

UNIVERSIDAD DE MÁLAGA

MÁSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO Y EMPRESARIAL



Prueba empírica sobre el Modelo de Valoración de Activos Financieros (CAPM) estándar para el índice EURO STOXX 50. Una validación cruzada.

Empirical test on the standard Capital Asset Pricing Model for the EURO STOXX 50 index. A cross-sectional validation.

Díaz Duvivier, Víctor

Tutor: Rueda Narváez, Mario F.

Departamento de Estadística y Econometría

Curso 2021/2022



DECLARACIÓN DE ORIGINALIDAD

Yo, Víctor Díaz Duvivier, [REDACTED] [REDACTED] declaro:

Que este Trabajo Fin de Máster que presento para su evaluación y defensa es original, y que todas las fuentes utilizadas para su realización han sido debidamente citadas en el mismo.

Málaga, a 22 de enero de 2023.

Firmado:

A large black rectangular redaction box covering the signature area.

Resumen

En el presente Trabajo de Fin de Máster se procede a comprobar la actual validez del modelo econométrico-financiero CAPM en su versión estándar. El modelo CAPM está considerado como un pilar en el mundo académico financiero y es todavía a día de hoy una herramienta importante en el mundo empresarial para medir la rentabilidad teórica ajustada por el riesgo de un activo. El modelo se caracteriza por su simplicidad y aplicación intuitiva, cuya hipótesis primordial es que el rendimiento esperado de un activo viene definido por su riesgo sistemático, el riesgo no diversificable común a todos los activos a la venta disponibles. No obstante, a pesar de su importante aportación al avance académico financiero, numerosos estudios han puesto a prueba su validez empírica, la cual ha sido rechazada por ellos en numerosos casos, especialmente por aquellos publicados durante las últimas décadas. El objetivo de este estudio es poner a prueba empíricamente la validez del modelo, así como sus hipótesis fundamentales, en un contexto de actualidad y para la zona económica europea. Para ello, se han recogido y analizado los rendimientos mensuales del índice bursátil EURO STOXX 50 y de 45 de sus componentes, para tres subperiodos de tiempo considerados, que abarcan desde enero de 2004 hasta diciembre de 2019. Se han realizado regresiones temporales para cada uno de los subperiodos analizados, donde los rendimientos de cada uno de los 45 activos financieros se han regresado sobre el rendimiento del EURO STOXX 50, considerando para ello el modelo CAPM clásico según Sharpe (1964) y Lintner (1965). Tras ello, se ha analizado la significatividad de los coeficientes obtenidos en un análisis transversal de los resultados. Adicionalmente, se ha realizado una validación cruzada del modelo siguiendo la metodología aplicada por Fama y MacBeth (1973), en la cual se realizan contrastes de hipótesis sobre los parámetros obtenidos para contrastar las suposiciones más fundamentales del modelo. Los resultados indican que a pesar de existir una relación significativa entre la rentabilidad del índice y el de sus componentes, no se puede afirmar que exista una relación positiva y significativa entre la beta y el retorno de los activos, tal como indican las suposiciones del modelo. Igualmente, los resultados obtenidos de aplicar contrastes de hipótesis en la validación cruzada del modelo no permiten aceptar la validez del modelo por el rechazo a ciertas de sus suposiciones más fundamentales. Por ello, se concluye al final de este trabajo la invalidez empírica del modelo CAPM en su versión estándar para el índice EURO STOXX 50 y 45 de sus componentes, para el periodo temporal analizado. Finalmente, se añade una idea general sobre la utilidad del modelo CAPM estándar en el mundo académico y corporativo actual, además de añadir también una reflexión de como deberían de enfocarse futuras investigaciones académicas de la misma índole.

Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de la literatura	2
3. Contexto teórico del modelo	7
3.1 Introducción	7
3.2 Hipótesis teóricas	7
3.3 Debilidades	8
3.4 Álgebra del modelo	8
3.5 Alfa de Jensen	10
3.6 Hipótesis empíricas a validar	11
4. Metodología	12
4.1 Aspectos generales.....	12
4.2 Selección de variables.....	13
4.3 Análisis de las series temporales.....	15
4.4 Validación cruzada.....	16
4.5 Contraste de hipótesis	18
5. Resultados	19
5.1 Resumen Estadístico.....	19
5.2 De las series temporales.....	20
5.2.1 Para el primer periodo	20
5.2.2 Para el segundo periodo.....	21
5.2.3 Para el último periodo.....	22
5.2.4 Análisis conjunto de las series temporales.....	23
5.3 Regresión transversal según Fama y MacBeth (1973).....	25
5.4 Contraste de hipótesis	28
6. Discusión	28
6.1 Contexto estadístico de los datos	28
6.2 Sobre las series temporales	29
6.3 Análisis previo a la regresión transversal	31
6.4 Sobre la regresión transversal.....	32
6.5 Sobre el contraste de hipótesis.....	33
7. Conclusiones	33
7.1 Conclusiones sobre el análisis de las series temporales.....	33
7.2 Conclusiones sobre la validación cruzada del modelo	34

7.3 Conclusiones finales	34
7.4 Comentarios adicionales.....	35
8. Bibliografía.....	36

1. Introducción

Calcular el precio de un activo constituye uno de los objetivos fundamentales de las finanzas. El precio de un activo viene determinado por la disposición a pagar del comprador, y según la teoría financiera más aceptada, los compradores tienen en cuenta principalmente la rentabilidad y el riesgo de un activo para determinar la cantidad monetaria dispuesta a pagar por él. El modelo CAPM, *Capital Asset Pricing Model* por sus siglas en inglés, es el modelo financiero más famoso en la disciplina a la hora de determinar el precio de un activo, Bilgin y Basti (2014). Según el modelo, la rentabilidad de un activo viene determinada solo por un factor, el riesgo sistemático. El riesgo sistemático del activo viene determinado por la manera en la cual este activo responde a las variaciones de la rentabilidad del mercado. Si el único determinante del activo a la hora de establecer su precio es este, validaría el modelo y con ello la hipótesis de que un activo solo ha de ser valorado en función de su riesgo sistemático.

Poner a prueba el modelo de manera empírica siempre ha sido un objeto de estudio atractivo entre académicos financieros (Bilgin y Basti, 2014). Desde que se desarrolló en la década de 1960, el modelo ha sido objeto frecuente de contrastes empíricos para validar su relevancia temporal, así como afirmar su habilidad de explicar la relación entre retorno y volatilidad de los activos en los mercados financieros. Actualmente, no se ha establecido entre académicos un consenso sobre la validez del modelo, por lo que nuevos estudios que prueben su validez son provechosos. Se han desarrollado múltiples metodologías para poner a prueba el modelo, y una de las primeras fue desarrollada por Fama y MacBeth (1973), la cual sirvió como fundación y ejemplo en siguientes estudios por numerosos académicos. En general, los primeros estudios proporcionaban evidencia a favor de la validez del modelo, mientras que los subsiguientes no.

Algunas de las metodologías utilizadas para poner a prueba la validez del modelo han sido criticadas por estar sujetas a sesgos estadísticos (Bilgin y Basti, 2014). No obstante, el modelo se desarrolló por Markowitz (1952) con carácter normativo, es decir, con intención de ayudar a los agentes a tomar mejores decisiones, y no puede ser invalidado por pruebas empíricas con metodología cuestionable. El modelo contiene considerables defectos, y durante los últimos cincuenta años se ha puesto gran esfuerzo en mejorar o paliar sus limitaciones. Como resultado de este proceso, se han desarrollado abundantes versiones alternativas del modelo. De estas versiones, se han producido dos alternativas al modelo convencional con bastante aceptación entre académicos.

Una de estas alternativas es la versión condicional del modelo CAPM, la cual prueba la relación retorno y riesgo del modelo diferenciando entre periodos con mercados al alza y a la baja. El modelo condicional se fundamenta en la suposición de que cuando el mercado obtiene un exceso de retorno positivo, la relación entre el riesgo de los activos y sus retornos es positiva. Igualmente, supone que cuando el exceso de retorno del mercado es negativo, la relación riesgo-retorno de los activos también es negativa. En este caso, cuando los estudios dividen los periodos según sean al alza o a la baja, y los ponen a prueba separadamente, existe evidencia mucho más significativa de la validez del modelo. Trabajos que han encontrado evidencia empírica favorable para el modelo condicional incluyen, entre otros, Jagannathan y Wang (1996), Ang y Chen (2007), y Petkova y Zhang (2005).

De esta manera, para aceptar la validez empírica del modelo, multitud de estudios que pongan a prueba su validez deben de ser llevados a cabo, en diferentes mercados bursátiles y diferentes periodos de tiempo. Si la relación entre riesgo y retorno que el modelo supone existe en los mercados financieros, el modelo puede servir de gran ayuda para los inversores en sus decisiones financieras (Fama y French, 2004). De esta manera, el presente trabajo trata de aportar valor a estos agentes financieros como de aportar valor a la literatura académica. Para ello se ha elegido el EURO STOXX 50 como índice bursátil, así como 45 de sus componentes, para poner a prueba

la validez del modelo en un mercado desarrollado, diverso y heterogéneo. Se han extraído datos para el periodo temporal desde enero de 2004 hasta diciembre de 2019, y se han realizado análisis sobre regresiones efectuadas en tres subperiodos de este, todo ello con el objetivo de explicar la relación entre las variables en el largo plazo (superior a 10 años), y en un contexto de actualidad.

El modelo puesto a prueba en este estudio es el modelo CAPM en su versión clásica, siendo esta la desarrollada por William Sharpe (1964) y John Lintner (1965). Hasta donde nosotros sabemos, pocos estudios se han encontrado que pongan a prueba el modelo clásico en el mercado bursátil europeo para el índice EURO STOXX 50. Debido a la relevancia del modelo en el mundo académico financiero, analizar su validez empírica puede ser una aportación de valor para la disciplina.

El índice EURO STOXX 50 es uno de los principales indicadores del mercado bursátil de la zona euro, según Brechmann y Czado (2013). El índice ofrece una representación de los líderes de los sectores económicos principales de la región, con una capitalización bursátil de 2,85 billones de euros a 5 de agosto de 2022. El índice está compuesto por 50 valores de 8 países de la Eurozona: Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Irlanda, Italia, Países Bajos y España. El índice EURO STOXX 50 está acreditado para que las instituciones financieras lo utilicen como subyacente de una vasta selección de productos de inversión, como fondos cotizados (ETF), futuros, opciones y productos estructurados en todo el mundo, además de utilizarse también como medida de comparación en análisis de riesgo y rendimiento de inversiones financieras. Aparte del índice principal, cada país de la Eurozona deriva del índice su propio EURO STOXX 50, en el cual se abarcan los componentes del índice base que hacen referencia al propio país.

La empresa que gestiona y creó el índice, STOXX Ltd., es un proveedor mundial de índices bursátiles y financieros. Los primeros índices que la empresa lanzó fueron en 1998, incluyendo el índice estudiado EURO STOXX 50. En septiembre de 2019, STOXX pasó a forma parte de *Qontigo*, una compañía especializada en el sector de la información financiera. *Qontigo* fue creado en 2019 a través de Axioma, DAX y STOXX, y forma parte del Grupo Deutsche Börse. La empresa combina índices elaborados a nivel internacional, experiencia tecnológica e innovación para ofrecer servicios financieros a emisores de productos financieros, propietarios de capital y gestores de activos de todo el mundo.

2. Revisión de la literatura

El modelo CAPM, o *Capital Asset Pricing Model*, por sus siglas en inglés, es uno de los modelos financieros más conocidos en la disciplina. Según el modelo, la rentabilidad de un activo viene determinada por dos factores, el coste de oportunidad de la inversión y su sensibilidad al riesgo sistemático (Alqisie y Alqurran, 2016), el cual se compone por todos los posibles activos a la venta (Fama y French, 2004). Aunque en la realidad dicha cartera es imposible de especificar y medir, en la práctica se establece una cartera teórica con la cual comparar la rentabilidad de los activos estudiado. Al igual que en la mayoría de la literatura al respecto, se utiliza un índice bursátil ponderado en el cual se encuentran los activos bursátiles estudiados. En este caso, el riesgo de un activo, vendría dado por la respuesta de su rentabilidad al comportamiento de ese único factor, la rentabilidad del mercado bursátil estudiado.

Existe consenso en la literatura financiera de que el riesgo de un activo puede medirse a través de la volatilidad o varianza del rendimiento de este (Fama y MacBeth, 1973). Para valores bursátiles, se tiene académicamente aceptado las nociones de riesgo sistemático y no sistemático. En el primer caso, el riesgo sistemático viene definido por la parte de la volatilidad del activo relacionada con la volatilidad del mercado. Es decir, la volatilidad del activo explicada por la volatilidad del mercado. En cuanto al riesgo no sistemático, hace referencia a la parte de la volatilidad que no viene explicada por la volatilidad del mercado, es decir, la volatilidad intrínseca

del activo, (Alqisie y Alqurran, 2016). Según la misma teoría financiera, en el caso de poseer una cartera de valores diversificada, el único riesgo realmente a tener en cuenta sería el sistemático, ya que la propia diversificación elimina el efecto del riesgo intrínseco de cada uno de los activos.

Ahora bien, si la relación entre la rentabilidad y el riesgo sistemático implícita en este modelo pudiera ser validada empíricamente en los mercados bursátiles de todo el mundo, esto supondría una revolución en la valoración de activos financieros (Bilgin y Basti, 2014). Por ello, desde su origen en la segunda década del siglo XX, muchos investigadores y académicos en el ámbito financiero han intentado validar su capacidad de explicar la relación entre rentabilidad y riesgo de los mercados de valores. Como ya se ha comentado, mientras que los primeros estudios empezaron aceptando la validez del modelo, los estudios posteriores comenzaron a rechazarla.

El modelo CAPM está inicialmente fundado en base a la teoría de inversión *Modern Portfolio Theory*, de Markowitz (1952). Tras su publicación, Sharpe (1964), y Lintner (1965) desarrollaron el modelo, utilizando dos variables para calcular la rentabilidad de un activo financiero: rentabilidad libre de riesgo, y el retorno de la cartera del mercado ponderado por la beta del activo.

Uno de los primeros estudios en respaldar la validez del CAPM fue el llevado a cabo por Black et al. (1972). En el trabajo académico, crearon carteras con la totalidad de acciones de la bolsa de Nueva York durante el periodo desde 1931 hasta 1965. Estos investigadores decidieron crear y medir el rendimiento de carteras de valores en vez del de activos financieros individualmente, para así eliminar el riesgo no sistemático de las empresas y tratar, de esta manera, el riesgo sistemático de las acciones separadamente, medido por el coeficiente beta. Utilizando este método, se trató de reducir los errores estadísticos que aparecerían al estimar los coeficientes betas. Lo que los resultados mostraron con este estudio fue la existencia de una relación lineal entre el exceso de rendimiento medio de la cartera y la beta, y que las carteras con betas más elevados poseían mayor rentabilidad, a diferencia de las carteras con menor beta, que poseían menor rentabilidad.

Tras ello, Fama y MacBeth (1973) ampliaron el trabajo de Black et al. (1972), y obtuvieron resultados cualitativamente similares. A pesar de ello, estudios posteriores a estos dos, llevados a cabo por Banz (1981), Fama y French (1992), entre otros, contradijeron los resultados iniciales. Alrededor de los años ochenta, surgieron estudios que debilitaron la validez del modelo CAPM, especialmente a la hora de explicar la relación entre rentabilidad y volatilidad, demostrando que esta relación no tenía por qué ser lineal. Esto significó la existencia de otros factores que afectan a dicha relación que no se tuvieron en cuenta.

Banz (1981) estudió el efecto que tenía en el modelo CAPM el tamaño de la empresa sobre la rentabilidad, efecto no recogido por la beta, y concluyó que el tamaño de la empresa tenía en efecto relación con la rentabilidad de la empresa: la rentabilidad de empresas de menor capitalización era de media mayor que aquellas que poseían mayor capitalización.

En 1992, Fama y French pusieron en práctica las conclusiones aportadas por Banz en su estudio, y descubrieron que su aportación podía ser relevante. A pesar de utilizar la misma metodología que en su estudio, llegaron a resultados contradictorios. Concluyeron que no había relación significativa entre el coeficiente beta y el rendimiento de las acciones. Este mismo estudio sufrió críticas posteriores debido principalmente a los datos que utilizaron.

Posteriormente, Fama y French (1992) y Davis (1994) buscaron otros factores que pudiesen tener efecto en la rentabilidad de las empresas. Se analizó el efecto de indicadores de rendimiento financiero como el BPA (beneficio por acción), el apalancamiento financiero o la ratio entre el valor contable y el valor de mercado. Los resultados de este estudio corroboraron las mismas conclusiones.

En cuanto a las conclusiones aportadas por Fama y French (1992), Amihud et al. (1992) y Black (1993) las retractaron al corroborar que los datos no eran válidos, y, por lo tanto, las conclusiones que rechazan el CAPM no pueden ser fiables. Argumentó, que, si los métodos estadísticos son eficientes, los resultados previstos sobre la relación entre riesgo y rendimiento deberían de ser significativos. Por otro lado, Kothari et al. (1995) afirmaron que las conclusiones por Fama y French (1992) solo dependen de la explicación de los resultados estadísticos, y no de la invalidez de sus datos.

Aparte, Black (1993), en contraste con el artículo de Banz (1981), también comentó que el efecto del tamaño de la empresa en la rentabilidad del activo no es homogéneo a través de todos los periodos, pudiendo ser significativo en algunos y en otros no.

Por otro lado, Jagannathan y Wang (1996) mencionan que las conclusiones aportadas por Fama y French (1992) no son relevantes, y que algunas de las razones por las cuales las pruebas empíricas no son válidas surgen de los supuestos básicos del CAPM. Alqisie y Alqurran (2016) comenta que, por ejemplo, una gran mayoría de artículos que evalúan la validez del CAPM admitieron tomar los rendimientos de los índices bursátiles como la mejor medida de comparación para la rentabilidad de los activos financieros, siendo esta suposición no verdadera según el artículo.

