

Asimetrías en el mercado de renta variable: evidencia para el caso español

Juan Carlos Matallín-Sáez

*Catedrático de universidad. Departamento de Finanzas y Contabilidad.
Universitat Jaume I*

Este trabajo ha obtenido un **Accésit Premio «Estudios Financieros» 2018** en la modalidad de **Contabilidad y Administración de Empresas**.

El jurado ha estado compuesto por: don Enrique Rubio Herrera, don Eladio Acevedo Heranz, doña Beatriz García Osma, don Ferrán Rodríguez Arias y don Enrique Villanueva García.

Los trabajos se presentan con seudónimo y la selección se efectúa garantizando el anonimato de los autores.

EXTRACTO

El objetivo de este trabajo es analizar la variación del riesgo sistemático de las acciones al comparar momentos bajistas y alcistas. Se aplica el modelo de Matallín-Sáez, Moreno y Rodríguez (2015), que desagrega la variación del riesgo en cuatro componentes, de los que el más relevante es el vinculado a las covarianzas del activo. El mecanismo que causa la asimetría en el riesgo sistemático es debido, fundamentalmente, a que los activos con menores (mayores) covarianzas y, por tanto, menor (mayor) beta en momentos alcistas, muestran un mayor potencial para incrementar (disminuir) sus covarianzas en momentos bajistas y, por tanto, aumentar (disminuir) su beta. El análisis empírico se realiza sobre diferentes bases de datos de acciones del mercado bursátil español para el periodo del 31 de diciembre de 2000 al 29 de diciembre de 2017. Se evidencia cómo en los mercados bajistas los activos se mueven más conjuntamente, incrementando de forma notable la covarianza media. Los resultados muestran una evidencia significativa de asimetría en el riesgo sistemático de las acciones. En general, las acciones con menor (mayor) beta en momentos alcistas y aquellas con menor (mayor) tamaño tienden a incrementar (disminuir) la beta en momentos bajistas. Del análisis cruzado entre beta alcista y tamaño se desprende una mayor asociación entre la beta estimada en momentos alcistas y la variación de la beta. Estos resultados son de interés para inversores y gestores profesionales de carteras como fondos de inversión y planes de pensiones.

Palabras clave: mercado bursátil; beta; asimetría.

Fecha de entrada: 03-05-2018 / Fecha de aceptación: 10-07-2018

Asymmetries in the stock market: Evidence for the Spanish case

Juan Carlos Matallín-Sáez

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the variation in the systematic risk of stocks when comparing bearish and bullish periods. Applying Matallín-Sáez, Moreno and Rodríguez (2015) model, risk variation is disaggregated into four components, the most relevant one being linked to the covariances of stocks. The mechanism that causes asymmetry in the systematic risk is essentially due to the fact that stocks with lower (higher) covariances and therefore lower (higher) beta in bullish moments show greater potential to increase (decrease) their covariances in bearish periods and therefore increase (decrease) their beta. The empirical analysis is performed on several databases of Spanish stocks for the period 12/31/2000 to 12/29/2017. Results show how stocks move more closely together in bearish markets, which significantly increases average covariance. Significant evidence of asymmetry is found in the systematic risk of stocks. In general, stocks with lower (higher) beta in bullish periods and smaller (larger) stocks tend to increase (decrease) beta in bearish periods. The cross analysis of upside beta and size reveals a greater association between the upside beta and the variation of the beta. These results are of interest to investors and professional managers of mutual fund and pension plan portfolios.

Keywords: stock; beta; asymmetry.

Sumario

1. Introducción
2. Marco teórico y metodología
 - 2.1. Riesgo sistemático y covarianzas con los activos del mercado
 - 2.2. Variación del riesgo sistemático
3. Datos
4. Resultados
 - 4.1. Varianzas y covarianzas en mercados bajistas y alcistas
 - 4.2. Estimación de la beta en momentos bajistas y alcistas
 - 4.3. Asimetría en el riesgo sistemático
 - 4.3.1. Variación del riesgo sistemático
 - 4.3.2. Componentes de la variación de riesgo sistemático
 - 4.3.3. Análisis del cuarto componente de variación de beta: mapa de covarianzas
 - 4.4. Características de las acciones: ¿tamaño o beta en momentos alcistas?
5. Conclusiones

Referencias bibliográficas

NOTA: Códigos JEL: G23, G11.

Cómo citar este estudio:

Matallín-Sáez, J. C. (2018). Asimetrías en el mercado de renta variable: evidencia para el caso español. *RCyT. CEF*, 428, 165-200.

1. INTRODUCCIÓN

Dentro del ámbito de la economía financiera, uno de los temas de investigación que más interés ha suscitado son los modelos de valoración que intentan explicar los rendimientos obtenidos por los activos en los mercados financieros. Desde la aportación de Markowitz (1952) se han sucedido en el tiempo las propuestas de diferentes modelos lineales: Sharpe (1964)-Lintner (1965)-Mossin (1966), Carhart (1997) y Fama y French (1993, 2015), entre otros. En estos modelos se incorporan diferentes factores de riesgo, y el que más capacidad explicativa muestra y, por tanto, es más relevante, es el riesgo sistemático asociado al factor mercado. El parámetro de riesgo sistemático o «beta» mide la sensibilidad de los rendimientos de un activo o cartera con respecto al rendimiento del mercado. Existe una amplia literatura sobre este parámetro, con sus defensores y detractores, pero desde luego ha sido y es uno de los temas que más interés han generado en el ámbito de la gestión de carteras, tanto desde un punto de vista académico como profesional.

