}	r_s	κ	N
Estados Unidos	-0,1286	-0,1029	-0,0702	1.887
España	0,2040	0,1645	0,1127	1.651

Nota: N representa el número de semanas utilizadas en el cálculo de los coeficientes.

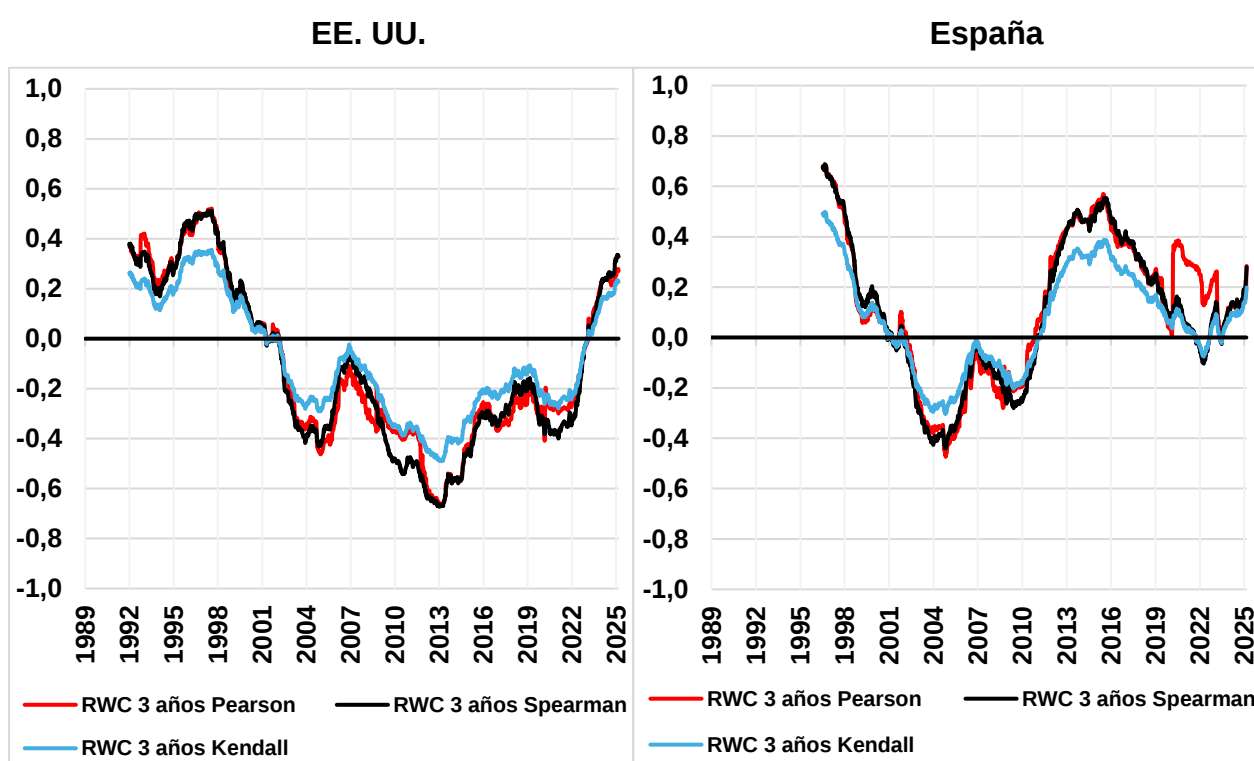
En el caso de **Estados Unidos**, los tres coeficientes muestran una correlación negativa entre ambos mercados. Este patrón es coherente con el fenómeno de la huida hacia la calidad en periodos de crisis, cuando los inversores se refugian en la compra de renta fija. En contraste, en **España**, las tres medidas presentan valores positivos y más elevados (en valor absoluto), lo que indica mayor interdependencia

entre ambos mercados, sugiriendo la existencia de movimientos conjuntos entre los mercados españoles de renta variable y renta fija.

Además, se observa que en ambos países el coeficiente de Pearson es mayor, en valor absoluto, que el de Spearman y este, a su vez, mayor que el de Kendall. Esta diferencia se debe a la naturaleza de cada medida. El coeficiente de Pearson es más sensible a valores atípicos y se puede inflar su magnitud en momentos de alta volatilidad. El coeficiente de Spearman y Kendall toman valores más bajos, lo que puede deberse a que son más robustos ante valores atípicos.

Si bien estas medidas proporcionan una primera aproximación útil, no capturan la dinámica temporal de la relación entre ambos mercados. Para ello, recurrimos al uso de ventanas móviles, cuyos resultados se presentan a continuación.

Figura 6. Evolución de los coeficientes de correlación de Pearson, Spearman y Kendall entre los rendimientos semanales del S&P 500 y la renta a 10 años de EE. UU. (1989-2025) y entre los del IBEX 35 y la renta fija a 10 años de España (1993-2025), con una ventana móvil de 3 años.



La **Figura 6** muestra la evolución de los coeficientes de correlación de Pearson, Spearman y Kendall entre los mercados de renta variable y renta fija para EE. UU. (panel izquierdo) y España (panel derecho), con una ventana móvil de 156 semanas

(periodo equivalente a 3 años). Este tamaño de ventana se toma como **referencia**, ya que permite capturar los ciclos económicos y periodos de estrés financiero, eliminando la volatilidad y el ruido asociado al uso de tamaños de ventana más cortos. No obstante, en la Sección 5.1 se emplean distintas ventanas con el fin de analizar la dinámica de la correlación en función del tamaño de la ventana.

Para el caso de **Estados Unidos**, el primer coeficiente se estima utilizando los primeros 156 datos comprendidos entre el 13 de enero de 1989 y el 3 de enero de 1992. A continuación, se añade la siguiente observación, correspondiente al 10 de enero de 1992 y se elimina la primera –13 de enero de 1989–, calculando de nuevo la medida de dependencia que corresponda. Este proceso se repite sucesivamente hasta los últimos 156 datos semanales, que van del 18 de marzo de 2022 al 7 de marzo de 2025. En total, se generan 1.732 submuestras para Estados Unidos, en cada una de las cuales se calculan los tres coeficientes. Los 1.732 valores resultantes para cada coeficiente se representan en el panel izquierdo de la Figura 6.

En el caso de **España**, se sigue el mismo procedimiento: el primer coeficiente se estima con los primeros 156 datos comprendidos entre el 23 de julio de 1993 y 12 de julio de 1996; a continuación, se añade la siguiente observación, correspondiente al 19 de julio de 1996 y se elimina la primera, calculando de nuevo la medida de dependencia que corresponda y así hasta llegar a las últimas 156 observaciones. De esta forma, se generan un total de 1.496 submuestras y, en consecuencia, se obtienen 1.496 valores de cada uno de los coeficientes que se representan en el panel derecho de la Figura 6. A pesar de no disponer de datos anteriores a julio de 1993 para España, la escala temporal en los gráficos comienza igualmente en 1989 para facilitar la comparación con el caso estadounidense.

En ambos casos, los coeficientes se presentan referidos a la fecha final de cada ventana móvil. De este modo, se hace explícito en el gráfico el tamaño de la ventana, ya que los tres primeros años no contienen estimaciones debido a que aún no hay suficientes datos para calcular el primer valor.

Las principales conclusiones que se extraen de la Figura 6 son las siguientes. En los dos países, se observa que las tres medidas siguen una dinámica temporal similar, lo cual indica que, en general, los resultados acerca de la dirección de la relación entre

la renta fija y la renta variable no se ven alterados de manera sustancial por la elección del coeficiente. No obstante, se aprecian diferencias notables en los periodos de mayor inestabilidad financiera. Cuando un dato atípico entra o sale de la ventana móvil, el coeficiente de Pearson se ve especialmente afectado, como era de esperar debido a su sensibilidad a valores extremos. En concreto, los años posteriores a la crisis de las puntocom, la crisis financiera de 2008 y la pandemia del COVID son los periodos donde mayores discrepancias se observan entre los tres coeficientes. Cabe destacar que el coeficiente de Kendall indica una menor asociación que la reflejada por el coeficiente de correlación lineal, el más utilizado en la literatura existente sobre la correlación entre mercados.

En **Estados Unidos**, destacan tres grandes fases a lo largo del periodo examinado, independientemente de la medida utilizada: una correlación positiva desde 1989 hasta aproximadamente 2001, una etapa de correlación negativa que se extiende hasta 2023 y, por último, una nueva fase de correlación positiva. Estas variaciones coinciden con eventos económicos significativos como la crisis de las puntocom del año 2000 y la pandemia de la COVID-19. Ponrajah y Ning (2023) también concluyen que la crisis tecnológica de los años 2000 supuso un punto de inflexión en la relación entre estos mercados, al consolidar el papel de la renta fija estadounidense como activo refugio en tiempos de crisis, lo que se traduce en correlaciones negativas. En sentido contrario, las consecuencias económicas derivadas de la pandemia –como la creciente inflación, la política monetaria restrictiva de la Reserva Federal, las tensiones en las cadenas globales provocadas por conflictos geopolíticos y una elevada incertidumbre reflejada en niveles del VIX anormalmente altos– han debilitado la capacidad de la renta fija a 10 años para desempeñar su función de activo refugio, papel que actualmente tienen otros activos como el oro o determinadas divisas, lo que ha implicado una vuelta a correlaciones positivas a partir de 2023.

En el caso de **España**, también se identifican tres fases: una correlación positiva hasta aproximadamente el año 2001; una correlación negativa, que se extiende hasta 2011; y una correlación nuevamente positiva, en general, hasta 2025. El patrón de la correlación hasta 2009 es muy similar al de Estados Unidos, con una tendencia decreciente hasta alcanzar valores negativos en los años próximos a la Gran Recesión. Sin embargo, a diferencia del caso estadounidense, el cambio de signo

hacia la correlación positiva en España se produce poco después de la crisis de 2008. Esto sugiere que los factores que impulsan la relación entre la renta fija y variable no son necesariamente comunes entre países, sino que están influenciados por las características propias de cada país. Esta diferencia respalda la advertencia de Portelli y Roncalli (2024), quienes señalan que los resultados de Estados Unidos no se deben extrapolar al resto de economías, pues cada una puede presentar estructuras de dependencia diferentes.