Aparte del modelo CAPM estándar y de la versión de tres factores desarrollada por Fama y French (1992) y Davis (1994), también se han desarrollado versiones alternativas a la original. Por ejemplo, Pettengill et al. (1995) desarrollaron un modelo modificado que se aleja de la metodología tradicional de Fama y MacBeth (1973). A pesar de seguir de cerca su metodología, su innovación procede de tener en cuenta en su modelo la dirección del mercado. Ellos estimaron betas y formaron carteras utilizando los mismos procedimientos, pero en el último paso decidieron dividir sus datos transversales en periodos de mercado dependiendo de si se encuentran al alza o a la baja, basando este criterio en el signo del exceso de rentabilidad del mercado en cada uno de ellos. Tras ello, se obtienen los coeficientes de regresión obtenidos para los diferentes periodos de mercados alcistas o bajistas, y se contrasta si existe relación significativa entre riesgo (beta) y rentabilidad. Sus resultados demostraron una relación condicional en la dirección del mercado muy significativa entre beta y la rentabilidad.

Esta investigación de Pettengill et al. (1995) llegó a ser muy relevante en el mundo académico financiero y fue objeto de muchos estudios que, a posteriori, trataron de replicar su modelo con el fin de verificarlo. Por ejemplo, algunos de los investigadores que estudiaron esta relación condicional en diferentes mercados bursátiles fueron Fletcher (1997), Hodoshima et al. (2000), Elsas et al. (2003), Fraser et al. (2004) y Theriou et al. (2010), quienes llegaron a conclusiones parecidas.

No obstante, Cooper (2009) comentó que en el caso de Pettengill et al. (1995), la metodología utilizada tiene un grave sesgo que hace que proporcione pruebas que apoyen el CAPM condicional, aunque no exista relación entre beta y rentabilidad. Este sesgo surge de dividir los datos de la investigación en función de la información *ex-post* sobre la rentabilidad del mercado y utilizarla para probar la relación riesgo-rentabilidad *ex-ante*. Los rendimientos de los valores de beta alta suben cuando sube el rendimiento del mercado y bajan cuando baja el rendimiento del mercado. De esta manera, beta y rentabilidad tendrán una relación positiva en mercados alcistas. Utilizando el mismo razonamiento, se observa que la relación será negativa durante los periodos bajistas del mercado.

Otros investigadores también encontraron que la versión condicional al modelo no provee resultados consistentes en al menos alguna de las dos posibles direcciones del mercado. Al Refai (2009) puso a prueba tanto la versión condicional como la estándar en el mercado bursátil de

Amman, Jordania, utilizando carteras basadas en la industria de los valores. En su estudio encontró una relación positiva y significativa entre riesgo y rentabilidad en los mercados al alza, pero no encontró ninguna relación significativa para los mercados a la baja. En contraste, Fletcher (2000) investigó el modelo condicional en el mercado internacional. Encontró relaciones significativas entre riesgo y rentabilidad en mercados a la baja para dos periodos mensuales de su submuestra, pero no estimaron una relación significativa para ninguno de los periodos al alza. Concluyó que, al ser la relación significativa entre riesgo y rentabilidad para ambos mercados al alza y a la baja para todo el periodo muestral, todavía existe evidencia significativa a favor del modelo CAPM condicional.

Fraser et al. (2004) pusieron a prueba el modelo condicional para datos de Reino Unido, y encontraron que la relación entre riesgo y rentabilidad no es significativa para mercados alcistas, mientras que sí existe evidencia significativa al 1% para los mercados bajistas. Posteriormente, Theriou et al. (2010) pusieron a prueba ambos modelos, estándar y condicional, en el mercado bursátil de Atenas. Encontraron que el modelo condicional se mantiene válido para solo uno de los dos subperiodos analizados, mientras que es válido para el periodo muestral al completo. Por otro lado, Verma (2011) también exploró el poder explicativo del modelo condicional utilizando una muestra internacional de acciones de 18 países para el periodo entre 1970 y 1998. Sus resultados no mostraron evidencia empírica a favor del modelo condicional.

Karacabey y Karatepe (2004) fueron los primeros investigadores que realizaron pruebas sobre la validez del modelo condicional en el mercado bursátil irlandés. Sus resultados mostraron evidencias empíricas en acorde con los resultados de Pettengil et al. (1995), y expusieron que había una relación condicional entre riesgo y rentabilidad en el mercado bursátil para el periodo desde 1990 hasta 2000. Gursoy y Rejepova (2007) presentaron resultados similares para el espacio muestral de 1995 hasta 2004 cuando aplicaron la misma metodología en el mercado bursátil irlandés.

Tras la multitud de estudios posteriores que hacen referencia a la validez del modelo en todas sus variaciones, numerosas investigaciones se han realizado en mercados en vías de desarrollo para verificar la validez del modelo (Alqisie y Alqurran 2016). El hecho de validar o rechazar el modelo en estos mercados aporta adicional evidencia en cuanto a la validez del CAPM.

Haciendo referencia a las investigaciones llevadas a cabo en mercados emergentes, Ocampo (2004) investigó el mercado de renta variable filipino entre 1992 y 2002, utilizando en su análisis los rendimientos mensuales de las acciones. En su artículo puso a prueba tanto el modelo condicional como el estándar. En cuanto al modelo tradicional, sus resultados concluyeron que el modelo no era válido a la hora de explicar la relación entre rendimiento y beta. Por otro lado, cuando analizó el modelo condicional, sí obtuvo resultados significativos para la beta, concluyendo que esta medida de riesgo sí explicaba la volatilidad en la rentabilidad de los activos financieros.

Grigoris et al. (2006) procedieron a probar la validez del CAPM en el mercado bursátil de Atenas, analizando el retorno semanal de 100 empresas. Para ello, elaboraron 10 carteras con 10 empresas cada una, y obtuvieron la beta para cada cartera. El resultado, tras analizar la relación entre rendimiento y beta de las carteras, fue que las carteras con un valor más elevado de beta no obtenían necesariamente mayor rentabilidad. También concluyeron que el intercepto de modelo, la alfa de Jensen, era distinto de cero, lo que implica adicionalmente la invalidez del modelo a la hora de explicar la relación retorno-riesgo.

Otro ejemplo de artículos relacionados es el de Yang y Donghui (2006), quienes analizaron la validez del CAPM en el mercado bursátil de Shanghái, durante el periodo de 2000 a 2005. Para ello, obtuvieron la rentabilidad semanal de las acciones de 100 corporaciones, utilizando para ello

el análisis de series temporales y de corte transversal. En este caso, contrario a los artículos arriba mencionados, sí obtuvieron una relación significativa entre los rendimientos esperados y las betas. Esto, en contraste, muestra apoyo favorable a las hipótesis del CAPM. A pesar de ello, cuando se analizaron el intercepto y la pendiente, se concluyó finalmente que el modelo no era válido en el mercado bursátil de China.

Por su parte, Loukeris (2009) estudió el CAPM en la bolsa de valores Londinense durante el periodo 1980-1998. En este caso, se procedió a conducir el análisis con regresiones en 2 etapas, escogiendo 39 valores. Cuando analizaron las salidas de la sección transversal, vieron que el exceso en los rendimientos medios de las acciones estaba positivamente relacionado con la beta. Por otro lado, cuando se analizaron los resultados obtenidos por las regresiones en dos fases, se concluyó que la pendiente de la línea del mercado bursátil es distinta de la pendiente SML (*Security Market Line*, por sus siglas en inglés), lo que rompe con las hipótesis del modelo CAPM.

Choudhary y Choudhary (2010) evalúan si el modelo CAPM es válido para la bolsa de valores de India. Escogieron en el periodo 1996 a 2009, y analizaron 278 empresas cotizantes en el mercado de valores de Bombay. Se basaron en la metodología de Black et al. (1972), elaborando carteras y desarrollando modelos de series temporales. Lo que se realizó fue regresar el exceso de rentabilidad de la cartera sobre el exceso de rentabilidad del mercado. El primer resultado fue que una beta más elevada no implicaba significativamente un mayor rendimiento, lo cual va en contra de las suposiciones del CAPM y es evidencia en contra del modelo. En segundo lugar, al evaluar tanto la pendiente como el intercepto de la ecuación resultante, los resultados volvieron a contradecir las predicciones del CAPM. Por último, se obtuvo una relación lineal entre beta y la rentabilidad, lo cual implica un argumento favorable para el CAPM.

En el caso de Bilgin y Basti (2011), trataron de verificar la validez del CAPM en el mercado bursátil de Estambul para 42 valores de empresas durante el periodo de 2006 hasta 2010. Para ello, se utilizó el modelo estándar desarrollado por Fama y MacBeth (1973), empleando datos de retornos mensuales de los valores. Los resultados de la investigación no encontraron relación significativa entre las betas y las primas de riesgo, refutando así el modelo CAPM para el mercado bursátil de Estambul.

Khan et al. (2012) trataron de verificar el modelo CAPM en el mercado bursátil de Pakistán para el espacio temporal desde 2006 a 2010, con datos de 10 valores corporativos. Para ello, obtuvieron las betas de cada uno de los valores, el rendimiento real y también la rentabilidad prevista. Tras examinar el rendimiento real junto con el previsto, concluyeron que el modelo CAPM no es válido en Pakistán.

Bilgin y Basti (2014) estudiaron la validez del modelo CAPM en la bolsa de valores de Estambul, en su forma condicional y estándar, considerando el espacio temporal de 2003 a 2011. Procedieron a dividir el periodo en 4 subetapas. Concluyeron que, en el caso del modelo estándar, el modelo es inválido para todo el periodo muestral, mientras que, en el caso de la versión condicional del modelo, solo se estableció una fuerte relación condicional significativa para algunos subperiodos. A pesar de ello, al ser la relación entre riesgo y rentabilidad asimétrica en los mercados al alza o a la baja, esta misma relación condicional no es indicativa de una relación positiva entre riesgo y rentabilidad. La conclusión final del artículo fue que el CAPM no puede ser una herramienta útil para medir la relación entre riesgo y rentabilidad en el mercado bursátil de Estambul.

Tras el análisis de los artículos mencionados y sus resultados, podemos concluir, en resumen, que algunos sí muestran evidencia a favor del modelo CAPM mientras que otros obtienen resultados que lo contradicen, ya sea utilizando el modelo en su versión condicional o estándar. En general, no existe un consenso en torno a la validez del modelo. El mercado europeo en su conjunto es

uno de los mercados bursátiles más importantes y una de las economías más desarrolladas del planeta, por lo que analizar el modelo en su mercado bursátil puede ser de importancia académica. Pensamos que elegir el índice Eurostoxx 50 y sus componentes es una buena manera de obtener una visión representativa del mercado bursátil de la eurozona. Por ello, este estudio puede ser de aportación relevante para la literatura académica del modelo CAPM en su versión clásica, ofreciendo evidencia empírica para el mercado europeo sobre la validez de la relación rentabilidad-riesgo que el modelo propone.

3. Contexto teórico del modelo

3.1 Introducción

El modelo CAPM, o *Capital Asset Pricing Model* por sus siglas en inglés, ha sido uno de los pilares fundamentales de la economía financiera moderna desde su origen. Fue desarrollado por Sharpe (1964), quién recibiría por ello el premio Nobel de Economía en 1990, y Lintner (1965), y se fundamenta en el trabajo de Markowitz (1952) denominado *Portfolio Selection*.

El modelo clásico trata principalmente de predecir el valor teórico de un activo en función del riesgo sistemático que posee, y se basa en la hipótesis fundamental de que los agentes financieros quieren ser recompensados con mayor rentabilidad por soportar mayores niveles de riesgo.

El modelo se desarrolla a partir de tres variables, la rentabilidad del activo, la rentabilidad libre de riesgo y la rentabilidad de la cartera de activos del mercado. El modelo asume que la rentabilidad libre de riesgo es el coste de oportunidad que el inversor soporta por tener invertido su capital. El riesgo del activo, por su parte, puede ser dividido en riesgo intrínseco y riesgo sistemático. Se asume, según la teoría financiera clásica, que el riesgo intrínseco de un activo puede ser eliminado cuando el inversor diversifica su capital entre una variedad de activos distintos en su portafolio. Por otra parte, el riesgo sistemático es la parte del riesgo total de un activo que hace referencia al riesgo común que todos los activos de un mercado comparten, y que por lo tanto no se puede eliminar al diversificar. La rentabilidad de la cartera de activos del mercado, es el factor en el modelo que se utiliza para obtener una medida del riesgo sistemático del activo.

A pesar de sus limitaciones, hipótesis restrictivas y la evidencia en contra del modelo, a día de hoy el CAPM se sigue utilizando ampliamente en la práctica empresarial, como puede ser para estimar el coste del capital, o evaluación del rendimiento de carteras gestionadas (Fama y French, 2004).

3.2 Hipótesis teóricas

El CAPM se asienta en las siguientes hipótesis, de las cuales se deduce el modelo econométrico (Sharpe, 1964; Lintner, 1965):

- *“Los inversores son todos racionales y aversos al riesgo.*
- *Los inversores tienen todas idénticas expectativas sobre rentabilidad prevista, volatilidades medias, y coeficientes de correlación entre los activos.*
- *Todos los inversores poseen el mismo horizonte temporal de inversión de un periodo.*
- *Todos los inversores tratan de maximizar sus utilidades económicas.*
- *Todos los inversores pueden obtener dinero prestado, o prestarlo en una cantidad ilimitada al tipo de interés libre de riesgo.*
- *No existen costes de transacción ni impuestos.*
- *No existen impuestos sobre la renta de las personas físicas, lo que implica que los inversores son indiferentes entre las ganancias de capital y los dividendos.*
- *Existen numerosos inversores, y ninguno de ellos individualmente tiene capacidad para afectar el precio de un activo. Esto implica que los inversores son tomadores de precio.*

- *Los mercados de capitales se encuentran siempre en equilibrio.”*

3.3 Debilidades

Al igual que cualquier modelo que trate de simplificar la realidad económica, el modelo CAPM tiene sus debilidades. La mayoría de estas radican en sus suposiciones teóricas.

Una de ellas, según Torelló (2016), es que las restricciones establecidas en el modelo son coherentes de manera teórica y académica, pero cuando se extrapolan a la realidad no siempre ocurren, debido a la naturaleza de la economía, sus agentes, y su entorno cambiante.

Según Torelló, otra debilidad nace de la suposición del modelo de que todos los agentes disponen de la misma información a la hora de tomar decisiones financieras. Esta suposición, en la realidad económica, se aleja importantemente de la verdad, pues se sabe que no todos los agentes disponen de la misma información, ya sea por el tipo de ocupación que desempeñan, su conocimiento financiero, o simplemente por las diversas maneras en las que tienen capacidad para analizar los datos, hacer predicciones y tomar decisiones en función de sus preferencias personales.

Según el mismo autor, otra debilidad del modelo cae en la suposición de que no existen costes de transacción ni impuestos. Cuando contrastamos esta hipótesis con la realidad económica, los agentes sí pagan tanto impuestos como costes de transacción, además de que estos varían ampliamente en función de las características propias del agente económico.

3.4 Álgebra del modelo

La forma algebraica clásica del CAPM, basada en los trabajos de Sharpe (1964) y Lintner (1965), es la siguiente:

$$E(R_i) = r_f + \beta_i * (E(R_m) - r_f) \quad [1]$$

Donde,

- $E(R_i)$ es el rendimiento esperado del activo financiero “ i ”.
- r_f es el tipo de interés libre de riesgo. En este trabajo se utiliza la rentabilidad mensual del bono alemán a 10 años como medida del mismo.
- R_m es el rendimiento esperado de la cartera de mercado. En nuestro caso lo medimos por el rendimiento mensual del índice bursátil EURO STOXX 50.
- β_i es el coeficiente beta, que mide la sensibilidad del retorno del activo “ i ” al retorno del índice, y por lo tanto cuantifica el riesgo sistemático de la acción.

El rendimiento esperado del activo “ i ”, $E(R_i)$, se mide en porcentajes, y es una tasa de variación entre los periodos considerados. Este resultado puede servir para medir la tasa de descuento adecuada en el análisis de inversiones financieras, así como para tener una referencia sobre el rendimiento teórico esperado.

El término r_f es el tipo de interés libre de riesgo, por ello es común utilizar el rendimiento de títulos de deuda pública de algún país cuyos títulos sean muy seguros. El valor de r_f es una referencia al valor inter temporal del dinero, y se utiliza como rentabilidad mínima libre de riesgo exigida por cualquier activo solo por ser mantenido en el tiempo. Si se analiza la ecuación clásica del CAPM [1], se observa que es la parte del rendimiento total del activo “ i ” que hace referencia al rendimiento esperado del activo por ser mantenido en el tiempo, es decir, su coste de oportunidad.

El factor $(E(R_m) - r_f)$, la prima de riesgo del mercado, es la parte de la ecuación que hace referencia al exceso del rendimiento de la cartera del mercado sobre la rentabilidad libre de riesgo. $E(R_m)$ es el rendimiento esperado de la cartera del mercado, y el CAPM asume que esta cartera está formada por una media ponderada por el precio de todos los activos disponibles a la venta en dicho mercado. El rendimiento esperado de la cartera del mercado es una medida de referencia a la hora de valorar el rendimiento de un activo.