En este contexto, este trabajo tiene como objetivo analizar la asimetría del riesgo sistemático en las acciones con respecto al estado del mercado bursátil. Se va a comparar la beta de los activos en momentos bajistas con respecto a la existente en momentos alcistas. Desde un punto de vista práctico, este objetivo tiene especial interés para los inversores, tanto particulares como gestores de carteras, tales como fondos de inversión y planes de pensiones. Efectivamente, el gestor de una cartera tendrá interés por conocer el comportamiento asimétrico del riesgo de un determinado activo. Si un gestor selecciona en su cartera activos que tiendan a incrementar (disminuir) el riesgo sistemático justo en momentos bajistas, el efecto será que su cartera obtendrá unos resultados peores (mejores) y, en consecuencia, además del alcance económico, el gestor será evaluado de forma negativa (positiva) al ser comparado con el desempeño de un índice de mercado o con el de sus competidores (Andreu, Matallín-Sáez y Sarto, 2018).

Existe determinada literatura, como Bekaert y Wu (2000), Longin y Solnik (2001), Ang y Chen (2002), Hong, Tu y Zhou (2007) y Chordia, Goyal y Tong (2011), entre otros, que ha mostrado cómo los activos en momentos bajistas tienden a moverse más conjuntamente, presentando correlaciones mayores que las existentes en momentos alcistas. En general, estos trabajos se centran en el análisis empírico y una de sus contribuciones es asociar las correlaciones o covarianzas asimétricas a determinadas características de los activos. Así, Ang y Chen (2002) encuentran que las acciones de menor tamaño, de tipo valor y perdedoras en el pasado tienen los movimientos más asimétricos. También, en línea con los resultados de nuestro trabajo, hallan que, controlando por tamaño, las acciones con menores betas también exhiben mayores correlaciones asimétricas. Hong *et al.* (2007) encuentran evidencia de asimetrías para las acciones de menor tamaño y aquellas *momentum* o ganadoras en el pasado. Los resultados de Chordia *et al.* (2011) indican que las correlaciones de los activos se incrementan en momentos bajistas debido a la mayor negociación de las

acciones de menor tamaño. También Huffman y Moll (2013) encuentran cómo el incremento de la correlación en momentos bajistas solo es recompensado con una mayor rentabilidad en los activos de menor tamaño. En este sentido, otra parte de la literatura analiza si la existencia de riesgo asimétrico supone una mayor prima en términos de rentabilidad, como en los trabajos de Ang, Chen y Xing (2006), Pedersen y Hwang (2007) y Farago y Tédongap (2018), entre otros.

De forma similar a la literatura anterior, nuestro trabajo encuentra evidencia de asimetría en el riesgo sistemático para el mercado español de renta variable durante el periodo comprendido entre 2001 y 2017. Este comportamiento asimétrico está asociado fundamentalmente a dos características de las acciones, la beta en momentos alcistas y su tamaño. Al igual que en la literatura previa para otros mercados, se evidencia que los activos de menor tamaño son potencialmente más asimétricos. No conocemos trabajos que hayan analizado esta cuestión anteriormente en el mercado español, por lo que este resultado es una de las primeras contribuciones del trabajo.

No obstante, nuestro estudio no se ha limitado solo a un análisis empírico en línea con otros estudios previos en otros mercados, sino que contribuye a la literatura mediante la aplicación de la metodología de Matallín-Sáez *et al.* (2015) al análisis de la variación de la beta de las acciones. Es decir, este trabajo no solo muestra una evidencia empírica, sino que aplica una metodología que explica qué elementos están causando esa asimetría. Tanto el desarrollo teórico como la evidencia empírica encontrada muestran el papel relevante de las covarianzas de los activos para explicar la variación de la beta. Así, aquellos activos que menos (más) conjuntamente se mueven en momentos alcistas y que, por tanto, presentan menores (mayores) covarianzas y betas alcistas, tienen un mayor potencial de incremento (disminución) de las covarianzas en momentos bajistas, dado que, en términos relativos, su punto de partida es menor (mayor) y, por tanto, incrementarán (disminuirán) la beta. En resumen, se justifica teóricamente y se encuentra evidencia de una relación inversa entre la beta en momentos alcistas y la variación de la beta, de forma que las acciones con menor (mayor) beta en momentos alcistas tienden a incrementar (disminuir) la beta en momentos bajistas.

2. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

2.1. RIESGO SISTEMÁTICO Y COVARIANZAS CON LOS ACTIVOS DEL MERCADO

A partir del modelo de valoración de activos de capital desarrollado, entre otros, por Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), el rendimiento de un activo r_{st} , en exceso sobre el activo libre de riesgo en el momento t , se puede expresar mediante [1], donde r_{mt} es el rendimiento también en exceso del mercado; β_s , la beta o medida de riesgo sistemático, y ε_{st} , el término de error del modelo.

$$r_{st} = \alpha_s + \beta_s r_{mt} + \varepsilon_{st} \quad [1]$$

La expresión [2] presenta la estimación de la beta en el clásico modelo de regresión, donde k_{sm} es la covarianza entre los rendimientos del activo y el mercado, y v_m , la varianza de este último. Dado que el rendimiento del mercado es aproximado por la media ponderada de los rendimientos de los activos que forman un índice bursátil, [2] se puede plantear como [3], donde v_s es la varianza del activo; k_{sj} , su covarianza con otro activo j , y respectivamente, w_s y w_j , las ponderaciones de los activos en el índice.

$$\beta_s = k_{sm} v_m^{-1} \tag{2}$$

$$\beta_s = \left(v_s w_s + \sum_{j \neq s}^N k_{sj} w_j \right) v_m^{-1} \tag{3}$$

Siguiendo la propuesta de Matallín-Sáez *et al.* (2015), la varianza y covarianzas de un activo pueden expresarse mediante [4] y [5], donde v y k representan, respectivamente, la media simple de las varianzas y covarianzas de todos los N activos del mercado. Por definición, tanto la suma de d_s como la suma de d_{sj} para el conjunto de activos tomarán valor igual a 0. Como consecuencia, [3] puede expresarse como [6], donde la beta dependerá en definitiva de cuatro componentes que, de izquierda a derecha, vamos a definir en las expresiones [7] a [10] como C_1 , C_2 , C_3 y C_4 .

$$v_s = v + d_s \tag{4}$$

$$k_{sj} = k + d_{sj} \tag{5}$$

$$\beta_s = \left(v w_s + k(1 - w_s) + d_s w_s + \sum_{j \neq s}^N d_{sj} w_j \right) v_m^{-1} \tag{6}$$

$$C_1 = v w_s v_m^{-1} \tag{7}$$

$$C_2 = k(1 - w_s) v_m^{-1} \tag{8}$$

$$C_3 = d_s w_s v_m^{-1} \tag{9}$$

$$C_4 = \sum_{j \neq s}^N d_{sj} w_j v_m^{-1} \tag{10}$$

Si aumenta el número de activos en el índice, las ponderaciones normalmente disminuirán y los componentes C_1 y C_3 tenderán a ser poco relevantes; del mismo modo, C_2 tenderá a ser similar para todos los activos. En consecuencia, las diferencias en las betas de los activos de un mercado vendrán explicadas por el componente C_4 . Si un activo presenta covarianzas con los activos del índice por encima (debajo) de la media k , es decir, d_{sj} positivas (negativas), mostrará una mayor

(menor) beta. Como caso particular, se puede demostrar que, para un índice equiponderado, los dos primeros componentes justamente suman la varianza del índice, v_m , y, por tanto, a partir de [6] alcanzamos la expresión [11], en que la que se observa cómo, especialmente al aumentar el número de activos, la beta tomará valores mayores (menores) prácticamente en función solo de C_4 , es decir, de sus mayores (menores) covarianzas con los activos que forman el índice.

$$\beta_s = 1 + \left(\frac{1}{N} d_s + \frac{1}{N} \sum_{j \neq s}^N d_{sj} \right) v_m^{-1} \quad [11]$$

2.2. VARIACIÓN DEL RIESGO SISTEMÁTICO

El principal objetivo del trabajo es analizar la variación del riesgo sistemático, $\Delta\beta_s$, comparando la beta en momentos bajistas, β'_s , y alcistas, β_s , tal como se define en [12].

$$\Delta\beta_s = \beta'_s - \beta_s \quad [12]$$

Para desarrollar la expresión [12], y siguiendo a Matallín-Sáez *et al.* (2015), en primer lugar se define en [13] la variación relativa de la varianza del mercado, fv_m , como el cociente entre la varianza en momentos bajistas v'_m y alcistas v_m . En general, identificaremos con el signo ' las variables que intervienen en [6] para el caso de momentos bajistas. Sustituyendo la expresión [6] en [12] y considerando [13], la variación de la beta de un activo se puede expresar tal como muestra [14]. En consecuencia, la variación de la beta de un activo se puede descomponer, tal como muestran las expresiones [15]-[18], en cuatro componentes, relacionados a su vez con los definidos en [7]-[10]. Por otro lado, la expresión [14] se puede simplificar para el caso de un índice equiponderado. Así, si en [12] sustituimos la definición de la beta establecida en [11] y consideramos [13], podemos alcanzar la expresión [19], en la que únicamente son relevantes ΔC_3 y ΔC_4 , es decir, los componentes tercero y cuarto.