En **conclusión**, la evolución de la relación entre la rentabilidad de la renta fija y la renta variable puede captarse mediante diferentes coeficientes, pero la elección del coeficiente puede afectar a los resultados y a su interpretación, especialmente en periodos de tensión financiera y gran volatilidad. En estos periodos, la incorporación de medidas de concordancia, como los coeficientes de Spearman y Kendall, enriquecen y completan el análisis al ofrecer una perspectiva complementaria a la correlación lineal. Además, los resultados confirman la conveniencia de realizar un análisis específico por país, puesto que la dinámica de la dependencia puede variar drásticamente de un país a otro.

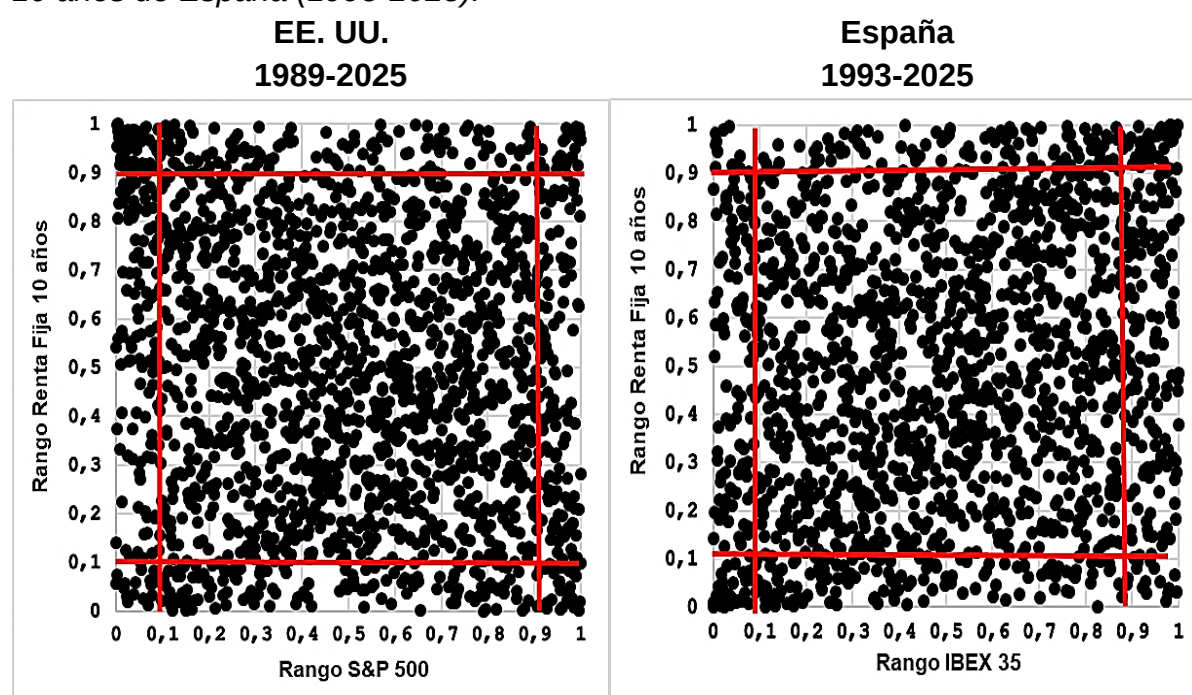
4.2. DEPENDENCIA EN LAS COLAS

En esta sección se analizan los coeficientes de dependencia en las colas, introducidos en la sección 3.5, con el objetivo de medir la relación entre observaciones extremas de los mercados de renta fija y renta variable. Los coeficientes se calculan sobre el primer y último decil de la distribución conjunta, lo que permite identificar patrones de comportamiento conjunto en situaciones de hundimiento o euforia en los mercados.

Antes de presentar los resultados de estos coeficientes, en la **Figura 7** se introducen los denominados *dependogramas*; véase Portelli y Roncalli (2024). Un dependograma es un diagrama de dispersión construido a partir de los rangos relativos de las variables X (rentabilidad semanal de la renta variable) e Y (rentabilidad semanal de la renta fija). Retomando la notación utilizada en la sección 3.2, en los ejes de abscisas y ordenadas del gráfico se representan los rangos relativos de X e Y , definidos como $\frac{p_t}{T}$ y $\frac{q_t}{T}$, respectivamente, donde p_t y q_t son los rangos absolutos de las variables X e Y , y T es el número total de observaciones. Estos rangos relativos

toman valores en el intervalo $[0, 1]$, por lo que el dependograma se representa dentro de un cuadrado unidad. Como referencia, se han señalado las esquinas correspondientes al primer y al último decil, que se utilizarán posteriormente para calcular los coeficientes λ_{LL} , λ_{UU} , λ_{LU} y λ_{UL} , definidos en las ecuaciones (5) – (8). Estos gráficos permiten visualizar la intensidad y el patrón de dependencia entre dos variables a lo largo de sus deciles, especialmente en los extremos de la distribución.

Figura 7. Dependogramas de los rendimientos semanales del S&P 500 y la renta fija a 10 años de EE. UU. (1989-2025) y de los rendimientos del IBEX 35 y la renta fija a 10 años de España (1993-2025).



Por ejemplo, la esquina inferior izquierda del gráfico (LL) representa las observaciones en las que tanto los bonos como las acciones se encuentran por debajo del decil 0,1, es decir, momentos en los que se registran rentabilidades extremadamente negativas. Por el contrario, una mayor concentración en la esquina superior derecha (UU) –donde ambas variables superan el decil 0,9– indica subidas simultáneas de ambos mercados. Una elevada densidad de puntos en estas dos esquinas refleja un comportamiento conjunto de los mercados ante eventos extremos.

Por otro lado, la esquina inferior derecha (UL) refleja periodos en los que el mercado de renta variable ha registrado rentabilidades muy elevadas, situándose por encima de su último decil, mientras que el mercado de renta fija ha sufrido fuertes pérdidas, situándose por debajo de su primer decil. Una mayor densidad de puntos en esta

zona sugiere un episodio de *flight-from-quality* (FFQ), es decir, una huida desde los activos considerados seguros hacia activos más arriesgados, pero con una mayor rentabilidad esperada. Finalmente, la esquina superior izquierda (LU) representa periodos con rentabilidades extremadamente negativas en la renta variable y rentabilidades muy positivas en el mercado de renta fija. Una mayor densidad de puntos en esa esquina indicaría un comportamiento de *flight-to-quality* (FTQ), donde los inversores rotan su capital hacia activos considerados seguros debido al mal comportamiento del mercado bursátil.

En el dependograma de **Estados Unidos** (panel izquierdo) se aprecia una mayor concentración de los datos en las esquinas asociadas a los sucesos de FTQ (superior izquierda) y FFQ (inferior derecha). En cambio, las esquinas correspondientes a los extremos de la diagonal principal –donde ambos activos presentan rendimientos muy bajos o muy altos simultáneamente– acumulan pocas observaciones en comparación con las esquinas anteriormente descritas. Por el contrario, en el dependograma de **España** (panel derecho) existe una mayor concentración de observaciones en la diagonal principal, sobre todo en los extremos, vinculados a auges o crisis conjuntas de los mercados, mientras que las esquinas superior izquierda e inferior derecha – asociadas a los vuelos hacia y desde la calidad– presentan una densidad de puntos muy baja. Esto sugiere una escasa rotación de capital en España entre acciones y bonos durante el ciclo económico.

Para complementar el análisis de los dependogramas, la **Tabla 6** presenta los cuatro coeficientes de dependencia en las colas, definidos en las ecuaciones (5) - (8) de la sección 3.5. Estos coeficientes cuantifican la probabilidad de que ambos mercados se sitúen en los cuatro extremos de su distribución conjunta: cuanto mayor sea la concentración de puntos en una esquina del dependograma, mayor será el coeficiente asociado a dicha cola de la distribución conjunta.

Como se explicó en la sección 3.5, los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} reflejan episodios de movimiento conjunto entre mercados, ya sea por caídas simultáneas (λ_{LL}) o auges simultáneos (λ_{UU}), mientras que λ_{LU} se asocia con el vuelo hacia la calidad (FTQ) y λ_{UL} con el vuelo desde la calidad (FFQ).

Tabla 6. *Coeficientes de dependencia en colas entre renta fija y renta variable en EE. UU. y España para la muestra completa.*

País	λ_{LL}	λ_{UU}	λ_{LU}	λ_{UL}
EE. UU.	0,100	0,121	0,270	0,180
España	0,205	0,242	0,072	0,084

Los resultados de la Tabla 6 muestran que la dependencia en las colas es asimétrica y presenta diferencias marcadas entre países. En **EE. UU.**, los coeficientes más elevados son λ_{LU} y λ_{UL} , reflejando una mayor concentración de observaciones en las esquinas asociadas a rotaciones entre activos –episodios de FTQ y FFQ–, como se señaló en la Figura 7. En cambio, los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} son considerablemente más bajos, lo que indica que es menos probable que ambos mercados registren rendimientos extremos simultáneamente en la misma dirección. Este patrón concuerda con la correlación incondicional negativa observada en la Tabla 5 y con la etapa de más de dos décadas de correlación negativa observada en la Figura 6. Esto refuerza la idea de que los inversores en EE. UU. tienden a rotar entre activos de riesgo y refugio en momentos extremos.

En **España**, en cambio, los coeficientes más altos son λ_{LL} y λ_{UU} , reflejando la mayor densidad en las esquinas de la diagonal principal del dependograma (Figura 7). Esto significa que, en España, existe una fuerte sincronización entre los dos mercados ante eventos extremos. Por el contrario, los coeficientes λ_{LU} y λ_{UL} son prácticamente cero, lo que muestra la baja probabilidad de que haya rotación de capital entre renta fija y renta variable en el mercado español. Este comportamiento concuerda con la correlación incondicional positiva observada en la Tabla 5 y con la larga trayectoria de correlación positiva que se observa en la Figura 6.