En el CAPM se asume que todos los agentes económicos tienen plena capacidad de diversificar en todos los activos que deseen, al igual que se asume que el mercado está en equilibrio. Por ello, la volatilidad del rendimiento de la cartera del mercado se toma como referencia del riesgo sistemático que puede subyacer en un activo, en contraste con el riesgo no sistemático del activo. El riesgo sistemático de un activo es el riesgo que no pertenece exclusivamente a ese activo por sus características individuales, sino que es el riesgo que comparten todos los activos disponibles de manera conjunta debido a los efectos de la economía. El riesgo no sistemático, o riesgo diversificable, hace referencia a aquella parte de la volatilidad de un activo que soporta ese activo exclusivamente por sus características particulares, por ejemplo, su entorno, sector, modelo de negocio, etc. Este riesgo es inherente y único a cada activo, y se llama diversificable porque, según la teoría financiera clásica (Markowitz, 1952), desaparece cuando el agente diversifica su capital entre todos los activos a la venta en el mercado, ya que, en dicho caso, poseería una porción de la cartera del mercado, y solo estaría expuesto al riesgo inherente del mercado, el sistemático. Teóricamente en este caso, si se sumasen todos los riesgos inherentes de los activos, el resultado sería nulo. Por ello estos desaparecen cuando el agente diversifica. De esta manera, la prima de riesgo $(E(R_m) - r_f)$ hace referencia a aquella parte del rendimiento esperado de un activo correspondiente al riesgo sistemático que este soporta.

En el caso de la beta, β_i , es una medida de la sensibilidad del retorno del activo "i" a la rentabilidad en exceso de la cartera del mercado; es decir, mide la sensibilidad del activo al riesgo sistemático que este soporta. Este coeficiente se calcula como la covarianza entre la rentabilidad del activo "i" y la del mercado "m" dividida por la varianza de la rentabilidad del mercado "m":

$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2} \quad [2]$$

De esta manera, si se analiza la ecuación [1], a mayor beta posee un activo, más sensible es su retorno a las fluctuaciones del retorno del mercado. Así, si volvemos a analizar la ecuación [1], se observa que el rendimiento esperado de un activo viene dado por dos factores:

- La rentabilidad ofrecida por el activo como consecuencia de ser mantenido en el tiempo, definido como la constante r_f .
- La rentabilidad ofrecida por el activo como recompensa de su exposición al riesgo sistemático, definido como la prima de riesgo $(E(R_m) - r_f)$, ponderado por un factor que mide su sensibilidad, β_i .

Si se sigue analizando el coeficiente β_i , se sabe que cada activo "i" posee para este coeficiente un valor diferente y único. De entre los valores que puede tomar, se destacan cuatro escenarios posibles:

- $\beta_i > 1$: El retorno del activo posee mayor volatilidad que el retorno mercado. Su retorno se mueve en la misma dirección que el retorno del mercado, pero en mayor proporción que este.
- $\beta_i = 1$: El retorno del activo tiene igual volatilidad que el retorno del mercado, y sus retornos fluctúan en paralelo.

- $0 < \beta_i < 1$: El retorno del activo posee menor volatilidad que el retorno del mercado. Su retorno se mueve en la misma dirección que el retorno del mercado, pero en menor proporción que este.
- $\beta_i = 0$: El retorno del activo no tiene correlación ninguna con el retorno del mercado.

Un caso particular alternativo, es cuando la beta β_i posee un valor negativo. En este caso, se dan exactamente los mismos escenarios descritos anteriormente, pero la única diferencia es que el retorno del activo y el retorno del mercado tienen una relación inversa. Es decir, el retorno del activo se mueve en la dirección contraria a la del mercado.

Aparte, si analizamos de nuevo la ecuación [1], cabe destacar que la variable dependiente es el retorno “esperado” del activo “*i*”, no es el retorno “real” del activo. Esta diferencia entre el valor esperado y el valor real, lo que en econometría se modeliza como término de perturbación, es debido a las diferencias en el retorno causadas por el riesgo no sistemático del activo. Es decir, la diferencia entre el valor esperado del retorno del activo y su valor real en cada periodo viene afectado por aquellos factores que son intrínsecos y únicos a ese activo, y están fuera de la ecuación. Si analizamos la ecuación de nuevo, el primer sumando r_f , es la recompensa que recibe el inversor por mantener en el tiempo el activo “*i*”, el coste de oportunidad de no disponer durante ese periodo su capital en dinero líquido. El segundo término de la ecuación, $(\beta_{im} * (E(r_m) - r_f))$, hace referencia a la recompensa adicional que recibe el inversor por asumir el riesgo sistemático. Teniendo en cuenta que el inversor, según las hipótesis del CAPM, es recompensado tanto por el coste de oportunidad del dinero como por el riesgo “total” del activo, queda por identificar en la ecuación el sumando que haga referencia al riesgo no sistemático, ya que el riesgo total de un activo financiero viene dado por la suma del riesgo sistemático y no sistemático. Por esta razón sucede que el valor esperado de la rentabilidad del activo “*i*” en la ecuación es diferente al valor real que el activo obtiene, pues queda por sumarle la perturbación de la ecuación, la diferencia causada por la volatilidad intrínseca del activo.

Por último, añadir que, si se poseyese toda la cartera de activos del mercado, o una réplica de la misma, los valores de las perturbaciones se anularían entre sí, lo que daría a que el rendimiento esperado de la cartera, $E(R_i)$, sea igual al rendimiento real de la misma. Esto es así porque la volatilidad de la cartera solo queda afectada por el riesgo sistemático del mercado, que es en realidad, el riesgo intrínseco de la cartera. De esta manera, solo queda el riesgo sistemático para el inversor, pues el no sistemático queda “*diversificado*”.

3.5 Alfa de Jensen

En el mundo académico financiero, la alfa de Jensen se utiliza como medida del rendimiento anormal o extraordinario de un activo financiero, o conjunto de estos, sobre su rendimiento teórico ajustado por el riesgo. La alfa de Jensen fue introducida por primera vez por Michael Jensen (1968) como medida para evaluar el rendimiento de los gestores de fondos de inversión. Esta medida puede servir para medir el rendimiento de activos de cualquier índole, como bonos, acciones o derivados financieros. El rendimiento teórico del activo, o conjunto de estos, se predice a través de un modelo financiero, en este caso el CAPM. El modelo obtiene, para el activo referente, una rentabilidad teórica ajustada por su riesgo. Es decir, predice una rentabilidad esperada la cual viene ajustada en función del riesgo que el activo soporta.

Partiendo de unas de las hipótesis fundamentales del modelo, aquellos activos que poseen mayor riesgo deben ser recompensados con una mayor rentabilidad (Jensen, 1968). Si la rentabilidad real de este mismo activo resulta ser incluso mayor que su rentabilidad teórica ajustada por su riesgo, entonces se dice que este activo ha obtenido una rentabilidad extraordinaria o anormal, lo

cual indica que su alfa de Jensen es positiva. Los inversores buscan constantemente aquellos activos con una alfa superior.

La rentabilidad teórica en este trabajo se determina a través del modelo CAPM. La ecuación que da lugar al alfa de Jensen es la siguiente:

$$\alpha_{J,i} = (R_i - r_f) - \beta_i * (R_m - r_f), \quad [3]$$

Donde $\alpha_{J,i}$ es la alfa de Jensen para el activo "i".

Dada esta ecuación, la alfa de Jensen puede tomar los siguientes valores y significados:

$\alpha_J > 0$: Una alfa positiva significa que el activo o cartera ha batido su rentabilidad teórica ajustada. Esto quiere decir que el activo o cartera ha obtenido una rentabilidad extraordinaria frente a la que le corresponde por su riesgo individual. Un gestor que obtiene una alfa positiva con su cartera implica que está superando la rentabilidad que teóricamente le corresponde, por lo que está batiendo a gestores o activos competidores.

$\alpha_J = 0$: Una alfa igual a cero implica que el activo está obteniendo la misma rentabilidad que la rentabilidad teórica que le corresponde por su riesgo.

$\alpha_J < 0$: Una alfa negativa implica que el activo o cartera está obteniendo una rentabilidad inferior a la que le teóricamente le corresponde por su riesgo. Esto sugiere que el inversor está obteniendo menor rentabilidad que otros activos con el mismo riesgo, por lo que el activo está siendo superado por activos competidores.

Igual que ocurre con las betas, si se poseyese una réplica de la cartera de todos los activos disponibles a la venta en el mercado, las alfas de Jensen de todos los activos se anulan entre sí, por lo que el inversor debería obtener la rentabilidad teórica que le corresponde por el riesgo asumido.

3.6 Hipótesis empíricas a validar

Según lo discutido anteriormente y en la misma línea que los trabajos de Fama y MacBeth (1973), el modelo tiene tres hipótesis a validar empíricamente.

1. Relación lineal entre rentabilidad del activo y su beta. Se hipotetiza que la relación entre el retorno del activo (R_i) y el riesgo sistemático de este, medido como la sensibilidad de su retorno a la volatilidad del retorno del mercado (β_i), es lineal, tal y como está representada en la ecuación [1].

2. El retorno del activo solo está explicado por su riesgo sistemático. No existe otro factor no recogido en la ecuación que de manera sistemática esté afectando el retorno del activo, es decir, los inversores, de entre todos los riesgos, solo están siendo recompensados por la sensibilidad al riesgo sistemático del activo, medido por la beta (β_i) en la ecuación [1]. Que exista otro factor que de manera sistemática explique el retorno del activo es evidencia en contra de la eficiencia de los mercados en su forma débil, según Fama y MacBeth (1973), ya que los inversores estarían siendo recompensados por riesgos intrínsecos del activo que son diversificables.

3. La rentabilidad adicional por asumir el riesgo sistemático es positiva. Esto quiere decir, que en el modelo de tres parámetros de la ecuación [1], la prima de riesgo ($R_m - r_f$) es positiva. Esto implica que, además del coste de oportunidad, asumir el riesgo sistemático que conlleva la compra del activo, está siendo recompensado con una mayor rentabilidad. De igual manera, evidencia de lo contrario sería prueba en contra de la eficiencia de los mercados, ya que implicaría

que aquellos activos sin riesgo sistemático ofrecen mayor rentabilidad que aquellos activos con sensibilidad al riesgo sistemático.

Aparte de estas tres hipótesis fundamentales a validar del modelo, existen otras hipótesis con implicaciones empíricas, desarrolladas a lo largo de la literatura, las cuales puede probarse su validez a través del mismo modelo.

Una de ellas es la denominada *Hipótesis de Sharpe-Lintner*, en referencia a sus autores. Según la versión del modelo de los autores (Sharpe, 1964 y Lintner, 1965), se asume que la constante en la ecuación [1] es igual al rendimiento libre de riesgo, r_f . Esta hipótesis coincide con la idea de que los activos con beta igual a cero tienen la misma rentabilidad que los activos libres de riesgo. Supuestamente, si los inversores no están siendo recompensados por factores no recogidos en el modelo y, además, la sensibilidad del activo al riesgo sistemático es nula ($\beta_i = 0$), por lógica, el retorno libre de riesgo (r_f) es el único factor explicativo de la rentabilidad del activo, por lo que se daría el caso de $R_i = r_f$. Esta hipótesis difiere con los trabajos llevados a cabo por Friend y Blume (1970) y Black, Jensen y Scholes (1972), quienes demostraron en sus pruebas que los términos independientes en sus modelos eran consistentemente superiores a r_f .

4. Metodología

4.1 Aspectos generales

Para la elaboración del presente trabajo académico todos los datos se han obtenido de la página web *Investing.com*, la cual es una de las plataformas y fuentes web de noticias financieras más visitadas a nivel global. La plataforma ofrece información sobre acciones, futuros, opciones, análisis financiero, materias primas, etc.

Una vez extraídos los datos, se ha procedido a su modificación. El periodo de tiempo total estudiado abarca desde enero de 2004 hasta diciembre de 2019. Este horizonte temporal se ha dividido en tres subperiodos, los cuales están formados de la siguiente manera: el primer periodo abarca desde enero de 2004 hasta diciembre de 2008, el segundo desde enero de 2009 hasta diciembre de 2014, y último desde enero de 2015 hasta diciembre de 2019.

Estos periodos, con datos de frecuencia mensual, abarcan, respectivamente, cinco, seis y cinco años. La longitud de dichos periodos se ha decidido en base a los criterios metodológicos utilizados en el trabajo de Fama y MacBeth (1973), el cual obtuvo resultados significativos.

Es relevante destacar aquí el posible efecto que pueda tener la crisis financiera global acaecida en 2008. Por esta razón, se ha tenido en cuenta en la elección de los subperiodos, para minimizar de esta manera su efecto en los resultados de este trabajo. No obstante, dada su envergadura y probable efecto en las variables, el problema que pueda suponer no puede ser erradicado. Uno de estos posibles problemas, es la utilización de resultados obtenidos en un periodo previo a la crisis para los cálculos de un periodo posterior a la misma, lo cual puede originar un sesgo en estos mismos resultados y en su interpretación. También puede suponer problemas econométricos en las regresiones de series temporales, donde los resultados de las mismas van a estar influenciados por la crisis, y dependiendo de qué subperiodo se analice, los resultados de unas regresiones pueden diferir importantemente de los resultados de las regresiones efectuadas para otro periodo. A pesar de ello, se estima que la crisis financiera es un suceso natural de la economía y de los mercados financieros en su conjunto, por ello se estima que los resultados de este trabajo empírico no pueden ser invalidados por la misma, sino más bien reinterpretados en acorde a su posible efecto.

Por último, cabe señalar que todo el tratamiento de datos se ha realizado con el programa informático *Microsoft Excel*, y que las regresiones econométricas efectuadas se han llevado a cabo con el programa informático *STATA*.

4.2 Selección de variables

Como rendimiento libre de riesgo, se ha utilizado, para cada periodo, la tasa interna mensual ofrecida por la deuda alemana a diez años, por ser considerada por el sector financiero como una de las más seguras dentro de los países que forman la eurozona. Se han extraído de *Investing.com*, para cada mes, las tasas internas medias anuales ofrecidas por el bono en ese periodo, tras lo cual, se ha procedido a su transformación a valores mensuales considerando el interés compuesto:

$$R_{fm,t} = (1 + R_{f,t})^{\left(\frac{1}{12}\right)} - 1, \quad [4]$$

Donde,

$R_{fm,t}$, es la tasa interna de retorno mensual ofrecida por el bono en el mes “t”.

$R_{f,t}$, es la tasa interna de retorno anual ofrecida por el bono en el mes “t”.

Estos valores, finalmente, son los que se han utilizado como rendimiento libre de riesgo para cada mes.

Como rendimiento del mercado, se han utilizado los rendimientos mensuales ofrecidos por el índice bursátil EURO STOXX 50, calculado como la tasa de variación mensual de su valor cotizado, en términos porcentuales. El valor del índice se calcula como una media ponderada por la capitalización bursátil del valor de los precios de las 50 acciones de las principales sociedades cotizadas que se negocian en la zona euro. Se han extraído, para cada mes, los datos del valor cotizado del índice de la página web *Investing.com*, y tras ello se ha procedido a calcular la tasa de variación mensual utilizada en este estudio.

Como rendimiento de cada uno de los activos, se han utilizado los rendimientos mensuales, en porcentaje, de cada uno de los componentes del EURO STOXX 50¹. Se han extraído los valores cotizados para cada uno de los activos a principios de mes, y con ellos se han calculado las rentabilidades mensuales como la tasa de variación mensual entre los valores del precio cotizado. Los datos también se han obtenido de *Investing.com*, y los precios se han ido ajustando por posibles dividendos y divisiones.

De todos los componentes del índice, se han eliminado del análisis los siguientes: ADYEN, PRX, LINI, VNA y KNEBV. La razón por la cual se han eliminado es por carecer de parte de la totalidad de observaciones necesarias para llevar a cabo en el horizonte temporal considerado. Se ha preferido, por lo tanto, mantener una homogeneidad en cuanto a frecuencia temporal y amplitud del periodo analizado para cada componente, manteniendo así un estándar en el número de observaciones.

No obstante, esto puede ocasionar problemas econométricos de cara a las regresiones que se realizan más adelante. Estos problemas pueden surgir de intentar calcular parámetros estadísticos con 45 activos, y extrapolar sus resultados a un índice que está formado por 50. Se piensa que medidas estadísticas, como por ejemplo las de tendencia central, podrían diferir ligeramente de sus valores esperados. A pesar de ello, se piensa que estas menores diferencias no son materiales y, por lo tanto, no deberían de ser relevantes para la consecución de los objetivos del presente trabajo.

¹ Los componentes escogidos han sido los integrantes del índice en septiembre de 2022.

Una lista de los componentes utilizados que forman el índice, así como las abreviaturas utilizadas en este trabajo, el super sector y la economía en la que operan, se muestra a continuación:

Tabla 1: Listado de activos analizados

Stock	Compañía	Super sector²	Economía
BUN	Bono Alemán, 10 años	Deuda Pública	Alemania
ST50	EURO STOXX 50	Índice Bursátil	Eurozona
ADSG	Adidas AG	Productos y servicios de consumo	Alemania
AD	Ahold Delhaize NV	Cuidado personal, farmacias y tiendas de comestibles	Holanda
AIRP	Air Liquide	Química	Francia
AIR	Airbus Group	Bienes y servicios industriales	EE.UU.
ALVG	Allianz SE VNA O.N.	Seguros	Alemania
ABI	Anheuser Busch Inbev	Alimentos, bebidas y tabaco	Bélgica
ASML	ASML Holdings	Tecnología	Holanda
AXAF	AXA	Seguros	Alemania
SAN	Banco Santander SA	Banca	España
BASF	BASF	Química	Alemania
BAYG	Bayer	Cuidado de la salud	Alemania
BBVA	BBVA	Banca	España
BMW	BMW ST	Automóviles y componentes	Alemania
BNPP	BNP Paribas	Banca	Francia
CRH	CRH	Construcción y materiales	Irlanda
DANO	Danone	Alimentos, bebidas y tabaco	Francia
DB1G	Deutsche Boerse AG	Servicios financieros	Alemania
DPWG	Deutsche Post AG	Bienes y servicios industriales	Alemania
DTEG	Deutsche Telekom AG	Telecomunicaciones	Alemania
ENEI	Enel	Servicios públicos	Italia
ENI	Eni SpA	Energía	Italia
MBG	Mercedes Benz Group AG	Automóviles y componentes	Alemania
ESLX	EssilorLuxottica SA	Cuidado de la salud	Francia
FLTRF	Flutter Entertainment PLC	Viajes y ocio	Irlanda
HRMS	Hermes International	Productos y servicios de consumo	Francia
IBE	Iberdrola SA	Servicios públicos	España
ITX	Industria de Diseño Textil SA	Venta minorista	España
IFXG	Infineon Technologies AG	Tecnología	Alemania
INGA	ING Groep NV	Banca	Holanda
ISP	Intesa Sanpaolo SpA	Banca	Italia
PRTP	Kering SA	Productos y servicios de consumo	Francia
PHG	Koninklijke Philips NV	Cuidado de la salud	Holanda
OREP	L'Oréal SA	Productos y servicios de consumo	Francia
LVMH	Moet Hennessy Louis Vuitton SE	Productos y servicios de consumo	Francia
MUVG	Münchener Rück	Seguros	Alemania
PERP	Pernod Ricard SA	Alimentos, bebidas y tabaco	Francia
SAF	Safran SA	Bienes y servicios industriales	Francia
SASY	Sanofi SA	Cuidado de la salud	Francia
SAPG	SAP SE	Tecnología	Alemania
SCHN	Schneider Electric SE	Bienes y servicios industriales	Francia
SIEG	Siemens AG Class N	Bienes y servicios industriales	Alemania
STLA	Stellantis NV	Automóviles y componentes	Italia
TTEF	TotalEnergies SE	Energía	Francia

² Según Qontigo, véase www.qontigo.com.