$$fv_m = v'_m v_m^{-1} \quad [13]$$

$$\Delta\beta_s = \left[(v' - vfv_m) w_s + (k' - kfv_m) (1 - w_s) + (d'_s - d_s fv_m) w_s + \sum_{j \neq s}^N (d'_{sj} - d_{sj} fv_m) w_j \right] v_m^{-1} \quad [14]$$

$$\Delta C_1 = (v' - vfv_m) w_s v_m^{-1} \quad [15]$$

$$\Delta C_2 = (k' - kfv_m) (1 - w_s) v_m^{-1} \quad [16]$$

$$\Delta C_3 = (d'_s - d_s f v_m) w_s v'_m{}^{-1} \quad [17]$$

$$\Delta C_4 = \sum_{j \neq s}^N (d'_{sj} - d_{sj} f v_m) w_j v'_m{}^{-1} \quad [18]$$

$$\Delta \beta_s = \left[\frac{1}{N} (d'_s - d_s f v_m) + \frac{1}{N} \sum_{j \neq s}^N (d'_{sj} - d_{sj} f v_m) \right] v'_m{}^{-1} \quad [19]$$

En [15], el primer componente de la variación de la beta, ΔC_1 toma valor diferente de 0 si el activo tiene ponderación en el índice, $w_s > 0$, y la media de la varianza de las acciones en momentos bajistas v' es diferente al producto de la varianza media en momentos alcistas, v , y la variación relativa de la varianza del mercado, $f v_m$. De forma similar, ΔC_2 toma valor en [16] si la covarianza media de los activos en momentos bajistas k' es diferente del producto entre k , la covarianza media en momentos alcistas, y $f v_m$. En general, para los cuatro componentes, $f v_m$ establece una métrica de los valores que deben tomar diferentes parámetros en momentos bajistas para que la beta no cambie con respecto a la existente en momentos alcistas. Así, para que ΔC_3 sea 0 en [17], es necesario que d'_s , es decir, la diferencia en momentos bajistas entre la varianza del activo y la varianza media de los activos, sea proporcional a su homólogo en momentos alcistas d_s , siendo $f v_m$ la razón de dicha proporción. En definitiva, esa proporcionalidad establece lo que podríamos denominar un «mapa de varianzas» que, en el caso de verificarse, no implicaría cambios en la beta debidos a este tercer componente.

Con relación a los tres componentes anteriores, es necesario señalar que, conforme aumente el número de activos y disminuya su peso en el índice, en general, los componentes primero y tercero tenderán a 0 para la mayoría de los activos, mientras que el segundo componente será similar para todos ellos. Por lo tanto, se anticipa que el cuarto componente será especialmente relevante para discriminar la variación de la beta entre los activos. En [18], para que ΔC_4 tome valor distinto de 0, la suma ponderada de las d'_{sj} , es decir, las diferencias en momentos bajistas entre las covarianzas del activo con respecto a la covarianza media, debe ser distinta al producto entre $f v_m$ y la suma de esas diferencias en momentos alcistas, d_{sj} . Por lo tanto, para que en un mercado no existieran variaciones en las betas de los activos al comparar momentos bajistas y alcistas, la relación entre la suma de las diferencias d'_{sj} y d_{sj} debería guardar entre sí una proporcionalidad definida por la métrica $f v_m$ para todos los activos, lo que Matallín-Sáez *et al.* (2015) denominan «mapa de covarianzas». Sin embargo, si existen activos que aumenten (disminuyan) sus covarianzas con respecto a lo establecido por esa métrica, [18] tomará valor positivo (negativo), lo que implica un incremento (disminución) de la beta en momentos bajistas. Nuestra hipótesis es que para los activos que menos (más) conjuntamente se mueven en momentos alcistas, es decir, con menores (mayores) covarianzas, por tanto, con menores (mayores) diferencias d_{sj} y, en consecuencia, con menor (mayor) beta según [10], será más fácil que [18] tome valores positivos (negativos) puesto que estos activos tienen un mayor poten-

cial de incremento (disminución) en las covarianzas en momentos bajistas, dado que su punto de partida era menor (mayor).

Para ilustrar este efecto, el cuadro 1 muestra un ejemplo simple con dos activos, A y B. En el mercado alcista, las covarianzas con respecto a otro activo j son 0,001 para A y 0,005 para B. Supongamos que la covarianza media k es 0,003 y, por tanto, las distancias d_{sj} serán $-0,002$ y $0,002$, respectivamente. Supongamos que en el mercado bajista los activos se mueven más conjuntamente y la covarianza media k' se incrementa un 50 % hasta el valor de 0,0045 y, como consecuencia de lo anterior, $f\hat{v}_m$ es igual 1,5. Por lo tanto, para no existir variación de la beta en ΔC_4 , el mapa de covarianzas en el mercado bajista debería expandirse en esa proporción, es decir, que los d'_{sj} deberían ser un 50 % mayores, tomando así un valor de $-0,003$ para A y $0,003$ para B. Como k' es igual a 0,0045, esas d'_{sj} implican unas covarianzas para los activos A y B de 0,0015 y 0,0075, respectivamente. Tal como muestra la penúltima columna a la derecha del cuadro 1, esto supone un incremento en términos relativos de las covarianzas un 50 % en cada activo con respecto a las covarianzas en momentos alcistas. Sin embargo, en términos absolutos, implica un aumento de la covarianza de 0,0005 para el activo A y de 0,0025 para el activo B, es decir, cinco veces más que para el activo A.