Estos resultados confirman que, en situaciones extremas, la relación entre la renta fija y la renta variable es asimétrica y varía según el país: en EE. UU. predomina la rotación entre activos en situaciones extremas, mientras que en España se observa una respuesta conjunta de ambos mercados ante los mismos shocks.

Con el fin de analizar la relación entre la dependencia global y la dependencia en las colas, la **Figura 8** presenta los dependogramas correspondientes a tres subperiodos en cada país y la **Tabla 7** recoge los cuatro coeficientes de dependencia en las colas para esos mismos periodos. Los subperiodos coinciden con los tres periodos de correlación positiva, negativa y positiva, respectivamente observados en la **Figura 6**. Este criterio permite examinar con mayor precisión la relación entre las variaciones de densidad en las diagonales y esquinas del dependograma con los cambios de signo de los coeficientes de correlación. De este modo, se identifican episodios de movimientos simultáneos en los mercados, así como fenómenos de huida hacia la calidad y desde la calidad en periodos concretos.

Para el primer periodo de relación positiva de **Estados Unidos** (panel superior), se observa una mayor concentración de observaciones en torno a la diagonal principal y sus extremos, acompañado de valores elevados de λ_{LL} y λ_{UU} , lo que indica que ambos mercados tienden a moverse conjuntamente en ese periodo. En contraste, durante la etapa de relación negativa (panel central), las observaciones tienden a concentrarse en la diagonal secundaria –especialmente en sus esquinas– y los valores más altos corresponden a λ_{LU} y λ_{UL} , reflejando una relación inversa entre ambos mercados y frecuentes episodios de *flight-to(from)-quality* durante estos años. Finalmente, en el último periodo (panel inferior), apenas se observa una estructura clara de dependencia, debido a que se trata de un intervalo de tiempo relativamente corto con pocas observaciones.

En el caso de **España**, las fases de dependencia positiva y de dependencia negativa muestran una concentración menos pronunciada en las diagonales del dependograma y en sus esquinas. Sin embargo, durante el primer periodo de correlación positiva (panel superior), los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} alcanzan valores elevados y en el segundo periodo de correlación negativa (panel central) son los coeficientes λ_{LU} y λ_{UL} los que presentan valores más altos, aunque de forma menos marcada que en Estados Unidos. En cambio, en el último periodo de correlación positiva (panel inferior), se observa una fuerte concentración de las observaciones en la diagonal principal, con especial concentración en sus esquinas y valores de λ_{LL} y λ_{UU} muy elevados.

Figura 8. Dependograma por subperiodos de los rendimientos semanales del S&P 500 y la renta fija a 10 años de EE. UU. (1989-2025) y de los rendimientos del IBEX 35 y la renta fija a 10 años de España (1993-2025).

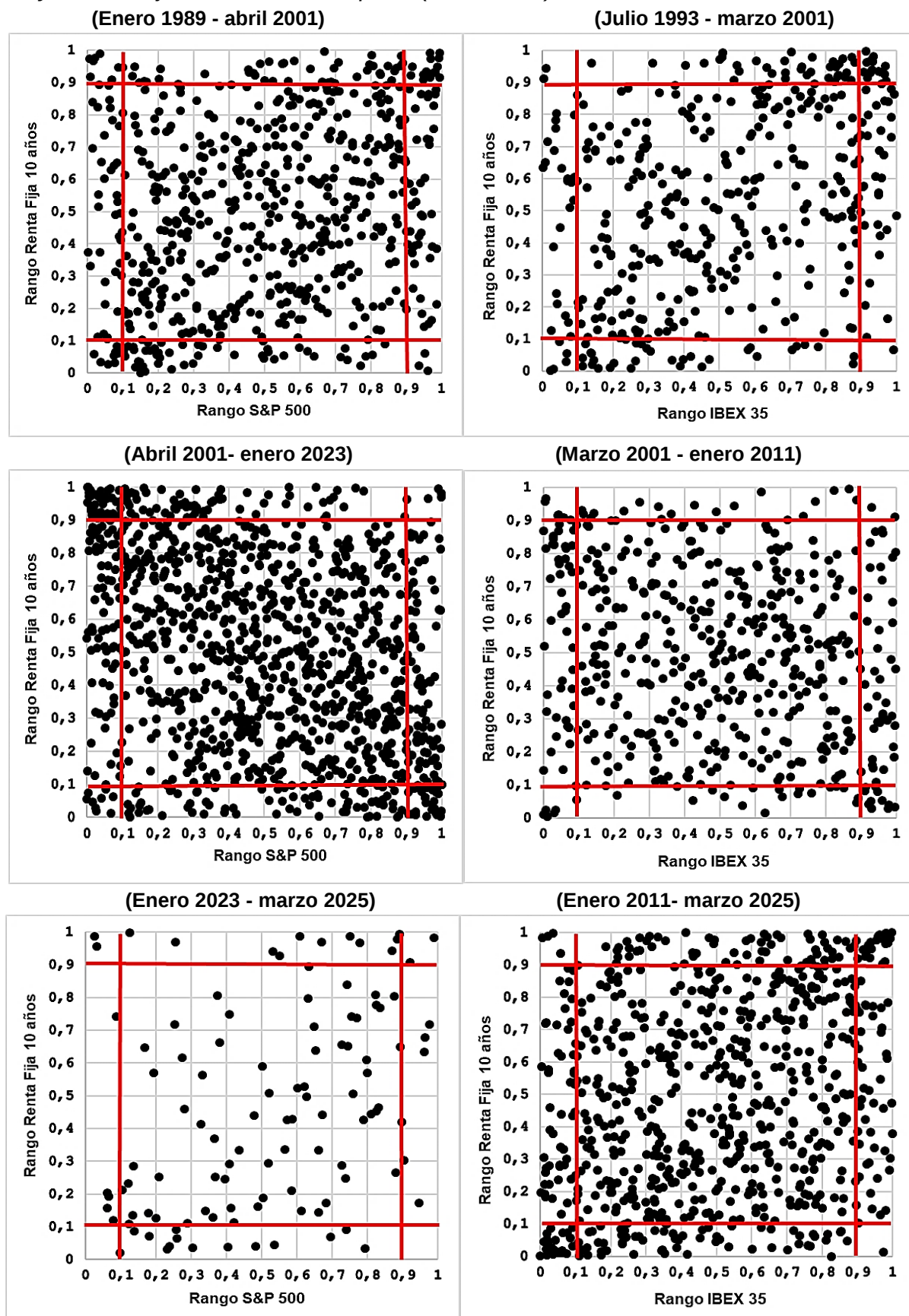


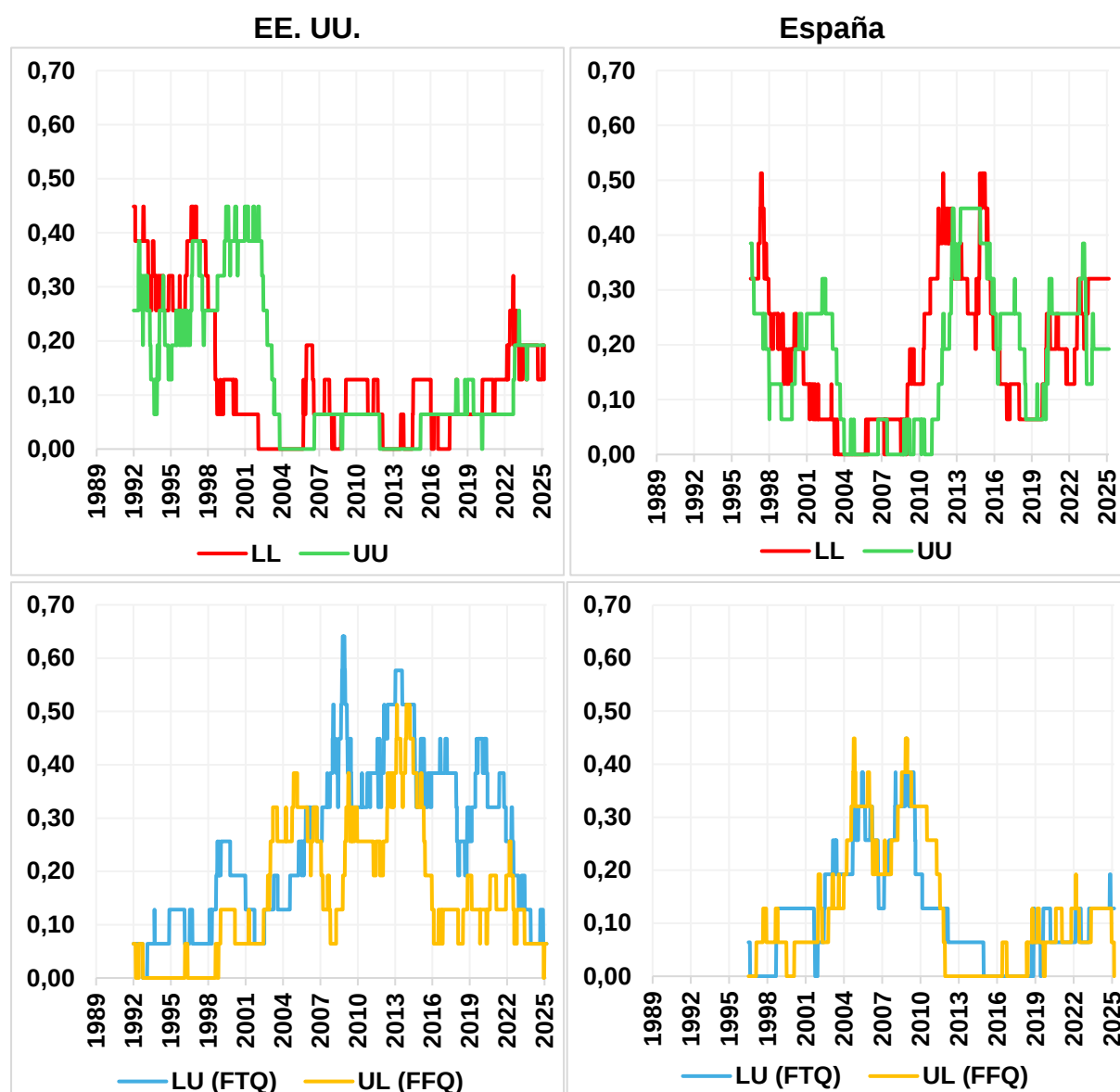
Tabla 7. Coeficientes de dependencia en las colas (LL, UU, LU, UL) entre renta fija y renta variable en EE. UU. y España, para distintos subperiodos.