Stock	Compañía	Super sector ²	Economía
SGEF	Vinci SA	Construcción y materiales	Francia
VOWG	Volkswagen AG VZO O.N.	Automóviles y componentes	Alemania

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

4.3 Análisis de las series temporales

Para el análisis temporal de las variables, se ha regresado el rendimiento mensual del activo sobre el rendimiento mensual en exceso del índice. El procedimiento se ha efectuado para cada uno de los 45 activos escogidos, y se ha repetido el proceso en cada uno de los 3 subperiodos analizados. De esta manera, se han realizado un total de 135 regresiones temporales, las cuales han sido todas efectuadas a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos de Newey-West³, utilizando un retardo de 6 periodos.

Las regresiones efectuadas para cada activo se han realizado en base a la ecuación [1], pero utilizando el valor real del rendimiento de los activos, R_i , como variable dependiente, y la estimación muestral de β_i . La ecuación resultante [5] se muestra a continuación:

$$R_i = \alpha_i + \hat{\beta}_i * (R_m - r_f) + \varepsilon_i \quad [5]$$

Donde,

$\hat{\beta}_i$ se estima utilizando varianza y covarianza muestral y no poblacional: S_m^2 y $S_{i,m}$, respectivamente.

Y ε_i es el término de error en la ecuación.

Tras ello, para comprobar la significatividad de la relación entre el retorno de los activos y su beta, se ha efectuado una regresión transversal con los datos obtenidos de las regresiones temporales. Es decir, se ha estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos⁴, el retorno mensual promedio de cada activo de cada uno de los tres subperiodos, sobre cada una de las correspondientes betas obtenidas en las regresiones temporales. De esta manera, se ha realizado una regresión lineal con un total de 135 observaciones (45 activos junto con sus 45 betas, por 3 subperiodos).

Algebraicamente, se muestra en la ecuación siguiente [6], la regresión econométrica utilizada.

$$R_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [6]$$

Donde,

$R_{i,t}$ es la rentabilidad promedio del activo "i" en el subperiodo "t".

γ_0 es el término independiente.

γ_1 es el coeficiente de regresión de la variable $\hat{\beta}_i$.

$\hat{\beta}_{i,t}$ es la beta obtenida por el activo "i" en el subperiodo "t".

$\varepsilon_{i,t}$ es el error de estimación, para el activo "i" en el subperiodo "t".

³Las regresiones, en principio efectuadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios, mostraban significatividad para las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad. Por lo tanto, se ha procedido a efectuarlas por el estimador robusto de Newey-West para errores estándar robustos a autocorrelación y heterocedasticidad, utilizando un retardo de 6 periodos.

⁴Las regresiones, en principio efectuadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios, presentaban indicios de heterocedasticidad por el test de White. Por lo tanto, para corregir el error, se han efectuado por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos.

Una vez obtenidos los resultados de la regresión transversal, se contrasta la tanto significación conjunta del modelo, como la significación individual de los coeficientes, cuyos resultados se discuten más adelante.

4.4 Validación cruzada

Con el fin de obtener resultados sobre la validez del modelo de manera completa, se ha procedido adicionalmente a realizar una validación cruzada de los datos siguiendo la metodología utilizada por Fama y MacBeth (1973). Cuyo procedimiento se detalla a continuación.

Para la mencionada validación cruzada, se ha utilizado el mismo conjunto de datos y seleccionado las mismas variables descritas anteriormente. Igualmente, el horizonte temporal analizado ha sido dividido en los mismos tres subperiodos (enero de 2004 hasta diciembre 2008, enero de 2009 hasta diciembre de 2014, y enero de 2015 hasta diciembre de 2019, respectivamente).

En primer lugar, se ha efectuado, para el primer subperiodo, una regresión de series temporales, donde la variable explicada ha sido el retorno mensual de cada activo, y la explicativa ha sido el retorno en exceso libre de riesgo del mercado, tal y como se muestra en la ecuación [5]. Esta regresión, efectuada de nuevo por el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar de Newey-West⁵, se ha realizado de manera individual para cada uno de los 45 activos. Tras ello, respecto al valor de las betas obtenidas en cada una de las regresiones, se han ordenado los activos. Y respecto a esa ordenación de los activos, se han creado 9 portafolios con 5 activos cada uno, donde el primer portafolio tiene los 5 activos con menor beta, y el último portafolio los 5 activos con mayor beta.

Una vez creados los portafolios, se ha procedido de manera similar con el segundo subperiodo de tiempo. Así, para este subperiodo de tiempo (desde enero de 2009 hasta diciembre de 2014) y utilizando de nuevo el mismo estimador, se ha regresado el retorno mensual de cada activo sobre el retorno mensual en exceso libre de riesgo del mercado, según se muestra en la ecuación [5]. De los resultados obtenidos y teniendo ya los portafolios definidos, se ha actualizado el valor de las betas de los activos. De esta manera, para el final de esta etapa, se obtienen 9 portafolios con 5 activos cada uno, los cuales han sido clasificados respecto a las betas obtenidas en el primer periodo, pero con el valor actualizado de las betas obtenidas en el segundo periodo.

Aparte de las betas individuales, para cada activo, también se han obtenido las betas al cuadrado y los errores estándar de regresión. Estos dos últimos parámetros, igualmente, se han obtenido de los resultados de las regresiones efectuadas para el segundo periodo.

Esta metodología, según Fama y MacBeth (1973), se ha utilizado para evitar un error de regresión a la media, dado que es de esperar que betas estimados anormalmente altos o bajos tiendan a volver a un valor menos extremo con el paso del tiempo. De esta manera, se evita que los portafolios con mayores betas sobrestimen el verdadero valor de las betas, e igualmente, que los portafolios con menor beta subestimen el verdadero valor de las betas. Utilizar datos de un periodo, para el cálculo de las betas, diferente, al periodo utilizado para formar los portafolios, según los autores, minimiza este posible error y produce errores más aleatorios para las betas estimadas.

Una vez obtenidas las betas, betas al cuadrado y errores estándar de cada activo, se ha calculado para los respectivos portafolios sus correspondientes promedios. De esta manera, se obtiene, para cada uno de los 9 portafolios, los parámetros beta, beta al cuadrado y error estándar de regresión, calculados todos como la media aritmética simple de los mismos valores de sus componentes, mostrado en las ecuaciones [7], [8] y [9], respectivamente.

⁵ Para corregir la autocorrelación y heterocedasticidad, se ha procedido, nuevamente, a efectuar las regresiones por el estimador robusto de Newey-West, utilizando un retardo de 6 periodos.

$$\hat{\beta}_p = \frac{1}{9} \sum_i \hat{\beta}_i \quad [7]$$

$$\hat{\beta}_p^2 = \frac{1}{9} \sum_i \hat{\beta}_i^2 \quad [8]$$

$$\hat{\sigma}_p(\varepsilon) = \frac{1}{9} \sum_i \sigma_i(\varepsilon) \quad [9]$$

Así, se obtiene finalmente, 9 portafolios con 5 activos cada uno, con sus respectivas betas, betas al cuadrado y errores estándar de regresión, calculados con respecto a las regresiones efectuadas en el segundo periodo. Estos valores son los finalmente utilizados como variables explicativas en la tercera etapa del procedimiento, la cual consiste en una regresión transversal de los datos.

En esta regresión transversal, realizada por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos para el tercer periodo, la variable explicada es el retorno mensual promedio de cada portafolio y las variables explicativas son, para cada portafolio, las betas, betas al cuadrado y los errores estándares de regresión.

Es importante resaltar aquí, que las variables explicativas se han actualizado anualmente, utilizando para ello en cada caso el periodo temporal consistente en los posteriores seis años. Así, para el primer año, se han utilizado en la estimación de las variables explicativas, los 6 años pertenecientes al segundo periodo. Para el segundo año, se ha adelantado el periodo de estimación de las variables en 1 año, obteniéndose así, nuevos valores para las variables explicativas. Este procedimiento se ha aplicado sucesivamente para cada uno de los tres periodos restantes, hasta el último año del segundo periodo.

Según Fama y MacBeth (1973), la prueba empírica del modelo presenta directamente un problema inevitable de errores de medidas en las variables. Según estos autores, el problema surge de la ecuación [1], donde el parámetro real a validar es β_i , el cual es desconocido. Para solventar este problema, se utilizan los estimadores obtenidos de dichos parámetros, $\hat{\beta}_i$, que inevitablemente se desvía del valor verdadero por un error de estimación. Al ser β_i una variable explicativa del rendimiento, y estar medida con error, su uso directo como regresor llevaría a un sesgo del coeficiente hacia 0. Se procede por tanto a agrupar los activos por portafolio. Este error fue primeramente descubierto por Blume (1970), quien también desarrolló la técnica de usar portafolios para minimizar su efecto. El uso de portafolios como técnica para minimizar este error también ha sido utilizado por Friend y Blume (1970) y Black, Jensen y Scholes (1972).

Finalmente, la regresión transversal se efectúa para un total de 540 observaciones (9 portafolios por 12 meses por 5 años), con tres variables explicativas cada una, y estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos⁶. La representación algebraica de la misma es la siguiente [10].

$$R_{p,m} = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_{p,t-1} + \gamma_2 * \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \gamma_3 * \hat{\sigma}(\varepsilon)_{p,t-1} + \varepsilon_{p,m} \quad [10]$$

Donde,

$R_{p,m}$ es el retorno del portafolio “p” en el mes “m”.

$\hat{\beta}_{p,t-1}$ es la beta del portafolio “p” obtenida en el subperiodo “t-1”.

⁶ Se ha realizado la regresión con errores estándar robustos tras observar la presencia de heterocedasticidad significativa a través de la prueba de White en las regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

$\hat{\beta}_{p,t-1}^2$ es la beta al cuadrado del portafolio “p”, obtenida en el subperiodo “t-1”.

$\hat{\sigma}(\varepsilon)_{p,t-1}$ es la desviación estándar de los errores de la regresión, para el portafolio “p”, obtenida en el subperiodo “t-1”.

$\varepsilon_{p,m}$ es el error de estimación, para el portafolio “p” en el mes “m”.

Y,

“m” hace referencia a cada uno de los meses pertenecientes al tercer periodo.

“t-1” hace referencia al segundo subperiodo, el cual se ha ido actualizando anualmente para la estimación de cada una de las variables explicativas utilizadas en el tercer periodo.

4.5 Contraste de hipótesis

Tras efectuar la regresión transversal de los datos, se procede a realizar los siguientes contrastes de hipótesis sobre los resultados, con la finalidad de probar la validez empírica del modelo:

- C1: Contraste de significación individual sobre el coeficiente beta al cuadrado, $\hat{\beta}_p^2$. Se contrasta si el coeficiente es estadísticamente significativo, y por lo tanto también lo es su relación con la variable dependiente. Si los resultados determinasen que el coeficiente es significativo, se debería de rechazar la hipótesis del modelo de que la relación entre el retorno de los activos y sus betas es estrictamente lineal, lo cual invalidaría el modelo.

- C2: Contraste de significación individual sobre el coeficiente de los errores estándares de las regresiones, $\hat{\sigma}_{\varepsilon,p}$. Se contrasta si el coeficiente es estadísticamente significativo, y por lo tanto también lo es su relación con la variable dependiente. Si los resultados determinasen que el coeficiente es significativo, se rechazaría la hipótesis del modelo de que no existe otra variable no recogida en el modelo que explique de manera sistemática el retorno de los activos, lo cual sería evidencia en contra del modelo.

- C3: Contraste unilateral de significación individual sobre el coeficiente beta, $\hat{\beta}_p$. Se contrasta unilateralmente si el coeficiente es tanto positivo como estadísticamente significativo, y por lo tanto también lo es su relación con la variable dependiente. Si los resultados determinasen que el coeficiente es significativo y también positivo, se aceptaría la hipótesis del modelo de que la relación entre beta y el retorno de los activos es significativa, y que los inversores están siendo recompensados con rentabilidades adicionales positivas por asumir el riesgo sistemático, lo cual sería evidencia a favor del modelo.

- Contraste S-L: Contraste sobre la versión del modelo original Sharpe-Lintner, por Sharpe (1964) y Lintner (1965). Se contrasta si los activos con beta igual a cero obtienen la misma rentabilidad que los activos libres de riesgo, lo cual validaría la eficiencia de los mercados, así como la hipótesis de que beta es la única variable explicativa del retorno de los activos. Para ello, se estima la siguiente ecuación [11] similar a la anteriormente regresada [10]:

$$(R_{p,m} - R_{f,m}) = \gamma_0 + \gamma_1 * \beta_{p,t-1} + \gamma_2 * \beta_{p,t-1}^2 + \gamma_3 * \sigma(\varepsilon)_{p,t-1} + \varepsilon_{p,m} \quad [11]$$

Donde, en este caso se añade el término R_f a la variable dependiente, de manera que esta última se convierte en $(R_{p,m} - R_{f,m})$.

De esta manera, tras la estimación, se realiza un contraste de significación individual sobre el término independiente, a través del estadístico F . Si se acepta la hipótesis nula de que el término independiente es 0, equivale a aceptar la hipótesis de que el retorno de los activos con beta igual

a 0 es igual al retorno del activo libre de riesgo, lo cual es evidencia a favor de la versión del modelo Sharpe-Lintner.

5. Resultados

5.1 Resumen estadístico

A continuación, y con el objetivo de poner al lector en contexto, se muestra un resumen estadístico de los datos recogidos, para todo el periodo de tiempo analizado, siendo este desde enero de 2004 hasta diciembre de 2019.

Tabla 2: Resultados estadísticos de los datos

Stock	Rtno. prom. ⁷	D.T. rtno.	Cuartil 1	Cuartil 3	Coef. var.	Coef. asm.	Exc ⁸ . curtosis
BUN	0,1723%	0,127%	0,040%	0,290%	0,7391	-0,0365	-1,4855
ST50	0,2676%	4,622%	-2,501%	3,295%	17,2740	-0,5101	0,8597
ADSG	1,5957%	7,142%	-2,913%	6,637%	4,4756	-0,3347	0,9445
AD	0,8644%	5,937%	-2,696%	4,763%	6,8677	-0,2749	0,2240
AIRP	0,8055%	4,461%	-2,306%	3,495%	5,5377	-0,1148	0,7467
AIR	1,4049%	8,844%	-4,497%	7,287%	6,2955	-0,0822	0,5123
ALVG	0,6938%	7,311%	-3,875%	5,445%	10,5373	-1,1401	4,4635
ABI	1,1623%	7,242%	-2,729%	5,242%	6,2307	-0,5379	3,8858
ASML	1,7614%	7,815%	-3,479%	7,555%	4,4367	-0,2136	0,1313
AXAF	0,6594%	9,079%	-3,515%	5,881%	13,7680	-0,4220	4,3899
BASF	0,8246%	7,002%	-3,321%	5,151%	8,4915	-0,1301	1,5461
BAYG	0,8596%	6,720%	-3,995%	5,982%	7,8171	-0,3147	0,0928
BBVA	-0,0077%	8,352%	-3,956%	4,380%	-1.082,4806	0,5160	2,3842
BMW	0,6715%	7,893%	-4,217%	6,051%	11,7541	0,0412	1,2731
BNPP	0,4109%	8,416%	-4,417%	5,612%	20,4843	-0,2463	1,2073
CRH	0,7212%	7,148%	-3,967%	5,764%	9,9110	-0,2234	0,6783
MBG	0,4841%	9,280%	-4,687%	5,685%	19,1705	0,3913	2,3007
DANO	0,5736%	4,693%	-2,602%	3,750%	8,1818	-0,6079	1,7656
DB1G	1,2614%	7,533%	-3,085%	5,859%	5,9723	-0,0946	1,3475
DPWG	0,6904%	7,594%	-3,496%	5,497%	11,0002	-0,9348	5,4587
DTEG	0,1589%	5,575%	-3,566%	4,046%	35,0776	-0,1604	0,3058
ENEI	0,4121%	5,967%	-3,125%	4,263%	14,4786	-0,2376	0,2836
ENI	0,1125%	5,544%	-3,473%	3,681%	49,2783	0,2667	1,0570
ESLX	1,1150%	5,014%	-1,514%	4,324%	4,4971	-0,1123	1,0024
FLTRF	1,8267%	8,289%	-3,196%	6,654%	4,5378	-0,2928	1,0667
HRMS	1,6465%	7,803%	-2,489%	6,097%	4,7388	0,1434	1,1901
IBE	0,7037%	6,548%	-3,400%	4,772%	9,3059	0,0150	1,2966
ITX	0,9617%	8,423%	-2,438%	5,449%	8,7589	-4,6027	43,9198
IFXG	1,4589%	16,011%	-5,788%	7,746%	10,9747	3,1634	25,3463
INGA	0,5019%	11,152%	-4,448%	5,617%	22,2211	0,3476	10,4570
ISP	0,3371%	9,278%	-4,622%	6,044%	27,5209	-0,4857	0,6286
PRTP	1,4423%	8,174%	-2,447%	5,816%	5,6673	0,1986	2,0410
OREP	0,8518%	4,857%	-1,871%	3,669%	5,7022	-0,4322	1,6644
LVMH	1,2910%	6,406%	-2,526%	4,939%	4,9620	-0,0446	0,9919
MUVG	0,6564%	5,110%	-3,001%	4,650%	7,7860	-0,1387	-0,1767
PERP	0,9747%	5,803%	-2,664%	4,211%	5,9536	0,2635	1,4774
PHG	0,5678%	7,050%	-3,699%	4,575%	12,4152	0,0121	0,9707
SAF	1,4077%	7,911%	-3,204%	5,884%	5,6199	0,0034	1,2836
SASY	0,3535%	5,332%	-3,041%	4,192%	15,0848	-0,4304	0,2993

⁷ Se utiliza como abreviación de *promedio* en este trabajo.