Cuadro 1. Ejemplo de condición para no variación de la beta debido al componente ΔC_4 ¹

	Mercado alcista		Mercado bajista		Variación bajista-alcista	
	k_{sj}	d_{sj}	k'_{sj}	d'_{sj}	$k'_{sj} - k_{sj}$	$d'_{sj} - d_{sj}$
Activo A	0,001	$-0,002$	0,0015	$-0,003$	+0,0005 (+50 %)	$-0,001$ (+50 %)
Activo B	0,005	0,002	0,0075	0,003	+0,0025 (+50 %)	+0,001 (+50 %)
Covarianza media	0,003		0,0045		+0,0015 (+50 %)	

Obviamente, esta expansión del mapa de covarianzas no tiene por qué ocurrir en la realidad, lo que daría a lugar a que la beta varíe al comparar momentos bajistas y alcistas. Según la hipótesis que hemos planteado anteriormente, en un mercado bajista los activos se mueven más conjuntamente, pero el activo A tendrá un mayor potencial de incremento de las covarianzas dado que su punto de partida es una covarianza reducida en momentos alcistas; sin embargo, el activo B tendrá un menor potencial porque en momentos alcistas ya presentaba de por sí una elevada covarianza. De hecho, incluso aunque ambos activos incrementasen en un mismo valor sus covarianzas, no se cumpliría la condición de no cambios en la beta que requería que

¹ El cuadro muestra un ejemplo con dos activos, A y B, en los que no existiría variación de la beta debido al componente ΔC_4 definido en [18].

el incremento de B fuera cinco veces más que el del activo A. Así, si, por ejemplo, la covarianza en momentos bajistas fuera de 0,0025 para A y 0,0065 para B y la covarianza media k' siguiera siendo 0,0045, los d'_{sj} serían, respectivamente, $-0,002$ y $0,002$ y, por tanto, la diferencia $(d'_{sj} - d_{sj}fv_m)$ sería igual a $-0,002 - -0,003 = 0,001$ para A y $0,002 - 0,003 = -0,001$ para B. Es decir, [18] sería positivo (negativo) para A (B) aumentando (disminuyendo) su beta en momentos bajistas.

Anteriormente hemos argumentado como las acciones con menores (mayores) covarianzas en momentos alcistas y, por tanto, con menor (mayor) beta tenderán en momentos bajistas a incrementar (disminuir) sus covarianzas por encima (debajo) de los respectivos valores que se desprenden de la expansión del mapa de covarianzas y, en consecuencia, aumentarán (disminuirán) su beta. A continuación mostraremos cómo este mecanismo se puede producir implícitamente si, como es el caso de un mercado bajista, los activos se mueven de forma más conjunta. Para ello, trasladamos el argumento anterior a una situación extrema, en la que, en un mercado bajista, A y B se movieran más conjuntamente hasta el caso de ser el mismo activo; entonces, los d'_{sj} serían iguales a 0. En ese caso, la diferencia $(d'_{sj} - d_{sj}fv_m)$ sería positiva para el activo A y negativa para B; en consecuencia, [18] sería positivo (negativo) para el activo A (B), lo que supondría que $\Delta\beta_s$ fuera positivo (negativo), es decir, la beta aumentaría (disminuiría) en momentos bajistas. Efectivamente, siguiendo el razonamiento Matallín-Sáez *et al.* (2015), esta situación se puede ilustrar de una forma sencilla: supongamos que en un mercado alcista existen activos con beta menor y mayor que 1 con respecto a un índice equiponderado (por definición, la media debe ser igual a 1); supongamos que en un mercado bajista los activos se mueven más conjuntamente hasta el extremo de que todos los activos tienen exactamente en cada momento el mismo comportamiento y, por lo tanto, todos tendrán una beta igual a 1, lo que automáticamente implica que aquellos activos con menor (mayor) beta en momentos alcistas incrementarán (disminuirán) su beta en momentos bajistas.

3. DATOS

Con el objetivo de analizar la asimetría en el riesgo sistemático, se van a aplicar los modelos anteriores al mercado español de renta variable para un periodo temporal que abarca desde el 31 de diciembre de 2000 hasta el 29 de diciembre de 2017. Concretamente, se han considerado todas las acciones de empresas españolas con cotización en mercado continuo español. La fuente de datos ha sido Morningstar Direct tanto para los rendimientos de las acciones como para sus características. Para estimar los rendimientos se ha utilizado una frecuencia diaria, lo que permite disponer de un número de datos amplio, especialmente considerando que no todas las acciones han tenido cotización sobre el periodo muestral completo.