País	Subperiodo	λ_{LL}	λ_{UU}	λ_{LU}	λ_{UL}
EE. UU.	Enero 1989 – abril 2001	0,140	0,250	0,109	0,046
	Abril 2001 – enero 2023	0,079	0,043	0,369	0,272
	Enero 2023 – marzo 2025	0,090	0,181	0,181	0
España	Julio 1993 – marzo 2001	0,125	0,350	0,050	0,025
	Marzo 2001 – enero 2011	0,135	0,038	0,116	0,233
	Enero 2011 – marzo 2025	0,298	0,326	0,054	0,013

En resumen, podemos decir que, en las fases de correlación positiva, se observa una mayor densidad de observaciones en torno a la diagonal principal y en sus esquinas, lo que indica una mayor probabilidad de movimientos conjuntos de ambos mercados. En concreto, los resultados sugieren que es más probable que los dos mercados suban simultáneamente a que caigan a la vez ($\lambda_{UU} > \lambda_{LL}$), en contraste con lo señalado por Ponrajah y Ning (2023). Por otro lado, durante periodos de correlación negativa, las observaciones tienden a concentrarse en torno a la diagonal secundaria y sus esquinas, lo que refleja una mayor probabilidad de rotaciones de capital entre activos. Cabe destacar que, en EE. UU., la probabilidad de que se produzcan “vuelos hacia la calidad” es mayor que la de que se produzcan “vuelos desde la calidad” ($\lambda_{LU} > \lambda_{UL}$), mientras que en España ocurre lo contrario ($\lambda_{LU} < \lambda_{UL}$).

Para concluir esta sección, examinamos cómo han evolucionado los coeficientes de dependencia en las colas a lo largo del tiempo, aplicando la metodología RWC con una ventana de 156 observaciones (equivalente a 3 años). La **Figura 9** presenta la evolución temporal de los cuatro coeficientes para Estados Unidos (paneles de la izquierda) y España (paneles de la derecha). En los paneles superiores se presentan los coeficientes correspondientes a las colas del mismo signo $-\lambda_{LL}$ y λ_{UU} y en los paneles inferiores los relativos a colas opuestas $-\lambda_{LU}$ y λ_{UL} . Los periodos en los que los coeficientes se mantienen constantes corresponden a situaciones donde las observaciones que entran y salen, al desplazar la ventana móvil, no alteran el número de observaciones en los correspondientes deciles.

Figura 9. Evolución de los coeficientes de dependencia en las colas (LL, UU, LU, UL) para EE. UU. (1989-2025) y España (1993-2025). Ventana móvil: 3 años.



Para **Estados Unidos**, se observa que hasta abril de 2001, cuando la correlación entre los mercados era positiva, los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} son altos y los coeficientes de colas opuestas λ_{LU} y λ_{UL} se mantienen bajos. Esto confirma de nuevo que, en contextos de correlación positiva, existe mayor probabilidad de que ambos mercados se comporten de manera similar en los extremos de la distribución, ya sea en episodios de fuertes subidas o crisis profundas. En contraste, entre abril de 2001 y enero de 2023 –periodo de correlación negativa–, los coeficientes cruzados alcanzan sus valores más altos, especialmente λ_{LU} . Esto confirma que, durante estos años, era más probable observar fuertes caídas en el mercado de acciones acompañadas de

grandes subidas en el mercado de bonos. A partir de 2023, con la correlación nuevamente positiva, los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} comienzan nuevamente a crecer, indicando una reaparición del comportamiento conjunto en situaciones extremas, mientras que los coeficientes cruzados disminuyen. Cabe destacar que los coeficientes λ_{LL} y λ_{UU} presentan patrones similares: si uno crece, el otro también lo hace. Por el contrario, los coeficientes λ_{LU} y λ_{UL} muestran dinámicas opuestas: si uno crece, el otro tiende a disminuir, lo que refleja la alternancia entre periodos de vuelo hacia la calidad y vuelo desde la calidad. Este comportamiento resulta coherente, porque, por ejemplo, durante la crisis financiera de 2008, el coeficiente de vuelo hacia la calidad (λ_{LU}) alcanzó su máximo valor —evidenciando un fuerte desplazamiento de capital a la renta fija—, mientras que el coeficiente de vuelo desde calidad (λ_{UL}) cayó casi hasta cero, dado que apenas existían flujos de inversión hacia la renta variable.

Para **España**, se aprecia una dinámica similar en cuanto a la divergencia entre los coeficientes de colas iguales y cruzadas. Sin embargo, destacan los valores más elevados y persistentes de λ_{LL} y λ_{UU} a lo largo del periodo. En términos generales, el comportamiento de la dependencia en las colas muestra una diferencia importante entre ambos países. En España, los coeficientes de colas del mismo signo y los de colas cruzadas tienden a evolucionar de manera similar, a diferencia de lo observado en Estados Unidos. Esta diferencia puede deberse a que el mercado de renta fija de Estados Unidos ha sido uno de los principales refugios durante las caídas bursátiles en mercados de distintas nacionalidades, provocando relaciones de dependencia asimétricas (Tachibana, 2020), mientras que los flujos financieros del mercado financiero español podrían haber sido más estables y homogéneos.

En definitiva, los resultados muestran que el signo de la correlación ofrece una pista clara sobre la dependencia en los extremos de la distribución. Cuando ambos mercados suben o caen a la vez (correlación positiva), la dependencia tiende a concentrarse en las colas del mismo signo, por lo que el valor de λ_{LL} y λ_{UU} aumenta. Por el contrario, si los mercados se mueven en direcciones opuestas (correlación negativa), en Estados Unidos se intensifica la dependencia en las colas opuestas, reflejada en valores más elevados de los coeficientes λ_{LU} y λ_{UL} (Ponrajah y Ning, 2023). En periodos de incertidumbre, los inversores tienden a abandonar activos volátiles como la renta variable para refugiarse en activos más seguros como la renta

fija (*flight-to-quality*) y en fases de optimismo, el flujo de capital se invierte (*flight-from-quality*). En España también se da este fenómeno, aunque con menor intensidad, posiblemente debido a una menor relación negativa entre ambos mercados. La relación entre dependencia global y la dependencia en las colas refuerza la utilidad de emplear ambos enfoques de manera complementaria para comprender mejor la relación entre ambos mercados financieros.

5. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LOS RESULTADOS

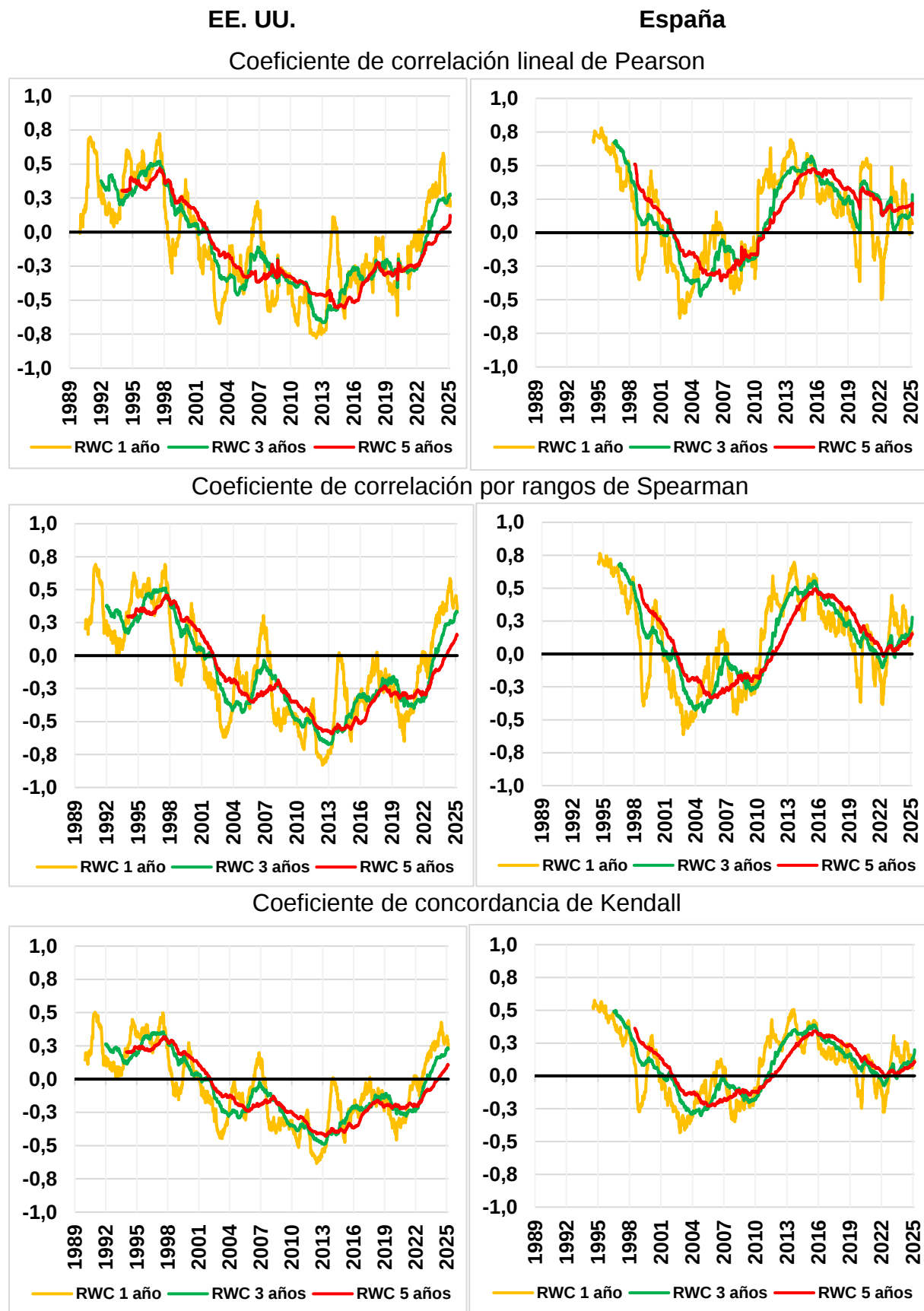
Con el objetivo de comprobar la robustez de los resultados anteriores, en esta sección se lleva a cabo un análisis de sensibilidad frente a cambios en el tamaño de la ventana móvil y en el vencimiento del índice de renta fija.