⁸ Se utiliza como abreviación de *exceso* en este trabajo.

Stock	Rtno. prom. ⁷	D.T. rtno.	Cuartil 1	Cuartil 3	Coef. var.	Coef. asm.	Exc ⁸ . curtosis
SAN	0,0068%	8,269%	-4,014%	4,160%	1.218,9040	0,3137	2,6529
SAPG	0,8536%	6,065%	-2,787%	4,457%	7,1048	-0,1261	2,5070
SCHN	0,8822%	6,572%	-3,197%	5,191%	7,4490	-0,2993	0,4511
SIEG	0,5224%	6,871%	-3,423%	4,764%	13,1522	-0,5335	2,0306
STLA	1,6624%	12,092%	-5,947%	8,337%	7,2737	0,3898	1,7315
TTEF	0,2826%	5,000%	-3,281%	3,301%	17,6904	-0,0507	0,3011
SGEF	1,1448%	6,162%	-2,841%	4,856%	5,3826	-0,1158	0,7065
VOWG	1,5800%	10,849%	-4,566%	8,377%	6,8661	-0,6192	2,7823

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Los estadísticos calculados son, respectivamente, el promedio, desviación típica, cuartil primero y tercero, coeficiente de variación de Pearson, coeficiente de asimetría y el exceso de curtosis, todos ellos del retorno mensual de los activos, en términos porcentuales.

5.2 De las series temporales

5.2.1 Para el primer periodo

A continuación, se muestran los resultados obtenidos de la regresión temporal efectuada para el primer periodo (enero de 2004 hasta diciembre de 2008). Para cada uno de los activos se muestran, respectivamente, el retorno mensual promedio, junto con los parámetros beta, alfa, desviación estándar de beta y de alfa, p-valor⁹ de beta y de alfa, y el coeficiente de regresión, obtenidos todos de las regresiones temporales. Se han ordenado los activos en la tabla en función de sus betas obtenidos, de menor a mayor.

Tabla 3: Resultados de las regresiones temporales para el periodo 1

Stock	Rtno mens. ¹⁰	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
ESLX	0,9653%	0,4116	0,0082	0,0000	0,0808	0,1117
SASY	-0,2851%	0,4398	-0,0042	0,0277	0,4557	0,1059
CRH	0,3955%	0,5005	0,0029	0,0958	0,7059	0,0982
DTEG	-0,3297%	0,5053	-0,0043	0,0323	0,4262	0,1392
AD	0,8756%	0,6061	0,0081	0,0041	0,2065	0,1369
AIRP	0,4495%	0,6112	0,0039	0,0000	0,1108	0,4052
FLTRF	1,4673%	0,6412	0,0142	0,0102	0,1476	0,0926
TTEF	0,2442%	0,6637	0,0021	0,0001	0,6298	0,3071
MUVG	0,3787%	0,6785	0,0035	0,0012	0,4557	0,2995
ITX	0,0026%	0,6792	-0,0003	0,0100	0,9843	0,0555
ENEI	-0,1016%	0,7197	-0,0012	0,0000	0,8299	0,4380
ENI	0,3388%	0,7579	0,0034	0,0000	0,4389	0,3520
OREP	0,0855%	0,7746	0,0010	0,0000	0,8389	0,3592
DANO	0,6449%	0,7945	0,0066	0,0000	0,0937	0,3694
SAPG	-0,2368%	0,8083	-0,0021	0,0000	0,7327	0,2833
HRMS	1,4643%	0,8144	0,0149	0,0069	0,1461	0,1767
IBE	0,8739%	0,8351	0,0091	0,0002	0,0990	0,2908
PERP	0,8219%	0,8708	0,0087	0,0000	0,0531	0,3307
SGEF	1,2764%	0,9343	0,0135	0,0000	0,0196	0,3454
BNPP	-0,5221%	0,9580	-0,0043	0,0000	0,5693	0,3114
BAYG	1,2811%	1,0381	0,0140	0,0000	0,0003	0,4386
AIR	-0,3067%	1,0711	-0,0017	0,0007	0,8543	0,2409
DB1G	1,7963%	1,0741	0,0193	0,0000	0,0666	0,2829

⁹ El p-valor de los coeficientes hace referencia al nivel de significación individual de los coeficientes, calculado a través del estadístico *t*.

¹⁰ Se utiliza como abreviatura de *mensual* en este trabajo.

Stock	Rtno mens. ¹⁰	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
BBVA	-0,3854%	1,0766	-0,0025	0,0000	0,5274	0,6188
DPWG	-0,0581%	1,0825	0,0008	0,0001	0,8996	0,2526
SCHN	0,2921%	1,1085	0,0044	0,0000	0,3350	0,4861
ADSG	0,5582%	1,1324	0,0072	0,0000	0,1537	0,4929
ASML	0,0165%	1,1343	0,0018	0,0002	0,7874	0,3094
ISP	-0,0774%	1,1403	0,0009	0,0000	0,8389	0,4911
BASF	0,5644%	1,1478	0,0073	0,0000	0,1128	0,6295
LVMH	-0,1313%	1,1711	0,0005	0,0000	0,9085	0,7152
BMW	-0,6238%	1,1803	-0,0044	0,0000	0,2848	0,5218
SAF	-0,5230%	1,1947	-0,0034	0,0000	0,6357	0,3191
ABI	0,7976%	1,2217	0,0100	0,0008	0,0968	0,3473
SAN	-0,4224%	1,2562	-0,0021	0,0000	0,6506	0,6530
PRTP	-0,4708%	1,2569	-0,0026	0,0000	0,6370	0,4258
PHG	-0,6256%	1,2742	-0,0040	0,0000	0,2741	0,6823
AXAF	0,2419%	1,3303	0,0049	0,0000	0,3711	0,5587
SIEG	0,0296%	1,3439	0,0028	0,0000	0,6400	0,5202
ALVG	-0,0706%	1,4055	0,0021	0,0000	0,7131	0,5044
MBG	-0,1742%	1,4143	0,0011	0,0000	0,8907	0,5091
STLA	0,0997%	1,6776	0,0049	0,0000	0,6282	0,4855
VOWG	1,3241%	1,7589	0,0175	0,0008	0,0762	0,3619
IFXG	-2,9671%	1,8002	-0,0252	0,0000	0,0696	0,3350
INGA	-0,8973%	1,9245	-0,0040	0,0000	0,5081	0,6903

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

5.2.2 Para el segundo periodo

A continuación, se muestran los resultados obtenidos de las regresiones temporales efectuadas para el segundo periodo (enero de 2009 hasta diciembre de 2014). Se muestra respectivamente para cada uno de los activos, el retorno mensual promedio, junto con los parámetros beta, alfa, desviación estándar de beta y de alfa, p-valor¹¹ de beta y de alfa, y coeficiente de regresión, todos obtenidos de las regresiones temporales. Se han ordenado los activos en la tabla en función de sus betas obtenidos, de menor a mayor.

Tabla 4: Resultados de las regresiones temporales para el periodo 2

Stock	Rtno. mens.	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
ABI	2,5677%	0,2014	0,0233	0,2008	0,0015	0,0406
DANO	0,4790%	0,2867	0,0021	0,0004	0,6217	0,1459
AD	0,8513%	0,3346	0,0057	0,0075	0,2109	0,1284
FLTRF	2,5302%	0,3361	0,0225	0,1539	0,0089	0,0543
ESLX	1,5327%	0,3797	0,0124	0,0116	0,0254	0,1700
HRMS	1,8868%	0,4257	0,0158	0,1636	0,1264	0,0621
ITX	2,0035%	0,4626	0,0168	0,0001	0,0023	0,2004
AIRP	1,0937%	0,5046	0,0076	0,0000	0,0115	0,3389
OREP	1,2342%	0,5266	0,0089	0,0000	0,0686	0,3393
DTEG	0,4689%	0,5514	0,0012	0,0004	0,8184	0,2353
SASY	0,8398%	0,5542	0,0049	0,0000	0,2708	0,3127
SAPG	1,3136%	0,6036	0,0095	0,0000	0,0454	0,3184
PERP	1,0394%	0,6422	0,0066	0,0000	0,1836	0,3452
TTEF	0,2456%	0,6838	-0,0014	0,0000	0,7124	0,5160
BAYG	1,5782%	0,6892	0,0119	0,0001	0,0059	0,3633
ADSG	1,3342%	0,7094	0,0094	0,0000	0,2100	0,2406
MUVG	0,6954%	0,7173	0,0030	0,0000	0,4240	0,5053

¹¹ El p-valor de los coeficientes hace referencia al nivel de significación individual de los coeficientes, calculado por medio del estadístico *t*.

Stock	Rtno. mens.	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
SAF	2,6811%	0,7175	0,0228	0,0022	0,0058	0,2025
ENI	-0,0500%	0,7337	-0,0045	0,0000	0,3365	0,4828
AIR	2,1733%	0,7699	0,0176	0,0001	0,0305	0,1824
P RTP	2,0700%	0,7794	0,0165	0,0002	0,0299	0,2414
LVMH	1,7994%	0,8040	0,0137	0,0000	0,0195	0,3719
PHG	1,0428%	0,8499	0,0060	0,0000	0,4273	0,3229
CRH	0,6303%	0,8531	0,0019	0,0000	0,7705	0,2929
ASML	3,0176%	0,8608	0,0257	0,0000	0,0006	0,3081
BMW	2,3435%	0,8841	0,0189	0,0000	0,0081	0,2958
SCHN	1,3760%	0,9010	0,0092	0,0000	0,0754	0,4925
ENEI	0,1740%	0,9913	-0,0031	0,0000	0,6447	0,4786
SIEG	0,9107%	1,0252	0,0042	0,0000	0,2577	0,6833
IBE	0,1349%	1,0271	-0,0036	0,0000	0,5647	0,4886
SGEF	0,8242%	1,0736	0,0032	0,0000	0,4811	0,6669
VOWG	2,6922%	1,0976	0,0218	0,0000	0,0100	0,3401
BASF	1,6023%	1,1132	0,0108	0,0000	0,0597	0,5333
DPWG	1,3999%	1,1300	0,0087	0,0000	0,1245	0,6941
DB1G	0,5672%	1,1356	0,0004	0,0000	0,9340	0,5028
ALVG	1,1415%	1,2785	0,0057	0,0000	0,0862	0,7546
MBG	1,6247%	1,4232	0,0101	0,0000	0,1299	0,4847
SAN	0,8603%	1,5007	0,0022	0,0000	0,7358	0,6553
STLA	2,6386%	1,5290	0,0199	0,0000	0,0752	0,3340
BNPP	1,1752%	1,5634	0,0052	0,0000	0,4698	0,7147
BBVA	0,5705%	1,6071	-0,0010	0,0000	0,8618	0,6745
ISP	0,6485%	1,7171	-0,0006	0,0000	0,9224	0,6555
AXAF	0,9813%	1,9057	0,0022	0,0000	0,6727	0,7404
INGA	1,8611%	2,2275	0,0100	0,0000	0,1204	0,6741
IFXG	4,9091%	2,3960	0,0399	0,0141	0,0836	0,3457

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

5.2.3 Para el último periodo

A continuación, se muestran los resultados obtenidos de la regresión temporal efectuada para el último periodo (enero de 2015 hasta diciembre de 2019). Se muestra respectivamente para cada uno de los activos, el retorno mensual promedio, junto con los parámetros beta, alfa, desviación estándar de beta y de alfa, p-valor¹² de beta y de alfa, y coeficiente de regresión, todos obtenidos de las regresiones temporales. Se han ordenado los activos en la tabla en función de sus betas obtenidos, de menor a mayor.

Tabla 5: Resultados de las regresiones temporales para el periodo 3

Stock	Rtno. mens.	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
FLTRF	1,3420%	0,1471	0,0127	0,6411	0,3019	0,0054
DB1G	1,5596%	0,4838	0,0137	0,0023	0,0079	0,1765
AD	0,8690%	0,4907	0,0067	0,0010	0,3257	0,1182
PERP	1,0498%	0,5288	0,0084	0,0433	0,0286	0,1800
HRMS	1,5404%	0,5412	0,0133	0,0002	0,0109	0,1618
IBE	1,2160%	0,5732	0,0099	0,0000	0,0440	0,2506
ESLX	0,7634%	0,6086	0,0053	0,0000	0,3357	0,2598
OREP	1,1594%	0,6503	0,0091	0,0000	0,0104	0,4161
DTEG	0,2756%	0,6572	0,0002	0,0002	0,9650	0,3186
DANO	0,6158%	0,6599	0,0036	0,0000	0,4065	0,3613
ENEI	1,2115%	0,6836	0,0095	0,0000	0,0741	0,3311
SASY	0,4086%	0,6946	0,0014	0,0000	0,8166	0,3351

¹² El p-valor de los coeficientes hace referencia al nivel de significación individual de los coeficientes, calculado por medio del estadístico *t*.

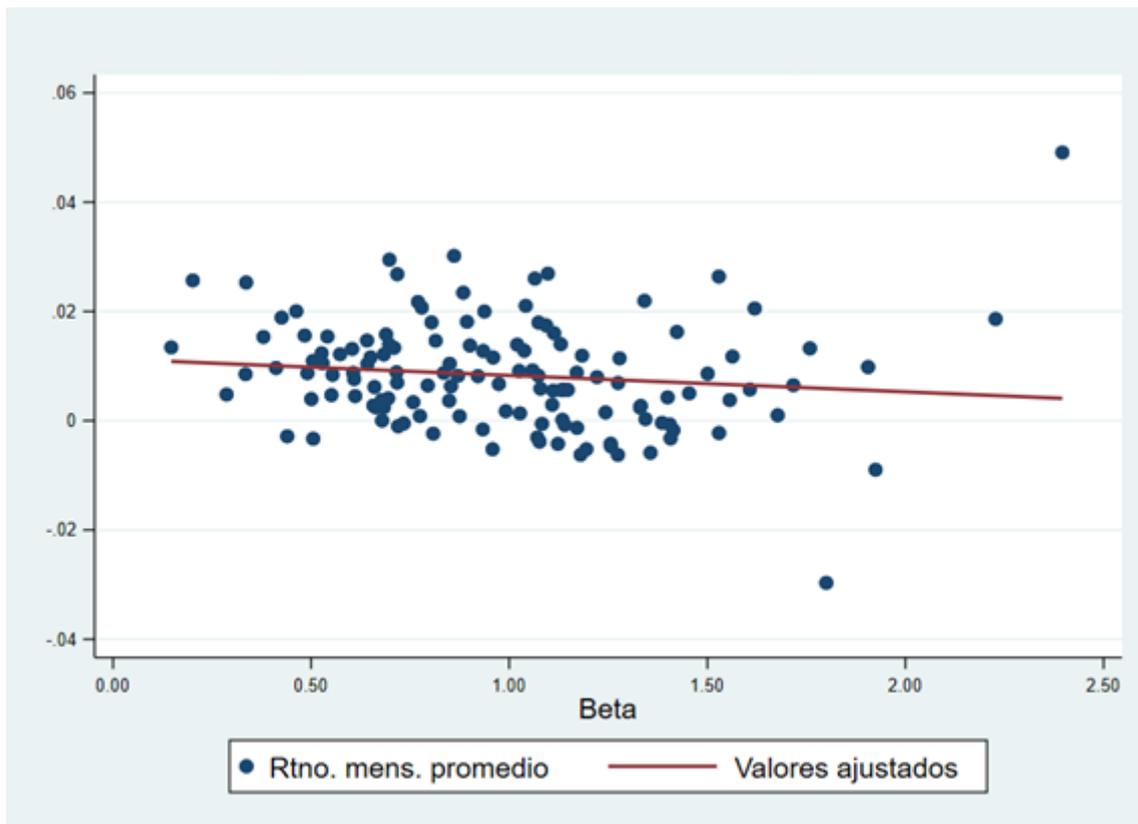
Stock	Rtno. mens.	Beta	Alfa	Prob. Beta	Prob. Alfa	R ²
SGEF	1,3979%	0,6970	0,0113	0,0000	0,0109	0,4431
ADSG	2,9469%	0,6977	0,0268	0,0002	0,0012	0,1906
MUVG	0,8872%	0,7157	0,0061	0,0000	0,1578	0,3970
TTEF	0,3655%	0,8486	0,0004	0,0000	0,9286	0,5176
ENI	0,0812%	0,8748	-0,0025	0,0000	0,6036	0,4160
SAF	1,8102%	0,8934	0,0147	0,0000	0,0023	0,4603
AIRP	0,8157%	0,9211	0,0047	0,0000	0,0693	0,6690
ABI	-0,1596%	0,9334	-0,0051	0,0000	0,4712	0,2891
ASML	1,9988%	0,9375	0,0164	0,0000	0,0073	0,4179
CRH	1,1561%	0,9596	0,0079	0,0000	0,1479	0,4459
ITX	0,6706%	0,9740	0,0030	0,0000	0,6032	0,4249
SAPG	1,3921%	1,0202	0,0101	0,0000	0,0199	0,4968
LVMH	2,1032%	1,0416	0,0171	0,0000	0,0000	0,5160
ALVG	0,9211%	1,0586	0,0052	0,0000	0,1795	0,6836
P RTP	2,6020%	1,0648	0,0220	0,0000	0,0049	0,3375
DPWG	0,5874%	1,0790	0,0018	0,0000	0,7506	0,5166
IFXG	1,7445%	1,0932	0,0133	0,0000	0,0901	0,2976
SIEG	0,5493%	1,1111	0,0013	0,0000	0,7995	0,5767
BAYG	-0,4241%	1,1229	-0,0085	0,0000	0,1530	0,4025
SCHN	0,8799%	1,1703	0,0044	0,0000	0,3382	0,6308
PHG	1,1913%	1,1839	0,0075	0,0000	0,0964	0,5989
BASF	0,1516%	1,2432	-0,0031	0,0000	0,5612	0,6463
AXAF	0,6907%	1,2749	0,0021	0,0000	0,6199	0,6111
INGA	0,2699%	1,3320	-0,0023	0,0000	0,7175	0,5449
AIR	2,1944%	1,3415	0,0169	0,0000	0,0026	0,5871
SAN	-0,5882%	1,3565	-0,0109	0,0000	0,1191	0,5229
BMW	-0,0397%	1,3858	-0,0056	0,0000	0,2821	0,5683
BNPP	0,4266%	1,3998	-0,0010	0,0000	0,8698	0,5713
BBVA	-0,3239%	1,4072	-0,0085	0,0000	0,1098	0,5421
VOWG	0,5015%	1,4542	-0,0004	0,0000	0,9654	0,3598
MBG	-0,2262%	1,5294	-0,0079	0,0000	0,1396	0,6222
ISP	0,3781%	1,5566	-0,0020	0,0000	0,7866	0,5247
STLA	2,0536%	1,6194	0,0145	0,0000	0,1850	0,3508