En este sentido, se han formado dos bases de datos sobre las que realizar el análisis. La primera es una base de datos formada por 56 acciones, que tienen como condición común disponer de información de rendimientos en al menos el 95 % del periodo muestral, es decir, un mínimo

de 4.093 datos diarios sobre los 4.279 rendimientos diarios que suponen los 17 años completos analizados. La segunda base de datos extiende el número de acciones hasta 225, en la que se exige como mínimo un año bursátil con datos diarios. Todo el análisis empírico se ha duplicado al aplicarse la metodología para cada una de estas dos bases de datos. El motivo de trabajar sobre dos bases de datos es proporcionar mayor robustez al trabajo y evitar así posibles sesgos. La base de 56 acciones es una muestra en la que prácticamente todas las acciones tienen completo el periodo muestral, lo que proporciona robustez al análisis empírico y, además, en este caso, se hace casi necesario al objeto de poder aplicar correctamente algunas de las expresiones propuestas en la metodología. Sin embargo, esta base de datos resulta restringida y se podría argumentar que los resultados no están libres de sesgos de pervivencia. Al emplear una base de datos más amplia, de 225 acciones, evitamos estos sesgos porque estamos analizando prácticamente todas las acciones del mercado español independientemente de que hayan desaparecido o se hayan incorporado más tarde al mercado. Obviamente, existe una relación inversa entre estos sesgos y la robustez de los resultados, puesto que una amplia mayoría de las acciones solo tiene datos de rendimientos para periodos reducidos de tiempo. Esto puede originar dos consecuencias no deseables: la primera es que la significatividad estadística pueda reducirse, y la segunda es que limita la comparación de los resultados de dos acciones si en realidad dichas acciones presentan precios en periodos muestrales disjuntos. Para evitar los efectos de estos sesgos, el trabajo empírico se ha realizado sobre ambas bases de datos.

Como índices representativos del mercado, se han elaborado dos índices: uno equiponderado y otro ponderado. La utilización del primero está justificada para mostrar la variación del riesgo sistemático de las acciones de forma aislada al efecto del tamaño de las acciones en el índice. En segundo lugar, elaboramos un índice ponderado por la capitalización bursátil de las acciones en lugar de utilizar el IBEX 35 porque de este modo podemos analizar la variación de la beta mediante la expresión [14], teniendo el control en todo momento de los pesos de los activos y evitando así sesgos producidos por las variaciones implícitas de los pesos y las entradas y salidas de valores del índice. Como se comenta a continuación, el índice ponderado presenta una elevada correlación con el IBEX 35, por lo que los resultados del trabajo no serían muy sensibles al uso de un índice u otro.

Para calcular los rendimientos en exceso, se ha utilizado como rendimiento del activo libre de riesgo la rentabilidad diaria del índice AFI de repos a un día. El cuadro 2 presenta algunos estadísticos descriptivos de las acciones y los índices utilizados para representar el mercado. El panel A muestra como, al comparar ambas bases de datos, la base con 225 acciones presenta por término medio menor tamaño y rentabilidad. Con respecto a los índices, para la muestra de 56 acciones el equiponderado presenta un mejor desempeño, en términos de binomio rendimiento-riesgo, que el ponderado. Las diferencias entre la rentabilidad media de las acciones y el rendimiento medio del índice equiponderado son debidas al efecto de la presencia de acciones sin el periodo muestral completo, especialmente para el caso de la base de datos de 225 acciones. A efectos informativos, el panel B muestra la correlación de los índices elaborados en el trabajo y el IBEX 35. Como se observa, la mayor correlación, 0,988, se alcanza en el índice que más se asemeja al IBEX 35, es decir, el índice ponderado de 56 acciones.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de los datos del análisis empírico²

Panel A. Estadísticos descriptivos de las acciones e índices de mercado		
	Base de datos 56 acciones	Base de datos 225 acciones
Media rendimiento medio anualizado	4,009 %	1,122 %
Media desviación típica anualizada	38,334 %	38,877 %
Tamaño medio (miles de euros)	6.897,91	3.135,11
Desviación típica tamaño (miles de euros)	14.569,99	8.492,55
Rendimiento medio anualizado índice equiponderado	4,096 %	2,566 %
Desviación típica anualizada índice equiponderado	16,900 %	13,584 %
Rendimiento medio anualizado índice ponderado	3,323 %	2,814 %
Desviación típica anualizada índice ponderado	22,954 %	16,234 %

Panel B. Correlación entre los índices de mercado y el IBEX 35		
	Índice equiponderado	Índice ponderado
Base de datos con 56 acciones	0,869	0,988
Base de datos con 225 acciones	0,847	0,975

4. RESULTADOS

4.1. VARIANZAS Y COVARIANZAS EN MERCADOS BAJISTAS Y ALCISTAS

El cuadro 3 muestra información sobre la composición y evolución de la varianza de los índices del mercado de bursátil y de los activos que los integran. El panel A muestra los resultados cuando se utiliza la base de datos de 56 acciones y el panel B para el caso de las 225 acciones. La parte superior de los paneles muestra la varianza de los índices, su descomposición en las

² La muestra comprende desde el 31 de diciembre de 2000 hasta el 29 de diciembre de 2017. El cuadro recoge principales estadísticos descriptivos de los rendimientos diarios de las acciones y de los índices de mercado, ambos en exceso sobre el activo libre de riesgo.

sumas ponderadas de varianzas y covarianzas de los activos, y su variación relativa al comparar momentos bajistas y alcistas del mercado. En la parte inferior también se informa de la variación experimentada por la varianza y covarianza medias de los activos.