5.1. SENSIBILIDAD AL TAMAÑO DE LA VENTANA MÓVIL

La **Figura 10** muestra la evolución de la correlación entre los mercados de renta fija y renta variable para Estados Unidos y España, calculada con dos nuevos tamaños de ventana móvil adicionales, junto con la ventana de referencia de 3 años utilizada en secciones anteriores. La primera, de 52 observaciones –equivalente a un año– permite examinar cambios anuales, siendo útil para identificar patrones estacionales, aunque presenta una elevada volatilidad. La segunda, de 260 observaciones –cinco años– proporciona la media móvil más estable, al eliminar el ruido de corto plazo.

La primera conclusión que se desprende de esta figura es que el efecto del tamaño de la ventana móvil es independiente del coeficiente utilizado. En los tres casos, la ventana móvil de un año presenta una gran volatilidad y más cambios de signo, mientras que la de cinco años resulta la más suave y permite captar mejor las tendencias de largo plazo. Como era de esperar, la ventana móvil de tres años presenta un comportamiento intermedio. En consecuencia, los cambios de signo no ocurren en los mismos momentos temporales para las distintas ventanas. Estos resultados concuerdan con los de Molenaar et al. (2024) y confirman que el tamaño de la ventana móvil influye en la dinámica de la correlación móvil y, por tanto, puede condicionar las conclusiones sobre la evolución de la relación entre los mercados de renta fija y renta variable. No obstante, en media, se detectan los mismos grandes periodos de correlación positiva y negativa, aunque con diferencias entre países.

Figura 10. Evolución de la correlación de Pearson, Spearman y Kendall entre rendimientos semanales del S&P 500 y la renta fija de EE. UU. (1989-2025) y entre los del IBEX 35 y la renta fija de España (1993-2025) para distintas ventanas.

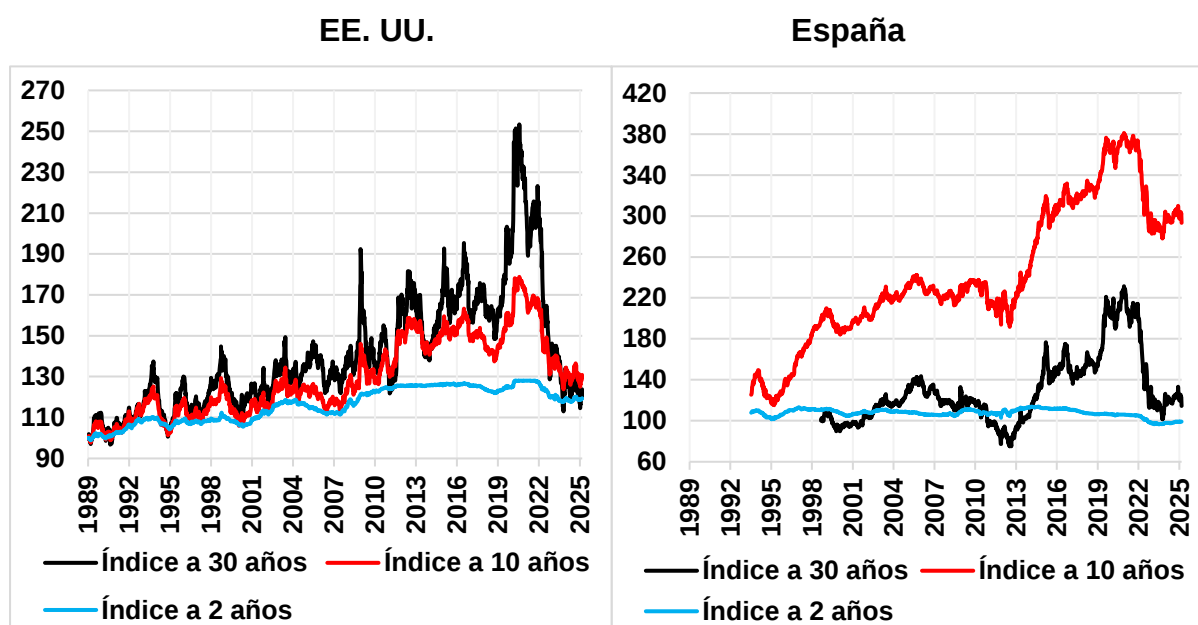


5.2. SENSIBILIDAD AL VENCIMIENTO DEL ÍNDICE DE RENTA FIJA

En esta sección se va a analizar la robustez de los resultados a cambios en el vencimiento del índice de renta fija. En concreto, se van a utilizar índices de Estados Unidos y España a 2 y a 30 años, junto con el índice a 10 años que se ha utilizado como referencia en las secciones anteriores.

La **Figura 11** muestra la evolución del precio de los índices de renta fija de Estados Unidos y España con los tres vencimientos considerados. Nótese que las escalas de los ejes de ambos países son distintas, lo que puede influir en la percepción de la volatilidad de los índices. Los índices con vencimiento a 2 años presentan la menor volatilidad y los de 30 la mayor. Por lo tanto, los bonos a corto plazo son más estables durante las crisis financieras y menos rentables en periodos de expansión económica.

Figura 11. Evolución del precio de los índices de renta fija de Estados Unidos (1989-2025) y España (1993-2025) con vencimientos a 2, 10 y 30 años.



Se observa una importante diferencia en el comportamiento de los índices ante los mismos eventos económicos en ambos países. En el caso de **Estados Unidos**, todos los índices alcanzaron máximos históricos en los años previos a la pandemia del COVID-19. Sin embargo, la posterior caída fue mucho más pronunciada en los índices a 10 y 30 años que en el de 2 años. Esta diferencia se explica por el concepto de duración: a mayor vencimiento, mayor duración y, por tanto, mayor sensibilidad del precio del bono ante variaciones en los tipos de interés o en las expectativas del

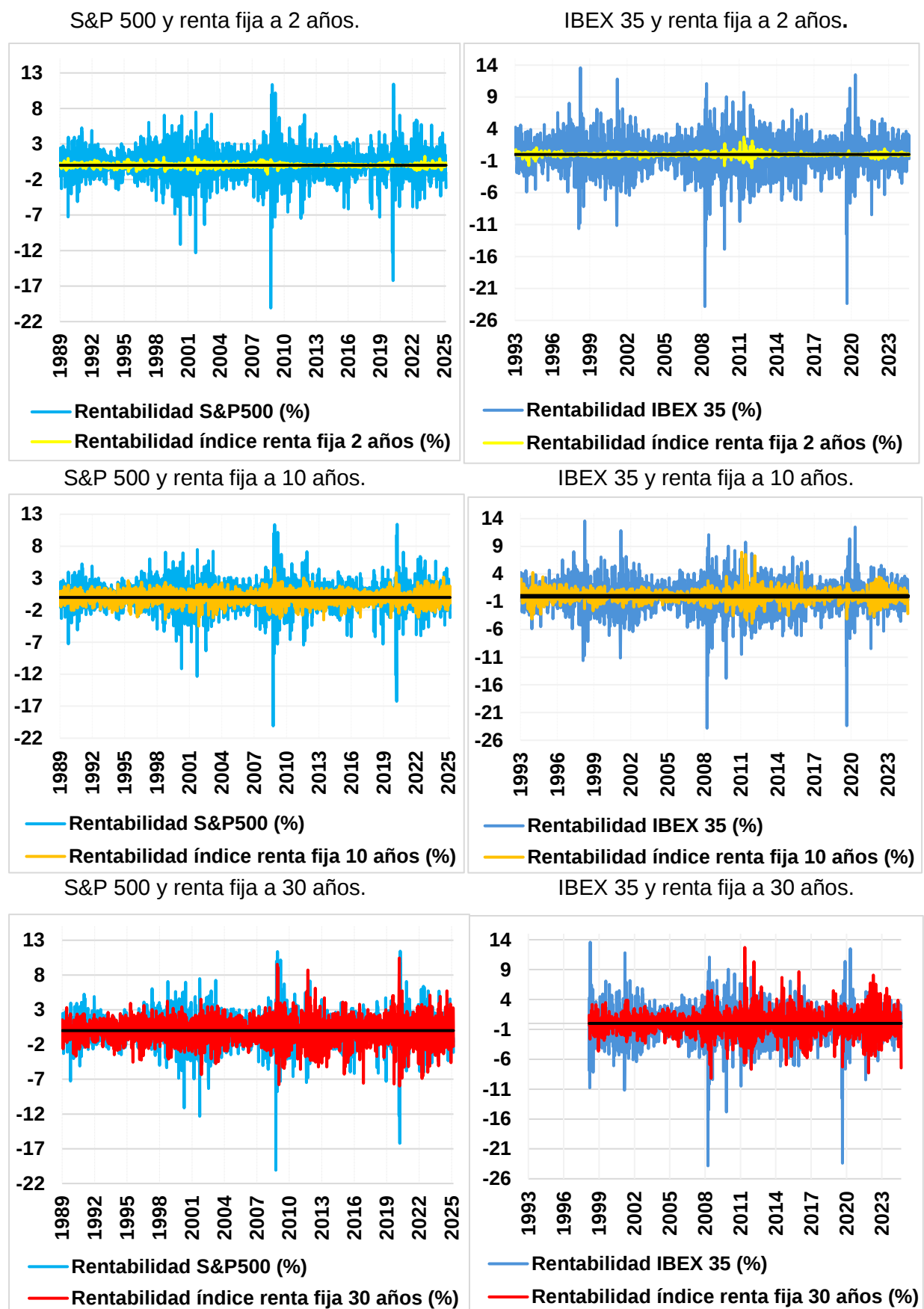
mercado ante estos. El índice a 30 años es el más sensible, lo que se traduce en una mayor volatilidad, mientras que la duración del índice a 2 años es muy inferior, convirtiéndolo en un activo más estable y menos sensible al ciclo económico.