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

5.2.4 Análisis conjunto de las series temporales

A continuación, se muestra un gráfico de dispersión donde se representa, para el conjunto de los resultados de los tres subperiodos, el retorno mensual promedio de todos los activos en función de la beta que han obtenido. En total, se han representado los resultados de 135 observaciones para las cuales, además, se ha trazado una línea recta con los valores ajustados. De esta manera, se ofrece una visualización sobre la relación que ambas variables puedan compartir.

Gráfico de dispersión 1: Relación entre beta y retorno mensual promedio



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Seguidamente, se procede a mostrar los resultados de la regresión transversal estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos, donde se estiman el retorno promedio mensual obtenido para cada uno de los 45 activos en los tres subperiodos, sobre las respectivas betas que estos han obtenido¹³.

Tabla 6: Resultado de la regresión transversal para los tres periodos

Regresión lineal con errores estándar robustos.				
# obs.	135			
F (1, 133)	0,6800			
Prob > F	0,4119			
R ²	0,0153			
Raíz ECM	0,0098			
Rtno. mens.	Coef.	Err. std.	t	P< t
Beta	-0,0030	0,0037	-0,8200	0,4120
Cons_	0,0113	0,0033	3,4400	0,0010

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Los parámetros conjuntos mostrados son, respectivamente, el número de observaciones, estadístico F , probabilidad del estadístico F , coeficiente de determinación y error cuadrático

¹³ Con objetivos aclaratorios, se han regresado un total de 135 observaciones: 45 activos, junto con sus 45 respectivas betas, por 3 subperiodos temporales.

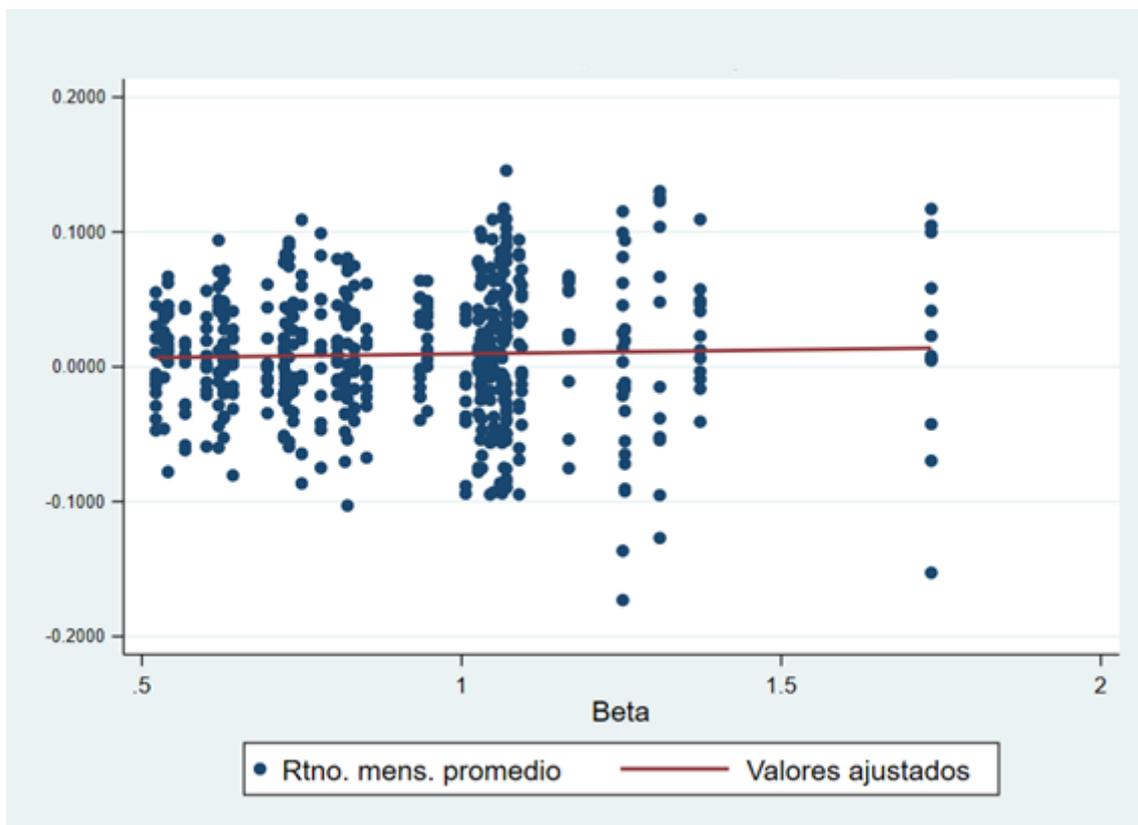
medio. Los parámetros individuales mostrados para cada coeficiente de regresión son, respectivamente, el propio valor del coeficiente, su desviación estándar, valor del estadístico t , y la probabilidad de significación individual del estadístico t .

5.3 Regresión transversal según Fama y MacBeth (1973)

A continuación, con el objetivo de visualizar la relación entre la rentabilidad de los portafolios y cada una de las variables explicativas utilizadas, se muestran tres gráficos de dispersión, uno para cada variable explicativa, en los que adicionalmente se ha trazado una línea recta con los valores ajustados.

A continuación, se muestra el primer gráfico de estos tres, donde se relaciona el retorno mensual promedio de los portafolios con sus betas.

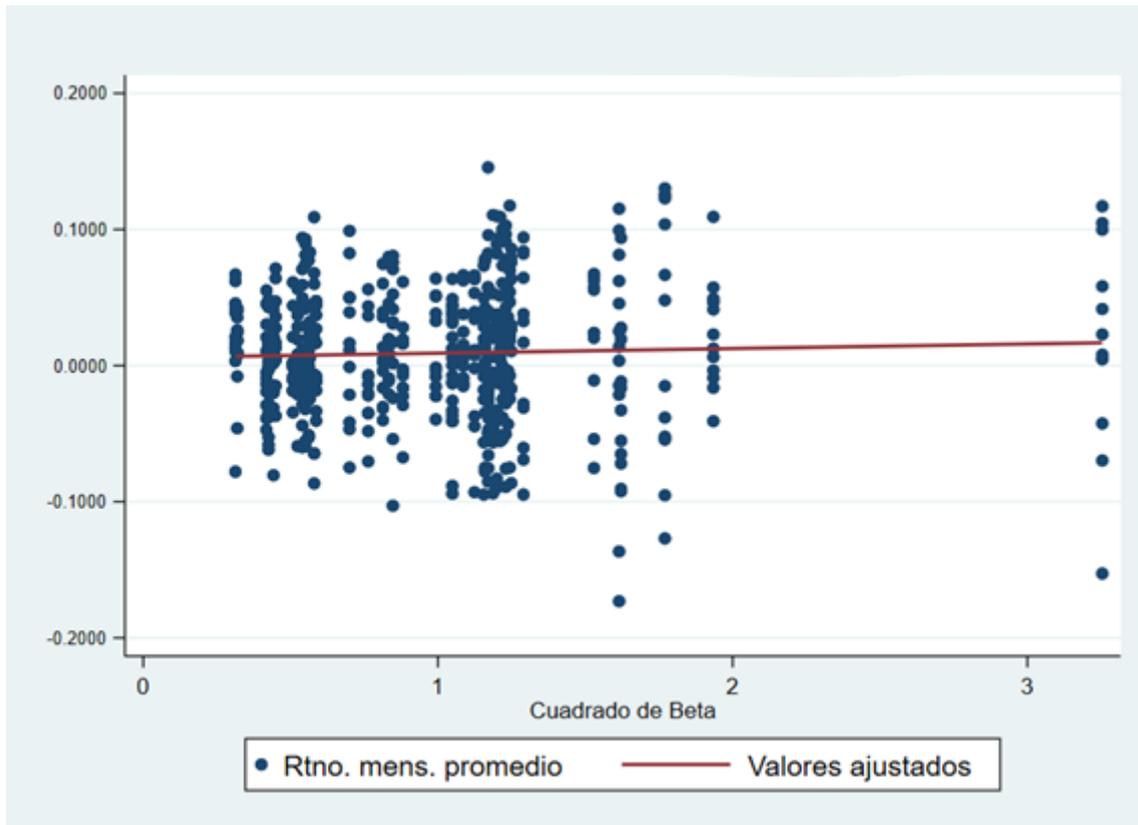
Gráfico de dispersión 2: Relación entre beta y el retorno mensual promedio



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Se muestra a continuación, el segundo gráfico, donde se relaciona el retorno mensual promedio de los portafolios en función de sus betas al cuadrado.

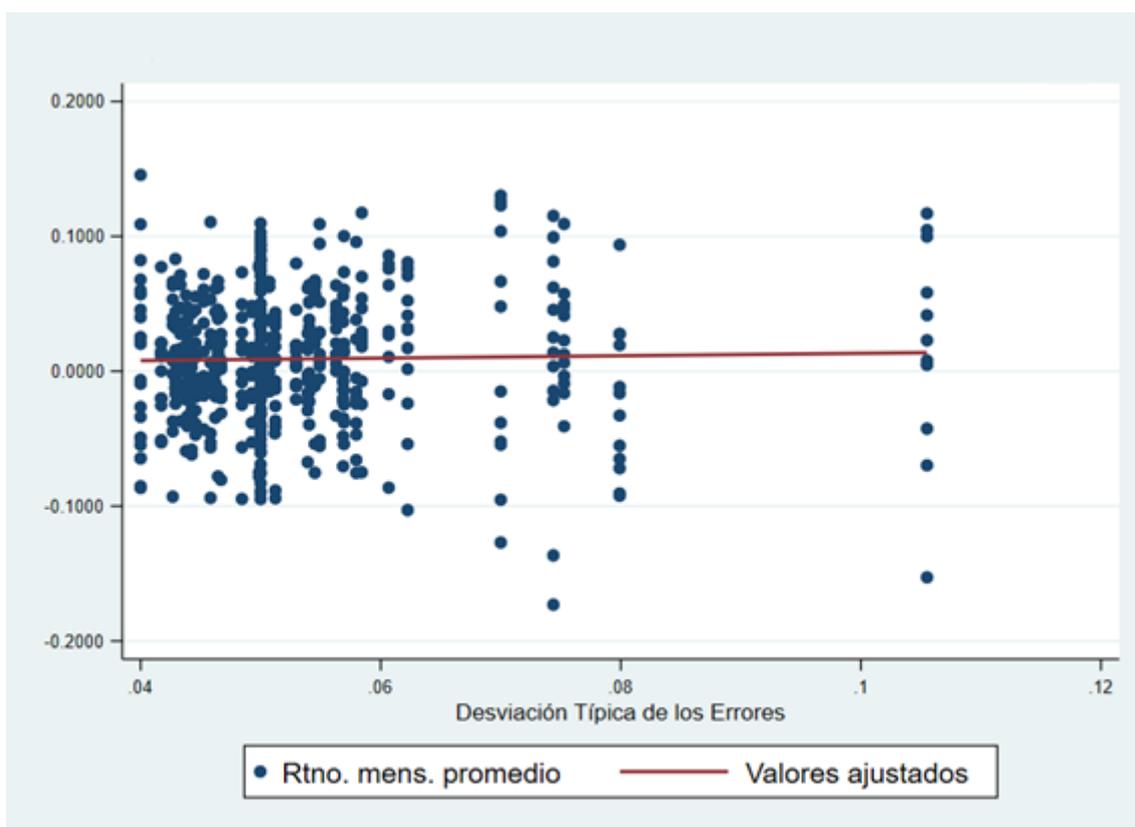
Gráfico de dispersión 3: Relación entre beta al cuadrado y retorno mensual promedio



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Se muestra a continuación, el tercer gráfico, donde se relaciona el retorno mensual promedio de los portafolios en función de sus errores estándar de regresión.

Gráfico de dispersión 4: relación entre la Desviación Típica de los Errores y el retorno mensual promedio



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

Finalmente, se muestran los resultados de la regresión transversal por Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándares robustos, efectuada en línea con la metodología utilizada por Fama y MacBeth (1973). Los parámetros conjuntos mostrados son, respectivamente, el número de observaciones, estadístico F , probabilidad del estadístico F , coeficiente de determinación y error cuadrático medio. Los parámetros individuales mostrados para cada coeficiente de regresión son, respectivamente, el propio valor del coeficiente, su desviación estándar, valor del estadístico t , y la probabilidad de significación individual del estadístico t .

Tabla 7: Resultado de la regresión transversal siguiendo a Fama y MacBeth (1973)

Regresión lineal con errores estándar robustos

# obs.	540
F (3, 536)	0,3000
Prob > F	0,8248
R ²	0,0029
Raíz ECM	0,0484

Rtno. mens.	Coef.	Err. std.	t	P> t
Beta	-0,0345	0,0509	-0,6800	0,4980
Beta ²	0,0242	0,0302	0,8000	0,4240
DT errores	-0,2539	0,4206	-0,6000	0,5460
Cons_	0,0303	0,0328	0,9200	0,3570

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

5.4 Contraste de hipótesis

A continuación, tras la obtención de los resultados de la regresión transversal definida por la ecuación alternativa [11], se muestran los resultados de realizar el contraste de hipótesis S-L sobre el término independiente.

Tabla 8: Resultado del contraste S-L sobre el modelo

Regresión lineal con errores estándar robustos
Hipótesis Nula: Constante = 0
F(1, 536) = 0.83
Prob > F = 0.3626

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Investing.com

6. Discusión

6.1 Contexto estadístico de los datos

En primer lugar, con el objetivo de poner al lector en contexto el económico del trabajo, se comenta de manera general los estadísticos descriptivos obtenidos en la Tabla 2. Cabe resaltar, primeramente, el efecto que la crisis financiera de 2008 posiblemente haya tenido en las variables, especialmente en el retorno de los activos y en la volatilidad de los mismos. Esta crisis probablemente haya generado retornos más bajos de media y dispersiones más volátiles que otros periodos que no hayan pasado por eventos similares. Se puede observar que, el índice escogido ha tenido un retorno mensual promedio de 0,2676%, el cual es relativamente bajo si se compara con el del resto de los activos. Los activos más rentables para el periodo han sido FLTRF, ASML y STLA, con rentabilidades mensuales de 1,8267, 1,7614 y 1,6624%, respectivamente, y los menos rentables, han sido BBVA, SAN y ENI, con rentabilidades mensuales de -0,0077, 0,0068 y 0,1125%, respectivamente. Se destaca que estos tres últimos activos mencionados coinciden en pertenecer a la economía española. Los activos más volátiles, según la desviación típica del retorno mensual promedio del activo, han sido IFXG, STLA e INGA, con desviaciones típicas del 16,01, 12,09 y 11,15%, respectivamente, y los menos volátiles, excluyendo el índice y el bono alemán, han sido AIRP, DANO y OREP, con desviaciones típicas del 4,46, 4,69 y 4,85%, respectivamente. Tiene sentido que tanto la deuda alemana como el índice posean volatilidades relativamente más bajas, ya que son activos teóricamente más seguros y solo recompensan, respectivamente, por el coste de oportunidad del capital y el riesgo sistemático. En el caso del índice, las volatilidades de los activos individuales se anulan entre sí, teóricamente, lo que da lugar a una retorno más estable y menos volátil. Así, en el caso del EURO STOXX 50, el resultado ha sido de una desviación típica de 4,621%, más de 4 puntos porcentuales mayor que la prácticamente nula del bono alemán, con 0,127%. Finalmente, teniendo en cuenta las asimetrías en las distribuciones de los retornos, se podría comentar que los activos con mayor asimetría negativa han sido ITX, ALVG y DPWG, con rentabilidades que tienden a estar a la izquierda de la mediana, lo cual es desfavorable desde el punto de vista financiero. Contrariamente, los activos con mayor asimetría positiva, han sido IFXG, BBVA y MBG.