Cuadro 3. Análisis de la varianza de los índices de mercado y matriz varianzas-covarianzas de las acciones

Panel A. Base de datos con 56 acciones						
	Índice equiponderado			Índice ponderado		
	Bajista	Alcista	Bajista/alcista	Bajista	Alcista	Bajista/alcista
Varianza	6,8804E-05	4,3953E-05	1,565 ($f\hat{v}_m$)	1,087E-04	1,056E-04	1,030 ($f\hat{v}_m$)
Suma varianzas	9,6302E-06	1,1244E-05	0,856	2,3658E-05	2,5214E-05	0,938
Suma covarianzas	5,9174E-05	3,2709E-05	1,809	8,5036E-05	8,0358E-05	1,058
% suma varianzas	14,00 %	25,58 %		21,77 %	23,88 %	
% suma covarianzas	86,00 %	74,42 %		78,23 %	76,12 %	
Variación de la varianza media de las acciones			0,856			1,104
Variación de la covarianza media entre acciones (k'/k)			1,809			1,658

Panel B. Base de datos con 225 acciones						
	Índice equiponderado			Índice ponderado		
	Bajista	Alcista	Bajista/alcista	Bajista	Alcista	Bajista/alcista
Varianza	2,6785E-05	1,4688E-05	1,824 ($f\hat{v}_m$)	8,2529E-05	6,9158E-05	1,193 ($f\hat{v}_m$)
Suma varianzas	2,4704E-06	2,7827E-06	0,888	1,1712E-05	1,3997E-05	0,837
Suma covarianzas	2,4315E-05	1,1906E-05	2,042	7,0817E-05	5,5161E-05	1,284
% suma varianzas	9,22 %	18,94 %		14,19 %	20,24 %	
% suma covarianzas	90,78 %	81,06 %		85,81 %	79,76 %	
Variación de la varianza media de las acciones			0,888			0,944
Variación de la covarianza media entre acciones (k'/k)			2,042			1,702

En primer lugar, a la izquierda del panel se muestran los resultados para el índice equiponderado. Se observa un notable incremento de las covarianzas entre los activos en momentos bajistas del mercado; concretamente, por término medio, estas son 1,809 veces mayores que en momentos alcistas. Es decir, los activos se mueven más conjuntamente en periodos bajistas. Por el contrario, las varianzas de los activos son, por término medio, menores en momentos bajistas; concretamente, 0,856 veces. Dado que la varianza está fundamentalmente explicada por las covarianzas, un 86% en momentos bajistas y un 74,42% en los alcistas, la varianza del mercado es 1,565 veces mayor en los momentos bajistas. Por tratarse de un índice equiponderado, los cocientes entre los valores de las sumas de varianzas y covarianzas en momentos bajistas y alcistas coinciden con los correspondientes a la varianza y covarianza medias.

A la derecha del panel A se muestran los resultados para el índice ponderado; en este caso, la suma ponderada tanto de las varianzas como la de las covarianzas toma valores similares en momentos bajistas y alcistas. Concretamente, la suma de las covarianzas en la varianza del índice en momentos bajistas es 1,058 veces mayor. Este dato es notablemente inferior al valor de 1,658, la variación de la media de las covarianzas entre las acciones al comparar momentos bajistas y alcistas. En este sentido, cabe señalar que el peso acumulado en el índice ponderado solamente de los cinco mayores activos es del 63,91% y, considerando los 10 mayores, el 84,03%. Por lo tanto, se deduce que el incremento de las covarianzas en los momentos bajistas está conducido por las acciones de menor tamaño y no tanto por aquellas con mayor peso en el índice.

El panel B del cuadro 3 muestra los resultados para la base de datos formada por 225 acciones. Cabe destacar que, en comparación con el panel A, y tal como es conocido, conforme aumenta el número de activos en una cartera equiponderada, aumenta (disminuye) la relevancia de las covarianzas (varianzas). Así, la suma de las covarianzas representa el 90,78% (81,06%) de la varianza del índice en momentos bajistas (alcistas). Por otro lado, se observa un mayor incremento de la covarianza media en momentos bajistas, tomando el cociente k'/k un valor de 2,042 para el índice equiponderado y 1,702 para el ponderado. En resumen, los resultados son similares a los comentados para el panel A: en los momentos bajistas, los activos se mueven más conjuntamente y las covarianzas son mayores pero con menor intensidad en los activos con mayor peso en el índice.

Tal como se comprobará en los epígrafes siguientes, los resultados anteriores son relevantes para explicar mediante el modelo [14] la variación de la beta de los activos en momentos bajistas del mercado. Así, tal como muestra el panel A (B) del cuadro 3, la variación de la covarianza media (k'/k) toma un valor de 1,809 (2,042) con el índice equiponderado y 1,658 (1,702) con el ponderado, mientras que la variación de la varianza de la cartera de referencia fv_m es 1,565 (1,824) para el índice equiponderado y 1,030 (1,193) para el ponderado.