En el caso de **España**, las diferencias entre los índices también son notables, aunque con dinámicas distintas a las de Estados Unidos. Aunque la pandemia provocó fuertes caídas en los índices, estas fueron menos abruptas que en el caso estadounidense. En particular, el índice a 10 años ha mostrado el mejor comportamiento. Si bien su duración intermedia permite beneficiarse de las bajadas de tipos de interés sin incurrir en una volatilidad excesiva, es probable que otros factores específicos del mercado financiero español hayan influido en la tendencia alcista de este índice en comparación con EE. UU.

Por otra parte, la **Figura 11** confirma que los índices de renta fija a 10 y 30 años presentan una evolución similar, determinada por una alta volatilidad y sensibilidad a los ciclos económicos, mientras que el índice a 2 años muestra un comportamiento mucho más estable y resistente ante cualquier perturbación. Estas diferencias pueden afectar a la dinámica de la correlación entre los mercados de renta fija y renta variable, cuestión que se analizará a continuación.

La **Figura 12** muestra los rendimientos semanales de los índices de renta fija correspondientes a los tres vencimientos considerados (2,10 y 30), junto con los rendimientos del índice de renta variable de referencia: S&P 500 en el caso de EE. UU. (panel izquierdo) e IBEX 35 en el caso de España (panel derecho). En esta figura se observa claramente que la volatilidad de los índices de renta fija aumenta con la duración, hasta alcanzar niveles similares a los del índice de renta variable en el caso del vencimiento a 30 años. Este comportamiento evidencia que la seguridad y baja volatilidad tradicionalmente asociadas a la renta fija solo se mantienen en la renta fija de corto plazo. Un inversor que hubiese destinado parte de su capital a un índice de renta fija de largo plazo entre 1989 y 2025, con el objetivo de obtener rentabilidad con bajo riesgo, se habría expuesto en realidad a niveles de volatilidad similares o superiores a los del índice de renta variable de referencia.

Figura 12. Rendimientos semanales del S&P 500, el IBEX 35 y la renta fija a 2, 10 y 30 años de Estados Unidos (1989-2025) y España (1993-2025).



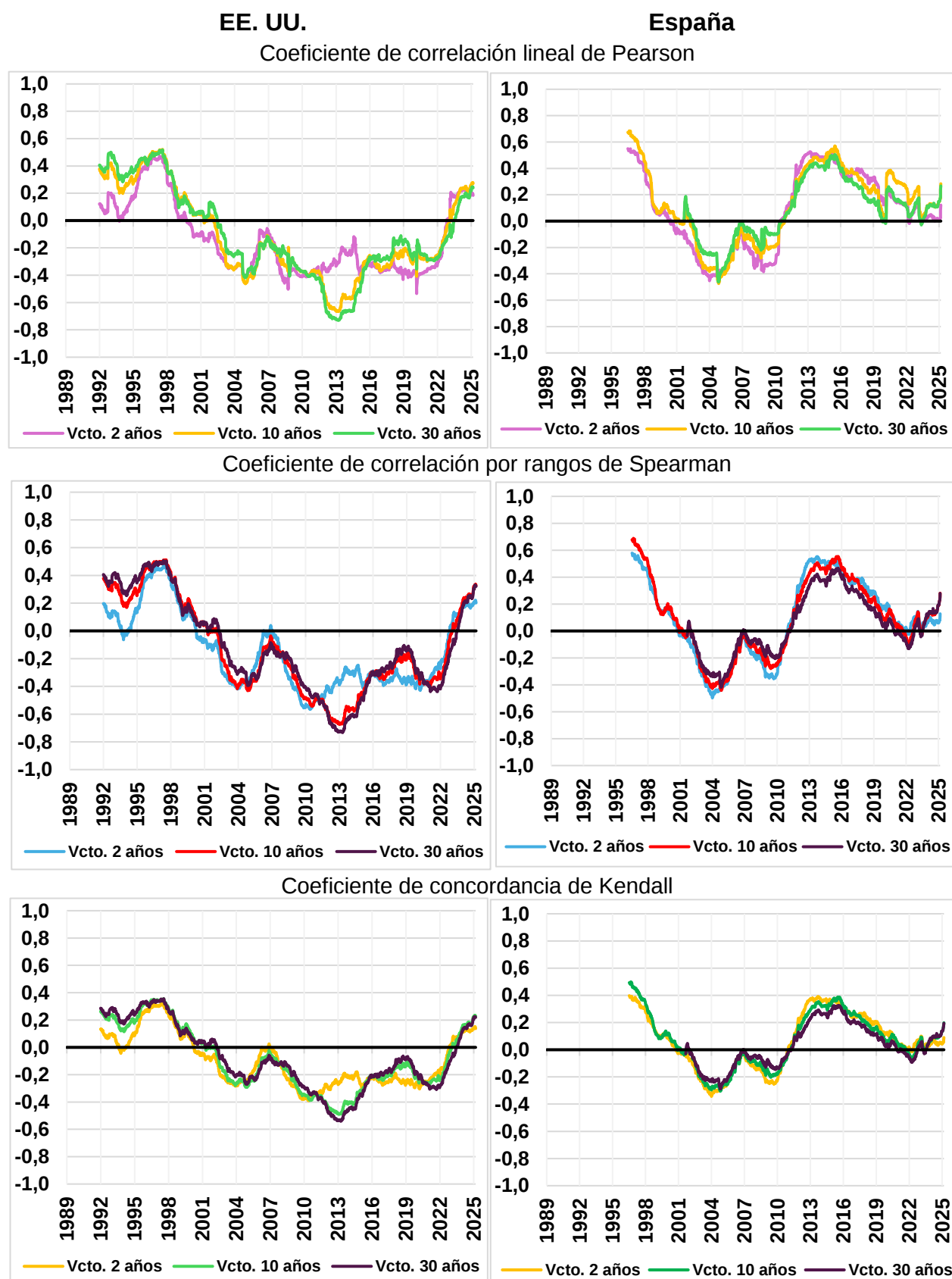
La **Figura 13** muestra la evolución de los coeficientes de correlación de Pearson (paneles superiores), Spearman (paneles centrales) y Kendall (paneles inferiores) entre las rentabilidades del S&P 500 y de los tres índices de renta fija estadounidenses (columna izquierda), así como entre las rentabilidades del IBEX 35 y de los índices de renta fija españoles (columna derecha) con los mismos vencimientos. En todos los casos se utiliza una ventana móvil de 156 observaciones (equivalente a 3 años), que ha sido empleada como referencia en la sección 4.

El índice de renta fija español a 30 años comienza el 4 de septiembre de 1998, por lo que el primer valor de las medidas de dependencia se obtiene 156 semanas después, el 31 de agosto de 2001, una vez completada la ventana móvil de tres años. El resto de las series conserva la misma fecha de inicio que las figuras anteriores.

En general, el coeficiente de correlación de Pearson es el que más cambia en función del índice de renta fija utilizado, mientras que las medidas de concordancia presentan diferencias menores, independientemente del país considerado. En el caso de **Estados Unidos**, las mayores discrepancias se observan entre 2011 y 2022 con el índice con vencimiento a 2 años. Esta diferencia puede explicarse por la menor duración y menor sensibilidad de este índice a los ciclos económicos, las decisiones de política monetaria y los cambios en los tipos de interés a corto plazo, en comparación con los de 10 y 30 años. En **España**, en cambio, la sensibilidad al vencimiento es menor, sin que se observen amplias diferencias en las estimaciones de la correlación.

Estos resultados sugieren que la elección del vencimiento del índice de renta fija puede tener un impacto considerable en la estimación de la dependencia entre mercados, especialmente al utilizar el coeficiente de Pearson. Por tanto, la elección del índice de referencia de renta fija es una elección metodológica importante que puede condicionar la interpretación de los resultados. Además, la sensibilidad de los resultados parece estar relacionada con el contexto económico y las características propias de cada mercado, lo que refuerza la importancia de adaptar el análisis al país de estudio.

Figura 13. Evolución de los coeficientes de correlación de Pearson, Spearman y Kendall entre rendimientos semanales del S&P 500 y la renta fija de EE. UU. (1989-2025) y entre los del IBEX 35 y la renta fija de España (1993-2025), con ventana móvil de 3 años.



6. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza la relación entre los rendimientos de los mercados de renta fija y renta variable en Estados Unidos y España desde finales del siglo XX hasta la actualidad, tomando como referencia para la renta variable los índices S&P 500 e IBEX 35, respectivamente y, para la renta fija, índices con vencimientos a 2, 10 y 30 años de cada país. Para medir dicha relación se ha empleado el coeficiente de correlación lineal de Pearson y dos alternativas más robustas basadas en el concepto de concordancia: el coeficiente de rangos de Spearman y el coeficiente de concordancia de Kendall. Para analizar los cambios en la relación a lo largo del tiempo, se ha empleado la metodología RWC (*Rolling Window Correlation*) con ventanas móviles de distinto tamaño. Además, se ha examinado la dependencia en las colas mediante dependogramas y cuatro coeficientes, cuya evolución temporal también se ha analizado. Por último, se ha estudiado la sensibilidad de los resultados al tamaño de la ventana y al vencimiento del índice de renta fija.