El coeficiente de Curtosis es una medida estadística que mide la concentración de valores atípicos en las colas de la distribución. Es decir, dada una distribución con su media y su desviación típica, esta tendrá más valores atípicos y colas más gruesas cuanto mayor sea su valor de curtosis. En este trabajo se muestran los resultados del exceso de curtosis, es decir, el resultado de restar al coeficiente de curtosis 3, valor que toma el coeficiente para la distribución normal. A efectos de

interpretación financiera, aquellos activos con mayor exceso de curtosis han obtenido más cantidad de rentabilidades extremas en sus distribuciones. Los activos con mayor cantidad de rentabilidades atípicas son ITX, IFXG e INGA. Los activos con menor cantidad de rentabilidades extremas han sido MUVG, BAYG y ASML. En este caso, casi todos los valores obtenidos para el exceso de curtosis han sido positivos, excepto por el Bono Alemán y MUVG, lo que implica sus distribuciones poseen más cantidad de retornos extremos de lo que poseerían si sus distribuciones fuesen normales. Esto coincide con lo que se comenta en los trabajos de Fama (1965) y Blume (1970), quienes concluyeron que los retornos de los activos financieros tienden a poseer distribuciones con colas más gruesas que la normal.

6.2 Sobre las series temporales

El objetivo principal del análisis de las regresiones temporales de los activos de manera individual, es observar, a primeros rasgos, si existe relación significativa entre la rentabilidad de los activos y la volatilidad del retorno del mercado.

Si se observa la Tabla 3, los activos con mayor beta han sido INGA, IFXG y VOWG, con betas de 1,924, 1,800 y 1,758. Los resultados de estas betas implican que la rentabilidad de estos activos se ha movido en una proporción mayor (casi el doble en este caso) que la del mercado. Así, el activo INGA, con una beta de 1,924, implica que su retorno ha sido 1,924 veces superior en términos absolutos que el del índice. Esto implica que estos activos son más sensibles al riesgo sistémico y, por lo tanto, al tener retornos con mayor dispersión, deben ofrecer rentabilidades superiores. Los activos con betas más bajas, y por lo tanto rentabilidades menos sensibles al riesgo sistemático, han sido ESLX, SASY y CRH, con betas de 0,411, 0,439 y 0,500. Estos activos, contrariamente a los casos anteriores, han tenido retornos muy poco sensibles a los del mercado, por lo que, desde un punto de vista financiero, se consideran más seguros. El término alfa, o término independiente de las regresiones, mide, según Jensen (1968), la rentabilidad extraordinaria de los activos, y se interpreta en la misma unidad de medida que la variable dependiente. Los activos con mayor rentabilidad extraordinaria han sido DBIG, VOWG y HRMS, con alfas de 0,0193, 0,0175 y 0,0149%, respectivamente. Contrariamente, los activos con alfas más bajas y, por lo tanto, rentabilidades extraordinarias menos atractivas, son IFXG, BMW y BNPP, todos con retornos extraordinarios negativos de -0,0252, -0,0044 y -0,0043, respectivamente.

Los p-valores ofrecidos por los estadísticos t indican la significación individual de los coeficientes. Con un nivel de significación del 5%, establecido como el estándar aceptado, valores del estadístico t con probabilidades mayores implican coeficientes no significativos estadísticamente. Así, si se analizan los resultados obtenidos por la tabla 3, la única beta no significativa es la del activo CRH. Estos resultados son favorables, ya que implican que el retorno del mercado explica significativamente y de manera lineal el retorno del activo. Contrariamente, los p-valores para alfa son, para la mayoría de los casos, no significativos. Esto, a pesar de todo, no tiene consecuencias graves para los objetivos de este estudio, ya que la validación del modelo se centra principalmente en hipótesis que rodean al parámetro beta.

En cuanto al coeficiente de determinación, R^2 , indica la variabilidad en la variable explicada ocasionada por la variabilidad en la variable explicativa. Es una medida de bondad del ajuste, y valores cercanos a 1, frente a los cercanos a 0, indican un ajuste muy bueno del modelo. En general, se puede comentar que la bondad del ajuste ha sido favorable para todas las regresiones. El hecho de que, en algunos casos, una sola variable sea capaz de explicar más del 60% de la variabilidad de la variable dependiente, implica que los modelos se hayan ajustado muy favorablemente. Más del 80% de las regresiones han obtenido coeficientes por encima del 20%. Esto implica que, a pesar de que a priori pueda parecer un valor bajo, para modelos de una sola variable explicativa, es un resultado favorable. Así, los resultados generales obtenidos para los

coeficientes de determinación implican que el modelo se ajusta bien, y la variabilidad del retorno del índice explica, en la mayoría de los casos, más del 20% de la variabilidad del retorno de los activos.

En el caso de la segunda regresión temporal, cuales resultados vienen en la tabla 4, los activos con mayor beta han sido nuevamente IFXG e INGA, además de AXAF, con betas de 2,396, 2,227 y 1,905 respectivamente. Las betas con valores más bajos han sido obtenidas por ABI, DANO y AD, con betas de 0,201, 0,286 y 0,334, respectivamente. En este periodo, concerniente al de la crisis financiera de 2008, se observan valores para beta más dispersos, lo cual indica la presencia de mayor diferencia entre los activos en la sensibilidad de estos al riesgo sistemático. En este caso, los tres activos con una beta no significativa han sido ABI, HRMS y FLTRF, lo cual muestra nuevamente resultados que, de manera general, son favorables. Similarmente a los resultados de la primera regresión, la significatividad individual de las alfas ha sido predominantemente desfavorables. En cuanto al coeficiente de determinación obtenido para las diferentes regresiones, los resultados son igualmente buenos o mejores, con valores por encima del 70%, en algunos casos, y con más del 80% de los activos con coeficientes que superan el 20%. Así, al igual que en la tabla 3, se puede comentar que los resultados para las regresiones del segundo subperiodo indican una relación significativa entre la rentabilidad del mercado y la de los activos.

En cuanto al último subperiodo analizado, mostrado en la tabla 5, los resultados para las regresiones temporales individuales son similares. Los activos con betas superiores han sido STLA, ISP y MBG, con valores de 1,619, 1,556 y 1,529, respectivamente. Además de ser otros activos a los obtenidos en la tabla 3 y 4, las betas máximas son considerablemente más bajas, y, por lo tanto, los activos más sensibles al riesgo sistémico lo han sido en menor medida que en los 2 periodos anteriores. En cuanto a los activos con menores betas, han sido FLTRF, DB1G y AD, con betas de 0,147, 0,483 y 0,490, respectivamente. El único activo con un valor para la beta no significativo individualmente ha sido, nuevamente, FLTRF. Los valores de alfa han sido nuevamente, en la mayoría de los casos, no significativos. Los valores máximos del coeficiente de determinación han sido algo menores que en los dos periodos anteriores, no obstante, siguen siendo favorables. Más del 85% de los activos han obtenido coeficientes de regresión por encima del 20%, lo que implica nuevamente, modelos que se ajustan favorablemente. Finalmente, en consonancia con los resultados de las tablas 3 y 4, las regresiones temporales ofrecen indicios de una relación significativa entre el retorno de los activos y la del índice.

En cuanto al análisis transversal de los resultados, se discute primeramente el gráfico de dispersión 1, el cual ofrece una introductoria representación de los resultados. El gráfico muestra una nube de puntos con el conjunto de los resultados de los 3 subperiodos. Se representa la relación entre los retornos de los activos y las betas obtenidas, al cual se le añade una línea recta con los valores ajustados de las betas. Si se observa la imagen, se percibe que esta relación es negativa, y que la línea recta tiende ligeramente hacia abajo, lo cual indica que, cuanto mayor beta tiene el activo, menor retorno percibe. Esta idea no solo pone en cuestión el modelo estudiado, sino también la eficiencia de los mercados. Según el modelo, los activos con mayores betas han de obtener proporcionalmente mayor retorno, ya que los inversores deben de estar recompensados por el riesgo adicional asumido. Esta relación, que supuestamente debe ser positiva y lineal, se contradice con lo observado en el diagrama, por lo que el gráfico de dispersión 1 es una primera señal de la dirección de los resultados que se discuten a continuación.

Finalmente, se discuten los resultados de la regresión transversal mostrada en la tabla 6. Esta regresión, efectuada con los retornos promedios y las betas obtenidas para cada uno de los activos en cada uno de los tres subperiodos, se ha realizado principalmente con el propósito de analizar si existe relación significativa entre el retorno de los activos y su beta. Los dos resultados más importantes a la hora de validar el modelo, son el valor y dirección de coeficiente de beta, y la significación individual de este. Respecto del mismo, cabe señalar que es negativo, lo que implica

evidencia en contra del modelo y de la eficiencia de los mercados financieros, ya que indica que los inversores están siendo recompensados negativamente por el riesgo sistemático asumido. Según las hipótesis del modelo, la relación entre el retorno de los activos y su beta debería de ser positiva, indicando rentabilidades adicionales positivas por asumir mayor riesgo sistemático. En cuanto a la significatividad del coeficiente, asumiendo un nivel de significación unilateral del 10%, el valor del estadístico t ofrece para el coeficiente de beta un p-valor de 0,41. Esto indica que el coeficiente es no significativo, y, por lo tanto, tampoco lo es la relación entre beta y el retorno del activo. Es decir, no se puede afirmar que beta explique de manera significativa el retorno de los activos. Esto es primera evidencia en contra de las hipótesis del modelo, de la eficiencia de los mercados y de la existencia de una relación lineal y positiva entre beta y el retorno de los activos. Unos resultados más conclusivos se discuten más adelante en este trabajo, obtenidos siguiendo la metodología utilizada por Fama y MacBeth (1973).

6.3 Análisis previo a la regresión transversal

En las dos subsiguientes secciones se comentan los resultados obtenidos al seguir la metodología utilizada por Fama y MacBeth (1973). Se ha seguido esta metodología por ser comúnmente aceptada como método de validación del modelo, y por haber sido utilizada en multitud de trabajos similares, como por ejemplo el de Fama y French (2004). Además de ser el trabajo realizado por Fama y MacBeth (1973) reconocido entre los autores de la disciplina, sus resultados soportan la validez del modelo. Por ello, utilizar esta metodología, ofrecerá robustez y soporte a las conclusiones que se obtengan.

Antes de pasar a los resultados obtenidos por la regresión transversal, se comentan los diagramas de dispersión 2, 3 y 4, los cuales ofrecen una idea inicial sobre la relación existente entre los retornos y las variables explicativas escogidas. Los tres diagramas ofrecen resultados similares, aunque la interpretación difiere según la variable. En los tres diagramas se puede contemplar que la relación entre los retornos y cada una de las variables no es muy definida.

Referente al primer gráfico de los tres, el gráfico de dispersión 2, no se observa clara relación entre beta y el retorno promedio de los portafolios. Sí se puede observar que la línea recta de los valores ajustados tiene pendiente ligeramente positiva, lo cual es señal a favor de que portafolios con mayores betas obtienen rentabilidades superiores. Aun así, la pendiente de la línea no es especialmente pronunciada y está más cercana a la horizontalidad que a la verticalidad. Por ello, no se puede asumir que es fuerte evidencia a favor de la relación positiva que se hipotetiza en el CAPM entre la beta y el retorno de los portafolios.

En cuanto al segundo gráfico de los tres, mostrado en gráfico de dispersión 3, se muestra la relación entre el retorno promedio de los portafolios y la variable beta al cuadrado. No se distingue una clara y definida relación entre ambas variables, aunque se puede identificar igualmente que la línea con los valores ajustados es ligeramente positiva. El propósito principal del gráfico está en distinguir si existe una relación definida y sistemática entre ambas variables, lo cual implicaría evidencia en contra de la hipótesis del modelo de que la relación entre beta y el retorno de los activos es estrictamente lineal. Según el gráfico, los resultados sobre la posibilidad de una relación significativa entre ambas variables son ambiguos.

En el último gráfico de los tres, el gráfico de dispersión 4, se muestra una representación entre la desviación estándar de los errores y el retorno de los portafolios, junto con la línea de los valores ajustados. El resultado ofrecido por el gráfico es muy similar al de los dos gráficos discutidos anteriormente. No se aprecia una relación definida entre ambas variables, y la línea de los valores ajustados tampoco se aleja de la horizontalidad. Es por ello que, no se puede distinguir de manera visual una relación definida entre ambas variables. Esto es una posible señal a favor del modelo, ya que de distinguir relación significativa entre ambas variables sugiere la omisión de variables

explicativas en el modelo, que han consecuentemente sido recogidas por el término de perturbación de las regresiones, tal y como se comenta en el trabajo de Fama y MacBeth (1973). Aun así, los resultados de la validación cruzada del CAPM discutidos a continuación son más concluyentes.

6.4 Sobre la regresión transversal

Finalmente, se discuten los resultados obtenidos en la tabla 7, los cuales son objeto de una discusión más conclusiva y determinante.

En primer lugar, se comenta la bondad del ajuste del modelo, siendo el resultado obtenido de 0,29% muy pobre. Esto indica que la variabilidad en las variables explicativas beta, beta al cuadrado y desviación estándar de los errores, apenas explican de manera conjunta la variabilidad en la variable dependiente, el retorno de los portafolios. Este resultado indica que ni la variable beta, ni beta al cuadrado, ni los errores estándar de las regresiones explican de manera conjunta el retorno futuro de los portafolios. La única variable explicativa que debería de explicar el retorno futuro de los portafolios es beta, lo cual implicaría una relación lineal entre el retorno futuro de los portafolios y sus betas, tal como argumentan las hipótesis del modelo. Que la variable beta al cuadrado explicase el retorno futuro de los portafolios indicaría que esta misma relación entre beta y rentabilidad es cuadrática. Por otro lado, la existencia de una relación explicativa entre los errores estándar de las regresiones y los retornos futuros de los portafolios implicaría la posibilidad de variables omitidas en el modelo. En nuestro caso, el pobre resultado del R^2 implica que ninguna de las tres variables explica en gran medida la variabilidad del retorno futuro de los portafolios, lo cual falla en aportar evidencia a favor del modelo. El escenario hipotético óptimo sería aquel donde el modelo tuviese una alto R^2 debido únicamente al efecto explicativo de la variable beta.

En cuanto a los coeficientes de regresión, el valor del coeficiente para la variable *Beta* es negativo, y su p-valor 0,49 no es significativo al 10%. Esto muestra evidencia en contra del modelo y de la eficiencia de los mercados financieros. Se presupone que la relación entre beta y el retorno de los portafolios es positiva, ya que los inversores deben de ser recompensados con rentabilidades adicionales positivas por poseer portafolios con retornos más sensibles a la variabilidad del retorno de la cartera del mercado. Igualmente, la no significatividad unilateral del coeficiente es evidencia en contra de la existencia de una relación lineal entre beta y el retorno de los portafolios, tal y como sugiere el modelo.

Analizando el coeficiente asociado a la variable beta al cuadrado, $Beta^2$, se utiliza para contrastar la hipótesis de que la relación entre el retorno de los activos y su beta es estrictamente lineal. De esta manera, un coeficiente significativo para esta variable indica que la relación entre beta y el retorno de los activos no es estrictamente lineal y, por lo tanto, existe otro tipo de relación diferente a la asumida entre la variable beta y el retorno de los portafolios. Según los resultados obtenidos en la tabla 7, con un nivel de significación del 5%, el coeficiente de regresión para la variable $Beta^2$ es no significativo, con un p-valor asociado de 0,42. Esto es evidencia a favor de las hipótesis del modelo ya que indica que el tipo de relación entre beta y el retorno de los portafolios no se ha mal especificado.

En cuanto al análisis del coeficiente de regresión asociado a la variable desviación típica de los errores, *DT errores*, se utiliza con el objetivo de contrastar si existen variables omitidas en el modelo que expliquen de manera significativa el retorno de los portafolios y que estén recogidas por el término de perturbación, ε_i . Según las hipótesis del CAPM, las betas de los portafolios deben de ser las únicas variables explicativas de retorno de los mismos, ya que representan el riesgo no diversificable, y los inversores deben ser recompensados solo por los riesgos asumidos. Ninguna otra variable debería de explicar el retorno de los activos, lo que implicaría que los inversores

están siendo recompensados por riesgos que son diversificables y evidencia en contra de la eficiencia de los mercados. En nuestro caso, si se observan los resultados ofrecidos en la tabla 7, el p-valor ofrecido por el estadístico t para la variable $DT\text{ errores}$ es 0,54, el cual se encuentra muy por encima del nivel de significación establecido, 5%. Esto indica que el coeficiente no es significativo, y, por lo tanto, tal y como se discute en el trabajo de Fama y MacBeth (1973), no existe variable significativa omitida por el modelo que esté recogida por los errores. Este resultado está en consonancia con las hipótesis del modelo y por lo tanto es evidencia a favor de este.

6.5 Sobre el contraste de hipótesis

Siguiendo la metodología aplicada por Fama y MacBeth (1973), validar el modelo clásico CAPM requiere del contraste de tres hipótesis fundamentales, además de la hipótesis S-L del modelo clásico. Se discute, por lo tanto, el resultado obtenido de contrastar empíricamente las tres hipótesis desarrolladas en el epígrafe 3.6.

La primera hipótesis a contrastar (C1) hace referencia a la significación individual del coeficiente para la variable beta al cuadrado. Ya que, según los resultados recogidos en la Tabla 7, el p-valor asociado a la variable es superior al nivel de significación establecido, 5%, la variable es no significativa individualmente. Esto implica evidencia a favor de la hipótesis fundamental del modelo de que la relación entre beta y el retorno de los activos es estrictamente lineal.