La primera conclusión del trabajo es que, independientemente del coeficiente utilizado, la estructura de dependencia entre los mercados de renta variable y renta fija es diferente en Estados Unidos y en España. En el análisis con toda la muestra, los tres coeficientes muestran una correlación negativa para Estados Unidos y positiva para España. Asimismo, el análisis dinámico revela que estas diferencias se mantienen a lo largo del siglo XXI.

Atendiendo a las tres medidas de dependencia global, se observa que estas siguen una dinámica temporal similar, excepto en periodos de elevada inestabilidad financiera –como la crisis de 2008 o la pandemia del COVID–, donde las medidas de concordancia son más robustas. Por tanto, la elección del coeficiente de dependencia afecta a los resultados y a su interpretación, especialmente en periodos de estrés financiero, lo que resalta la importancia de incorporar medidas como los coeficientes de Spearman y Kendall. Además, los resultados confirman la conveniencia de realizar un estudio específico por país, puesto que la dinámica de la dependencia puede diferir drásticamente según las características del sistema financiero de cada país.

En cuanto a la dependencia en las colas, los resultados confirman un comportamiento asimétrico y diferente según el país. En Estados Unidos, los coeficientes que capturan

el fenómeno de FTQ (*flight-to-quality*) y FFQ (*flight-from-quality*) presentan valores superiores a los de España, evidenciando rotaciones de activos en momentos de crisis e incertidumbre. Por el contrario, en España, los coeficientes vinculados a la sincronización de los mercados durante eventos extremos son más elevados. Esto sugiere que, en lugar de producirse rotaciones de capital, los mercados financieros españoles no se consideran un refugio durante las crisis y tienden a reaccionar de forma conjunta ante shocks comunes. Por otra parte, se ha observado que cuando la correlación global es positiva, la dependencia en las colas tiende a concentrarse en las colas del mismo signo, mientras que, si esta es negativa, se intensifica la dependencia en las colas opuestas. Esta relación entre correlación global y en las colas refuerza la importancia de utilizar ambos enfoques para captar mejor la dinámica real entre los mercados financieros.

Finalmente, se ha observado que el tamaño de la ventana utilizada en la metodología RWC influye en los resultados: ventanas cortas generan correlaciones más erráticas y propensas a cambiar de signo, mientras que ventanas largas presentan correlaciones más homogéneas y permiten captar mejor las tendencias de largo plazo.

Sin embargo, las diferencias derivadas del uso de distintos vencimientos en los índices de renta no son, en general, especialmente importantes, salvo en el caso del coeficiente de correlación lineal de Pearson. En Estados Unidos, se aprecian discrepancias más marcadas al emplear el índice a dos años, mientras que en España apenas se observan diferencias. Estos resultados indican que el impacto del vencimiento del índice de renta fija puede depender de las características de cada mercado financiero, por lo que conviene considerarlo en el análisis.

En resumen, se puede concluir que, limitarse al uso del coeficiente de correlación lineal de Pearson –como se ha hecho en la literatura existente– y a un solo índice de renta fija para medir la relación entre los mercados de renta fija y renta variable, podría ofrecer una visión incompleta de dicha relación. En cambio, incorporar propuestas metodológicas alternativas, como las utilizadas en este trabajo y realizar un análisis de robustez de los resultados, permite tener una visión más completa y fehaciente de la relación entre ambos mercados.

Este trabajo deja abiertas varias líneas de investigación que podrían abordarse en el futuro. Una primera sería replicar el análisis con datos de mayor frecuencia, como series diarias o intradiarias, lo que podría ofrecer nuevas perspectivas sobre la dependencia. También resultaría interesante reemplazar la renta fija por otros activos considerados refugio, como el oro, o incorporar otros índices bursátiles representativos, como el NASDAQ y el IBEX Medium Cap. Por último, extender el estudio a otros países europeos, como Alemania, Francia o Reino Unido, permitiría examinar la robustez de los resultados en diversos contextos financieros.

REFERENCIAS

- Andersson, M., Krylova, E. y Vähämaa, S. (2008). Why does the correlation between stock and bond returns vary over time? *Applied Financial Economics*, 18(2), 139-151. <https://doi.org/10.1080/09603100601057854>
- Aparicio, F. M. y Estrada, J. (2001). *Empirical distributions of stock returns: European securities markets, 1990–95*. *The European Journal of Finance*, 7(1), 1–21. <http://dx.doi.org/10.1080/13518470121786>
- Barros, D. (2020). *Distorsión de la relación clásica renta variable y fija*. Uncommon Finance. <https://uncommonfinance.com/distorsion-de-la-relacion-clasica-renta-variable-y-fija/>
- Baur, D. G. y Lucey, B. M. (2009). Flights and contagion—An empirical analysis of stock–bond correlations. *Journal of Financial Stability*, 339–352.
- Brixton, A., Brooks, J. Hecht, P., Ilmanen, A., Maloney, T. y McQuinn, N. (2023). A Changing Stock–Bond Correlation: Drivers and Implications. *The Journal of Portfolio Management*, 49 (4) 64 – 80.
- Campbell, J. Y., Viceira, L. M. y Pflueger, C. (2023). *When do stocks and bonds move together, and why does it matter?* Econofact. Harvard University; Harvard Business School; Harris School of Public Policy, University of Chicago. <https://econofact.org/when-do-stocks-and-bonds-move-together-and-why-does-it-matter>
- Connolly, R., Stivers, C. y Sun, L. (2005). Stock Market Uncertainty and the Stock–Bond Return Relation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1). <https://doi.org/10.1017/S0022109000001782>
- Dajcman, S. (2012). Comovement between stock and bond markets and the ‘flight-to-quality’ during financial market turmoil – a case of the Eurozone countries most affected by the sovereign debt crisis of 2010–2011. *Applied Economics Letters*, 19, 1655–1662. <https://doi.org/10.1080/13504851.2011.652771>
- Drouet, D. y Kotz, S. (2001). *Correlation and dependence*. Imperial College Press. London.
- Embrechts, P., McNeil, A. y Straumann, D. (1999). Correlation: Pitfalls and Alternatives. *Risk*, 12 (5), 69-71.
- Escuder Vallés, R. (1987). *Métodos estadísticos aplicados a la economía*. Ariel Economía.

- Forbes, K. J. y Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Garcia, R. y Tsafack, G. (2011). Dependence structure and extreme comovements in international equity and bond markets. *Journal of Banking & Finance*, 1954-1970. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.01.003>
- Gulko, L. (2002). Decoupling. *The Journal of Portfolio Management*, 28 (3) 59 - 66. <https://doi.org/10.3905/jpm.2002.319843>
- Harris, R.D.F. y Küçüközmen, C.C. (2001). The Empirical Distribution of UK and US Stock Returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28(5) & (6), 0306-686X.
- Ilmamen, A. (2003). Stock-Bond Correlations. *The Journal of Fixed Income*, 13 (2).
- Joe, H. (2014). Dependence modeling with copulas (1st ed.). *Chapman and Hall/CRC*. <https://doi.org/10.1201/b17116>
- Li, L. (2002). Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns. *Department of Economics, International Center for Finance, Yale University*.
- Liebetrau, A. M. (1983). *Measures of association*. Sage Publications. (Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 32).
- Malevergne, Y. y Sornette, D. (2006). *Extreme financial risks: From dependence to risk management*. Springer. <https://link.springer.com/book/10.1007/b138841>
- Markowicz, S. (2022). *What drives the equity-bond correlation?* <https://www.schroders.com/es-es/es/inversores-particulares/visión-de-mercado/por-que-la-correlacion-entre-las-acciones-y-los-bonos-es-negativa/>
- Molenaar, R., Sénéchal, E., Swinkels, L. y Wang, Z. (2024). Empirical Evidence on the Stock–Bond Correlation. *Financial Analysts Journal*, 80(3), 17-36. <https://doi.org/10.1080/0015198X.2024.2317333>
- Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to copulas*. (2ª ed.). Springer. <https://link.springer.com/book/10.1007/0-387-28678-0>
- Ponrajah, J. y Ning, C. (2023). Stock–bond dependence and flight to/from quality, International. *Review of Financial Analysis*, 86, 102467. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102467>
- Portelli, L. y Roncalli, T. (2024). Stock-Bond Correlation: Theory & Empirical Results. <https://ssrn.com/abstract=4823094>

- Tachibana, M. (2020). Flight-to-quality in the stock–bond return relation: a regime-switching copula approach. *Financial Markets and Portfolio Management*, 34, 429–470. <https://doi.org/10.1007/s11408-020-00361-5>
- Taylor, S. J. (2005). *Asset price dynamics, volatility, and prediction* (Student ed.). Princeton University Press. <https://www.jstor.org/stable/j.ctt7t66m>
- Vanguard Asset Management. (2024). *Understanding the dynamics of stock/bond correlations*. Vanguard. <https://www.vanguard.co.uk/professional/vanguard-365/investment-knowledge/portfolio-construction/understanding-stock-bond-correlations>

ANEXO A. RESUMEN DE LOS ESTUDIOS SOBRE LA DEPENDENCIA ENTRE MERCADOS FINANCIEROS

La siguiente tabla resume las principales características de la literatura revisada sobre la correlación entre las rentabilidades de las acciones y los bonos. Los nombres de los índices se mantienen en inglés para facilitar su búsqueda y replicabilidad. La columna 'método' hace referencia a la metodología empleada por cada autor, explicada en la sección 3. La ventana móvil solo se indica en los estudios que utilizan la correlación móvil (RWC), ya que esta es específica de dicha metodología. En aquellos artículos en los que no se especifica expresamente en la columna de principales aportaciones la medida empleada para cuantificar la dependencia entre variables, se considera que utilizan el coeficiente de correlación lineal de Pearson.