La segunda hipótesis del modelo (C2) hace referencia a la significación individual del coeficiente para la variable desviación estándar de los errores. Ya que, según los resultados recogidos en la Tabla 7, el p-valor asociado a la variable es superior al nivel de significación establecido, 5%, la variable es no significativa individualmente. Esto implica evidencia a favor de la hipótesis fundamental del modelo de que no existe otra variable omitida en el modelo que explique de manera sistemática el retorno de los activos y de que, el riesgo sistemático, medido por beta, es el único factor explicativo del retorno de los activos.

La tercera hipótesis del modelo (C3) se desarrolla a través de un contraste unilateral de significación individual de la variable beta. Ya que, según los resultados mostrados en la Tabla 7, el coeficiente de regresión asociado a la variable es negativo, y el p-valor asociado es superior al 10% establecido, no se rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente es cero. Esto implica un rechazo a la hipótesis fundamental del modelo de que la relación entre beta y el retorno de los portafolios es positiva, y que los activos con betas superiores obtienen sistemáticamente retornos superiores en proporción.

La última hipótesis a contrastar del modelo, la hipótesis S-L, comprueba la veracidad de una de las suposiciones del modelo clásico desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965). Según los resultados obtenidos en la tabla 8, con un nivel de significación del 5%, se acepta la hipótesis nula de que la constante es igual a 0. Esto implica que el término independiente del modelo representado en la ecuación [5] no es significativamente distinto de R_f , lo cual es evidencia a favor de la suposición del modelo clásico desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965), en el cual se especifica que el rendimiento de los activos con beta igual a cero es igual al rendimiento libre de riesgo. Estos resultados también apoyan la idea de eficiencia en los mercados.

7. CONCLUSIONES

7.1 Conclusiones sobre el análisis de las series temporales

Según las regresiones temporales efectuadas en los tres subperiodos analizados, se concluye que existe relación significativa entre el retorno del índice EURO STOXX 50 y el retorno de cada uno de los 45 activos estudiados (excepto para CRH, en el primer periodo; ABI, HRMS y FLTRF en el segundo periodo y FLTRF en el tercer periodo). Es decir, existe una relación temporal positiva

entre el retorno de los activos y el del índice. Esta relación es significativa al 5% y válida para los tres subperiodos analizados.

Según la regresión transversal efectuada con los resultados obtenidos de las regresiones temporales para cada uno de los tres subperiodos, se concluye que, la relación entre las betas de los 45 activos estudiados y sus retornos es significativa al 10%, por lo cual existe una relación significativa entre beta y retorno. Ahora bien, no se puede afirmar que la relación entre la beta de los activos y sus retornos tengan una relación positiva. Este resultado es evidencia en contra de las hipótesis de los mercados eficientes y del modelo CAPM de que:

- Los inversores que asumen mayor riesgo sistémico son recompensados con mayor rentabilidad.
- Beta es una buena medida de riesgo sistémico, ya que, de ser así y según las hipótesis de los mercados eficientes, los inversores deberían de ser recompensados por poseer activos con mayor sensibilidad a este riesgo.

7.2 Conclusiones sobre la validación cruzada del modelo

La conclusión de la validación cruzada del modelo según la metodología utilizada por Fama y MacBeth (1973) se basa en los resultados que se obtengan del contraste de hipótesis de sus suposiciones fundamentales. Así, según los resultados obtenidos del contraste de hipótesis fundamentales se concluye lo siguiente:

Según el primer contraste realizado (C1), no se ha obtenido evidencia suficiente para pensar que la relación entre beta y el retorno futuro de los portafolios sea otra que estrictamente lineal, por lo que se mantiene la hipótesis inicial del modelo de que la relación entre beta y el retorno futuro de los portafolios es lineal.

Según el segundo contraste realizado (C2), no se ha obtenido evidencia significativa de que exista variables omitidas en el modelo que puedan estar afectando sistemáticamente el retorno futuro de los portafolios, por lo que se mantiene la suposición inicial del modelo de que beta, medida del riesgo sistemático, es la única variable que predice el retorno futuro de los portafolios.

Según el tercer contraste realizado (C3), no se ha obtenido evidencia significativa de que la relación lineal entre beta y el retorno futuro de los portafolios sea positiva, ni se ha obtenido suficiente evidencia para pensar que la relación lineal entre beta y el retorno futuro de los portafolios sea siquiera significativa. Por ello, se rechaza la hipótesis fundamental del modelo de que beta es una buena predictora del retorno futuro de los activos, y de que activos con betas superiores obtienen proporcionalmente rentabilidades superiores en periodos posteriores.

Por último, según el contraste de la hipótesis S-L, se ha obtenido evidencia suficiente de que aquellos activos con beta igual a cero se comportan de manera similar a los activos libres de riesgo, y que, las rentabilidades de estos activos no difieren de manera sistemática de las rentabilidades de los activos libres de riesgo. Esto es evidencia en línea con lo que se hipotetiza en el modelo CAPM clásico.

7.3 Conclusiones finales

Considerando todos los resultados obtenidos en este trabajo para el índice bursátil EURO STOXX 50 y los 45 de sus componentes estudiados, dentro del periodo de tiempo considerado (desde enero de 2004 hasta diciembre de 2019), se obtienen las siguientes conclusiones finales sobre la validez del modelo CAPM en su versión estándar:

- Se puede afirmar que existe, de manera general, una relación lineal significativa entre el retorno del índice y el retorno de cada uno de sus 45 de sus componentes, para el periodo de tiempo completo considerado.

- No se puede considerar, sin embargo, que, para el periodo de tiempo completo considerado, la beta de los 45 componentes del índice explique de manera sistemática el retorno de los mismos. Tampoco se puede afirmar que la relación entre la beta y el retorno de los componentes sea significativa, lineal y positiva, tal y como argumenta el modelo CAPM.

- Teniendo en cuenta el segundo y tercer periodo de tiempo considerado, no se puede considerar que la beta de los portafolios sea buena predictora del retorno de los mismos. Tampoco se puede considerar, igualmente, que la relación entre beta y el retorno futuro de los portafolios sea positiva y significativa, y que el retorno futuro de los portafolios esté proporcionalmente afectado por el valor de su coeficiente beta. Por ello, no se puede asumir que beta sea una buena herramienta de predicción para rendimientos futuros. Tampoco se puede considerar que beta sea una buena medida del riesgo sistemático, ni que el riesgo sistemático sea el único factor que afecte de manera sistemática el retorno de los activos.

- Por otro lado, si se ha encontrado evidencia, para el tercer periodo de tiempo considerado (desde enero de 2015 hasta diciembre de 2019), de que el retorno de los activos con beta igual a cero se comporta de manera sistemáticamente similar al retorno de los activos sin riesgo, por lo que se puede aceptar la hipótesis del modelo Sharpe-Lintner, para el tercer periodo de tiempo considerado, de que los activos con betas nulas ofrecen el mismo rendimiento que los activos libres de riesgo.

Por ello, teniendo en cuenta las conclusiones finales obtenidas y el objetivo fundamental de este trabajo, no se obtiene evidencia suficiente para aceptar la validez del modelo financiero CAPM en su versión estándar desarrollada por Sharpe (1964) y Lintner (1965), en su aplicación al índice bursátil EURO STOXX 50 y 45 de sus componentes, para el periodo temporal estudiado en este trabajo.

7.4 Comentarios adicionales

En primer lugar, se comenta aquellos aspectos del trabajo que se podrían haber efectuado mejor para obtener unos resultados más robustos. Se destaca que, aunque la cantidad y calidad de datos utilizados para el trabajo es suficiente para los objetivos deseados del trabajo, obtener un conjunto de datos mayor, considerando una selección de activos más amplia y diversa, así como un horizonte temporal más extenso, y una subdivisión de este más óptima, es una buena manera de aumentar la robustez de los resultados.

Por otro lado, según las conclusiones obtenidas y de cara a futuras investigaciones se considera lo siguiente. Hasta donde nosotros sabemos, el modelo CAPM en su versión estándar, desarrollada por Sharpe (1964) y Lintner (1965), ha quedado invalidado por la investigación académica en multitud de ocasiones, y la mayor parte de estos trabajos realizados en las últimas décadas que concierne la validación del modelo ha sido infructuosa. Por ello, se estima, que la mayoría de trabajos de investigación futura de la misma índole deberían de centrarse no exclusivamente en validar la versión clásica del modelo, si no en desarrollar versiones alternativas válidas y más complejas que puedan ayudar a explicar de manera más precisa el comportamiento del rendimiento de los activos. Igualmente, se considera provechoso la investigación orientada a validar versiones alternativas del modelo que hasta ahora hayan aportado resultados más prometedores, como pueden ser, por ejemplo, el modelo de tres factores desarrollado por Fama y French (1992), o el modelo condicional por Pettengill et al. (1995).

Finalmente, se resume, tras los resultados obtenidos y considerando la investigación realizada hasta ahora, una reflexión sobre la situación actual del modelo clásico CAPM desarrollada por Sharpe (1964) y Lintner (1965). Se estima que el modelo ha sido uno de los pilares del mundo académico financiero y su utilidad ha sido verificada en multitud de ocasiones. Su primera intuición sobre el comportamiento de los retornos de los activos ha dado lugar a multitud de

trabajos fructuosos, y su utilización en el mundo académico como introducción a otros modelos más complejos también se considera provechosa. Sin embargo, el modelo queda obsoleto en el mundo corporativo si se utiliza como único modelo predictor de retorno de activos financieros, al igual que queda obsoleto para la mayoría de aplicaciones de carácter predictivas en los mercados bursátiles. Si que puede tener utilidad si se aplica la idea fundamental del modelo para obtener primeras estimaciones de rentabilidades teóricas exigidas para inversiones dentro del sector empresarial, pero solo si se utiliza en conjunción con otros modelos más complejos y de manera orientativa. No obstante, finalmente, se considera que la utilidad del modelo está dentro del mundo académico financiero y ha sido un gran descubrimiento que ha servido para el desarrollo de modelos más complejos que si pueden conseguir explicar la realidad financiera de manera más precisa.

8. Bibliografía

Al Refai, H. (2009). Empirical Test of the Relationship between Risk and Returns in Jordan Capital Market. Retrieved from: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1443367>

Alqisie, A., y Alqurran, T. (2016). Validity of Capital Assets Pricing Model (CAPM) (Empirical Evidences from Amman Stock Exchange). *Journal of Management Research*, 8(1), 207-223.

Amihud Y., Christensen B., y Mendelson H. (1992). Further Evidence on the Risk Relationship. Working paper S-93-11, Salomon Brother Center for the Study of the Financial Institutions, Graduate School of Business Administration, New York University.

Ang, A., y Chen, J. (2007). CAPM over the Long Run: 1926-2001. *Journal of Empirical Finance*, 14(1), 1-40. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2005.12.001>

Banz, R.W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.

Bilgin, R., y Basti, E. (2011). A Test of the Validity of Capital Asset Pricing Model in Istanbul Stock Exchange, *EuroEconomic*, 4(30), 98-108.

Bilgin, R., y Basti, E. (2014). Further Evidence on the Validity of CAPM: the Istanbul Stock Exchange Application. *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, 25(1), 5-12. <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.25.1.1847>

Black, F. (1993). Beta and Return. *Journal of Portfolio Management*, 20(1), 8-18. <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1993.409462>

Black, F., Jensen, M., y Scholes, M. (1972). The Capital Assets Pricing Model: Some Empirical Tests. M.C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger: New York, pp 79-124.

Blume, M. E. (1970). Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application. *The Journal of Business*, 43(2), 152-173. <http://www.jstor.org/stable/2352108>

Brechmann, E. & Czado, C. (2013). Risk management with high-dimensional vine copulas: An analysis of the Euro Stoxx 50. *Statistics & Risk Modeling*, 30(4), 307-342.

Choudhary, K., y Choudhary, S. (2010). Testing Capital Asset Pricing Model: Empirical Evidences from Indian Equity Market. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 3(6), 127-138.

Cooper, I. (2009). On Tests of the Conditional Relationship between Beta and Returns. *Applied Financial Economics*, 19(6), 427-432. <http://dx.doi.org/10.1080/09603100801964388>

- Davis, J. (1994). The Cross-section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence. *Journal of Finance*, 49(5), 1579–1593. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04773.x>
- Elsas, R., El-Shaer, M., y Theissen, E. (2003). Beta and Returns Revisited – Evidence from the German Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(1), 1–18. [http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431\(02\)00023-9](http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431(02)00023-9)
- Fama, E.F., y French, K.R. (1992). The Cross-section of Expected Stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French. 2004. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, Summer, pp. 25-46.
- Fama, E.F., y MacBeth, J.D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. <http://dx.doi.org/10.1086/260061>
- Fletcher, J. (1997). An examination of the cross-sectional relationship of beta and return: UK evidence. *Journal of Economics and Business*, 49(3), 211–221. [http://dx.doi.org/10.1016/S0148-6195\(97\)00006-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0148-6195(97)00006-4)
- Fletcher, J. (2000). On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 235–245. [http://dx.doi.org/10.1016/S1057-5219\(00\)00030-2](http://dx.doi.org/10.1016/S1057-5219(00)00030-2)
- Fraser, P., Hamelink, F., Hoesli, M., y McGregor, B. (2004). Time-varying Betas and Cross-sectional Return-risk Relation: Evidence from the UK. *European Journal of Finance*, 10(4), 255–76. <http://dx.doi.org/10.1080/13518470110053407>
- Friend, I., y Blume, M. (1970). Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty. *The American Economic Review*, 60(4), 561–575. <http://www.jstor.org/stable/1818402>
- Grigoris, M., Stavros, T., Demetrois, P., y Eleni, M. (2006). Testing the Capital Assets Pricing Model: The Case of the Emerging Greek Securities Market. *Journal of Finance and Economics*.
- Gursoy C. T., y Rejepova, G. (2007). Test of Capital Asset Pricing Model in Turkey. *Dogus Universitesi Dergisi*, 8(1), 47–58. Retrieved from: http://edoc.bibliothek.uni-halle.de/servlets/MCRFileNodeServlet/HALCoRe_derivate_00005946/M00171.pdf
- Hodoshima, J., Garza-Gomez, X., y Kunimura, M. (2000). Cross-sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan. *Journal of Economics and Business*, 52(6), 515–33. Retrieved from: <http://directory.umm.ac.id/Data%20Elmu/jurnal/Ja/Journal%20of%20Economics%20and%20Business/Vol53.Issue1.2001/5141.pdf> [http://dx.doi.org/10.1016/S0148-6195\(00\)00031-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0148-6195(00)00031-X)
- Jagannathan, R., y Wang, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3-53. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.x>
- Jensen, M.C. (1968). "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964," *Journal of Finance* 23, pp. 389-416.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(2), 13-37. <http://dx.doi.org/10.2307/1924119>
- Karacabey, A. A., y Karatepe, Y. (2004). Beta and Returns: Istanbul Stock Exchange Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3, 86–89. Retrieved from: http://www.businessperspectives.org/journals_free/imfi/2004/imfi_en_2004_03_Karacabey.pdf

- Khan, M., Gul, M., Khan, N., Nawaz, B., y Sanaullah, (2012). Assessing and Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): A Study Involving KSE-Pakistan. *Global Journal of Management and Business Research*, 12(10), 33-38.
- Kothari, S., Shanken, J., y Sloan G. (1995). Another Look at the Cross- Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 50(1), 185-224. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05171.x>
- Kothari, S. P., Jay Shanken, y Richard G. Sloan. 1995. Another Look at the Cross-section of Expected Stock Return. *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, March, pp. 185-224.
- Loukeris, N. (2009). An Empirical Evaluation of CAPM's Validity in the British Stock Exchange. *International Journal of Applied Mathematics And Informatics*, 3(1), 1-8.
- Markowitz, Harry M. (1952). Portfolio Selection. *The Journal Finance*, Vol. 7, No. 1. (March 1952), pp. 77-91.
- Ocampo, P., y Quezon, D. (2004). Alternative Methodologies for Testing CAPM in the Philippine Equities Market. 3 rd Global Conference on Business and Economics, University of the Philippines.
- Petkova, R., y Zhang, L., (2005). Is Value Riskier than Growth? *Journal of Financial Economics*, 78(1), 187–202. Retrieved from: http://www.afajof.org/pdfs/2004program/UPDF/P705_Asset_Pricing.pdf
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.12.001>
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., y Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101–16. Retrieved from: http://www.regie-energie.qc.ca/audiences/3690-09/RepDDRGM_3690-09/B-29_GM_PettengSund_3690_30juin09.pdf <http://dx.doi.org/10.2307/2331255>
- Reily, F. K., y Brown, K. C. (2006). *Investment Analysis and Portfolio Management*. 8th Edition, Thomson South-Western.
- Sharpe, F. (1964). Capital Assets Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Theriou, N. G., Aggelidis, V. P., y Sevic, Z. (2010). Testing the Relationship between Beta and Returns in the Athens Stock Exchange. *Managerial Finance*, 36(12), 1043–1056. Retrieved from: http://abd.teikav.edu.gr/articles_th/ASE1.pdf <http://dx.doi.org/10.1108/03074351011088441>
- Torelló Seguí, Mateo (2006). ¿Es el CAPM un modelo válido hoy en día? ICADE Business School, Universidad Pontificia Comillas, Madrid.
- Verma, R. (2011). Testing the Forecasting Power of the Conditional Relationship between Beta and Return. *The Journal of Risk Finance*, 12(1), 69–77. Retrieved from: <http://www.emeraldinsight.com/10.1108/15265941111100085>
- Yang, Xi., y Donghui Xu. (2006). 'Testing the CAPM model—A Study of the Chinese Stock Market. Master Thesis Essay. Sweden: UMEA School of Business. <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:139969/FULLTEXT01.pdf>