Tabla 8. *Características principales de la literatura revisada.*

AUTOR	ÍNDICES	PERIODO MUESTRAL	FREC. DE DATOS	MÉTODO	VENTANA MÓVIL	PRINCIPALES APORTACIONES
Markowicz, S. (2022)	U.S. large-cap equities 10-Year US Treasury	1931-2021	-	RWC	5 años	Correlación positiva con tipos de interés e inflación altos y volátiles, primas de riesgo alineadas y política monetaria procíclica; y correlación negativa en escenarios opuestos.
Vanguard Asset Management (2024)	FTSE All-World Total Return index Bloomberg Global Aggregate Total Return Index	2002-2023	Diaria	RWC	60 días 24 meses	El análisis de la SBC en horizontes temporales más cortos altera las conclusiones.
Ilmanen, A (2003)	S&P500 20-Year US Treasury	1926-2001	Mensual	RWC	12 meses 26 semanas	Analiza el <i>lag effect</i> : un buen mes en renta fija se asocia con un siguiente buen mes en renta variable.

AUTOR	ÍNDICES	PERIODO MUESTRAL	FREC. DE DATOS	MÉTODO	VENTANA DE OBSERVACIÓN	PRINCIPALES APORTACIONES
Brixton et al (2023)	S&P500 10-Year US Treasury	1900-2022	Mensual y diaria	RWC	10 años 3 meses	Modelo econométrico basado en la volatilidad de la inflación y el crecimiento. Analiza cómo la SBC variante afecta al riesgo y al retorno de las carteras.
Andersson et al. (2008)	S&P500, FTSE 100, DAX. 10-Year Government Bond Price Indices (EE. UU., RU, Alemania)	1991-2006	Diaria	RWC y DCC con GARCH	1 mes	En cuanto a medias y medianas, los resultados son similares tanto con RWC como con DCC. Alto impacto de las expectativas sobre los determinantes de la SBC. Trata los FTQ
Connolly et al. (2005)	Value-weighted NYSE/ AMEX/Nasdaq return 30- Year and 10-year U.S. Treasury Bonds	1986-2000	Diaria	RWC	1 mes	Cambios en la SBC vinculados a la volatilidad del mercado (VIX) y a la rotación anormal de activos. Las perturbaciones de un mercado influyen en la determinación de precios de otro mercado (efecto contagio).
Li (2002)	Value-weighted broad market indices (G7) 10-Year Government Bond Indices	1958-2001 1980-2001	Mensual 1958-2001 Diaria 1980-2001	RWC	60 meses con bandas de error al 90%	Autocorrelaciones entre los rendimientos de acciones y bonos. Factor clave: incertidumbre sobre la inflación esperada. Modelización econométrica de la SBC mediante diferentes procedimientos.
Ponrajah, J. y Ning, C. (2023)	Stock indices (EE. UU., Canadá, Francia y Alemania) 5-Year Bond Indices	1985-2022	Semanal	Cópulas y GARCH	-	Dependencia de cola asimétrica entre los mercados de acciones y bonos. Cópulas empíricas y coeficientes de correlación de Kendall y Spearman incondicionales.
Molenaar et al. (2024)	Market-capitalization weighted equity market index (G7 and emerging countries) 10-Year zero-coupon bonds	1875-2023	Mensual	RWC	36 meses	Diferencias entre metodologías (Spearman y Pearson), frecuencias y periodo de estimación. Spearman con RWC. Modelo econométrico que incluye valoraciones crediticias.

AUTOR	ÍNDICES	PERIODO MUESTRAL	FREC. DE DATOS	MÉTODO	VENTANA DE OBSERVACIÓN	PRINCIPALES APORTACIONES
Portelli, L. y Roncalli, T. (2024)	MSCI Country Local Currency (Total Return Index) 30-Year, 10-Year and 3 Month generic bond	1980-2023	Diaria y mensual	RWC	4 años	Coeficiente de correlación de Kendall. Analiza el caso español. El signo de la SBC de cada país depende del riesgo soberano percibido, medido por el riesgo de crédito y de divisa.
Dajcman, S (2012)	ISEQ, FTSE MIB, PSI20, IBEX35 and DAX Yields of 10-Year central government bonds	2000-2011	Diaria	DCC y GARCH	-	Analiza el caso español. Indicador que mide la FTQ.
Baur, D. G. y Lucey, B. M. (2009)	MSCI stock index MSCI bond indices with maturities 10+Years	1994-2006	Diario	DCC y GARCH	-	Modelo econométrico que analiza FTQ, contagio entre activos y entre mercados internacionales.
García, R y Tsafack, G (2011)	S&P 500, Canadian equity index and MSCI equity indices for France and Germany 5-Year government bonds indices	1985-2004	Semanal	Cópulas y GARCH	-	Regímenes de cópula con dependencias simétricas y asimétricas. Estructura de dependencia no lineal y fuerte entre países, tanto para los mercados de renta variable como para los de renta fija.
Tachibana, M (2020)	MSCI stock price indices 10-Year government bond price indices	1999-2019	Semanal	Cópulas y ARMA-GJR-GARCH	-	Estudio de huida hacia la calidad desde acciones hacia la deuda pública de otro país (<i>cross-country FTQ</i>). Coeficiente de correlación de Kendall.

Nota: SBC (Stock Bond Correlation) hace referencia a la correlación entre los mercados de renta variable y renta fija.

ANEXO B. IMPACTO DE DIVERSOS FACTORES ECONÓMICOS SOBRE LA CORRELACIÓN EN LOS MERCADOS

En este anexo se presenta un resumen de los factores económicos que influyen en la relación entre los mercados de acciones y bonos, así como de su impacto esperado sobre el signo de la correlación.

En cuanto al **impacto de la inflación y los tipos de interés** en la correlación entre acciones y bonos, la literatura muestra un amplio consenso. Cuando las expectativas de inflación son altas, la renta variable y la renta fija tienden a moverse en la misma dirección, generando una correlación positiva, mientras que cuando es baja y estable, suele ser negativa (Brixton et al. 2023; Molenaar et al. 2024). Esto ocurre porque la inflación hace que el pago de intereses de los bonos pierda valor, elevando sus rendimientos y reduciendo sus precios. En el caso de las acciones, Ilmamen (2003) demostró empíricamente que la alta inflación perjudica a la renta variable porque los beneficios reales y las primas por el riesgo se ven afectadas negativamente. En cuanto a los tipos de interés, cuando estos se encuentran en niveles altos y volátiles, los rendimientos de las acciones y los bonos se ven igualmente afectados – correlación positiva–, ya que en ambos casos aumenta el tipo de descuento aplicado a los flujos de caja futuros (Markowicz, 2022; Molenaar et al. 2024).

Sobre el **crecimiento económico**, Ilmamen (2003) concluye que, por término medio, las acciones tienden a obtener mejores rendimientos durante periodos de expansión económica, mientras que los bonos rinden más en fases de contracción. Las noticias positivas sobre crecimiento incrementan las expectativas de mayores flujos de caja futuros para la renta variable, impulsando así el precio de las acciones. Sin embargo, también generan la expectativa de un aumento en los tipos de interés a corto plazo por parte de los Bancos Centrales, lo que provoca una caída en los precios de los bonos (Brixton et al., 2023). Sobre estos tres factores –crecimiento, inflación y tipos de interés– Campbell et al. (2023) concluyen que, en un escenario donde coinciden una alta inflación, tasas de interés reales elevadas y una recesión, es probable que tanto los bonos del Tesoro como las acciones experimenten caídas.

En cuanto a la **volatilidad e incertidumbre**, Connolly et al. (2005) investigan cómo la correlación entre acciones y bonos varía en función de dos indicadores de la

volatilidad del mercado bursátil: el VIX y la rotación anormal de valores. Sus conclusiones revelan que las perturbaciones en un mercado pueden influir en la fijación de precios en otro, incluso cuando las noticias del mercado afectado no parecen relevantes para el mercado no perturbado. Además, en periodos de alta volatilidad, la probabilidad de que la correlación sea negativa el mes siguiente aumenta significativamente. Por estas razones, la volatilidad es un factor clave en metodologías como DCC o GARCH, diseñadas para estimar un coeficiente de correlación que capture la volatilidad y refleje la relación dinámica entre los mercados.

La **política monetaria** también tiene un impacto significativo en la correlación entre renta fija y renta variable. En períodos de endurecimiento monetario, el aumento de los tipos de interés eleva el coste de financiamiento para las empresas y reduce el valor presente de los flujos de caja futuros, afectando negativamente a las acciones, mientras que los bonos también sufren debido a la caída en sus precios. Por el contrario, cuando la política monetaria se relaja, ambas clases de activos tienden a beneficiarse, lo que favorece una correlación más negativa o menos positiva entre ellos (Ilmamen, 2003; Campbell et al., 2023).

Otros **eventos extraordinarios** también pueden influir en la correlación entre acciones y bonos. Mientras que conflictos bélicos y desastres naturales tienden a generar una correlación positiva, ataques terroristas y crisis financieras suelen favorecer una correlación negativa (Vanguard Asset Management, 2024).

ANEXO C. NOMBRES ORIGINALES Y TICKERS DE LOS ÍNDICES DE RENTA FIJA Y VARIABLE UTILIZADOS

NOMBRE COMPLETO ORIGINAL (LSEG DATASTREAM)	TICKER
US BENCHMARK 30 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMUS30Y
US BENCHMARK 10 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMUS10Y
US BENCHMARK 5 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMUS05Y
US BENCHMARK 3 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMUS03Y
US BENCHMARK 2 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMUS02Y
ES BENCHMARK 30 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMES30Y
ES BENCHMARK 10 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMES10Y
ES BENCHMARK 5 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMES05Y
ES BENCHMARK 3 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMES03Y
ES BENCHMARK 2 YEAR DS GOVT. INDEX - CLEAN PRICE INDEX	BMES02Y
NOMBRE COMPLETO ORIGINAL (YAHOO FINANCE)	TICKER
S&P 500	^GSPC
IBEX 35	^IBEX