4.2. ESTIMACIÓN DE LA BETA EN MOMENTOS BAJISTAS Y ALCISTAS

En primer lugar, además de estimar la beta con el modelo [1], también se aplican las expresiones [6] y [11] para el índice ponderado y equiponderado, respectivamente, al objeto de estable-

cer qué componentes son más relevantes para la beta del activo³. Los resultados se muestran en el cuadro 4 en dos paneles diferentes según la base de datos utilizada. A la izquierda del panel A se muestran los resultados para el índice equiponderado. La media de la beta de los activos es igual a 1, puesto que esta representa la beta del índice equiponderado consigo mismo. Tal como señala la expresión [11], las betas de los activos oscilan sobre 1, siendo, en este caso, la mínima (máxima) 0,365 (1,779) en momentos bajistas y, respectivamente, 0,2 (1,854) para los alcistas. Se observa que en momentos bajistas la diferencia entre el valor máximo y mínimo es menor que para los alcistas. También la desviación típica en el conjunto de betas es menor, 0,344 en momentos bajistas que en alcistas, 0,434. Se deduce, por tanto, una cierta mayor convergencia (dispersión) de la beta de los activos en los momentos bajistas (alcistas) de la bolsa. Este resultado se repite a la derecha del panel A, donde se muestran los resultados para el caso del índice ponderado. En el epígrafe anterior se observó cómo los activos se mueven más conjuntamente en momentos bajistas y, tal como señalamos en el epígrafe de metodología, esto podría suponer implícitamente una convergencia de las betas.

En segundo lugar, se analizan los componentes que forman parte de las expresiones [6] y [11] y que, por lo tanto, pueden tener capacidad explicativa sobre la beta de los activos. La parte central del panel A muestra la correlación entre la beta y cada uno de sus componentes. En el caso equiponderado se aplica la expresión [11] y, dado que los dos primeros componentes suman 1, solo se muestran las correlaciones con los dos últimos componentes. Como se observa, es especialmente relevante el último componente, C_4 , para el que la correlación con la beta es 0,96 en momentos bajistas y algo menor, 0,82, para los alcistas. Los gráficos a) y b) de la figura 1 muestran la contribución de cada componente, y se observa cómo es C_4 el que mayor capacidad tiene para diferenciar entre la beta de los activos, en mayor medida en momentos bajistas que alcistas. Tal como indican las correlaciones y muestran los gráficos, se evidencia una relación positiva entre este componente y la beta. Recordemos que, tal como muestra la expresión [10], este componente será negativo (positivo) cuando la suma de las d_{ij} sea negativa (positiva), es decir, que el activo presente de forma generalizada menores (mayores) covarianzas que la covarianza media. En el caso del índice ponderado, también es C_4 el componente más decisivo en explicar la beta de los activos, tal como muestran los gráficos c) y d) de la figura 1, así como las elevadas correlaciones 0,983 y 0,986 en el panel A del cuadro 4.

Dada la importancia de C_4 para explicar la beta, la parte inferior del panel A muestra la media de las betas de los activos cuando estos son ordenados en quintiles de menor a mayor valor en este componente. En consonancia con los resultados anteriores mostrados en el panel A, se evidencia que la beta se incrementa conforme aumenta el valor del componente C_4 , tanto para el índice equiponderado como el ponderado y tanto para periodos bajistas como alcistas. En todos los quintiles, la probabilidad crítica (*p-value*) toma valores igual a 0, lo que indica significatividad de la beta

³ Los resultados de la estimación mediante el modelo [1] y los modelos [6] y [11] son muy similares. La presencia de diferencias es únicamente debida a la existencia de periodos muestrales incompletos para algunas acciones, especialmente para el caso de la base de datos de 225 acciones. Así, para la base de datos de 56 acciones, la correlación entre las betas estimadas mediante [1] y [6] es igual a 1. Para la base de datos de 225 acciones, la correlación entre las betas estimadas mediante [1] y [6] oscila entre 0,937 y 0,994 según mercados e índice considerado.

media de cada quintil. También es significativa la diferencia, de signo negativo, entre el primer y último quintil. En definitiva, los resultados anteriores ponen de manifiesto cómo el menor o mayor riesgo sistemático de un activo depende fundamentalmente de sus menores o mayores covarianzas con los activos que forman el índice tomado como referencia o *benchmark* en el modelo [1].

Cuadro 4. Estimación de la beta en momentos bajistas y alcistas⁴

Panel A. Base de datos con 56 acciones								
	Índice equiponderado				Índice ponderado			
	Bajista		Alcista		Bajista		Alcista	
Media	1,000		1,000		0,727		0,565	
Mediana	0,958		1,036		0,751		0,591	
Mínimo	0,365		0,200		0,203		0,044	
Máximo	1,779		1,854		1,419		1,501	
Desviación típica	0,344		0,434		0,292		0,332	
Correlación								
Componente C ₁	-		-		-0,392		-0,548	
Componente C ₂	-		-		-0,452		-0,625	
Componente C ₃	0,439		0,349		0,448		0,626	
Componente C ₄	0,960		0,820		0,983		0,986	
Quintiles según C ₄	Media	p-value	Media	p-value	Media	p-value	Media	p-value
Menor Q1	0,524	(0,000)	0,461	(0,000)	0,310	(0,000)	0,124	(0,000)
Q2	0,822	(0,000)	0,861	(0,000)	0,562	(0,000)	0,336	(0,000)
	.../...							

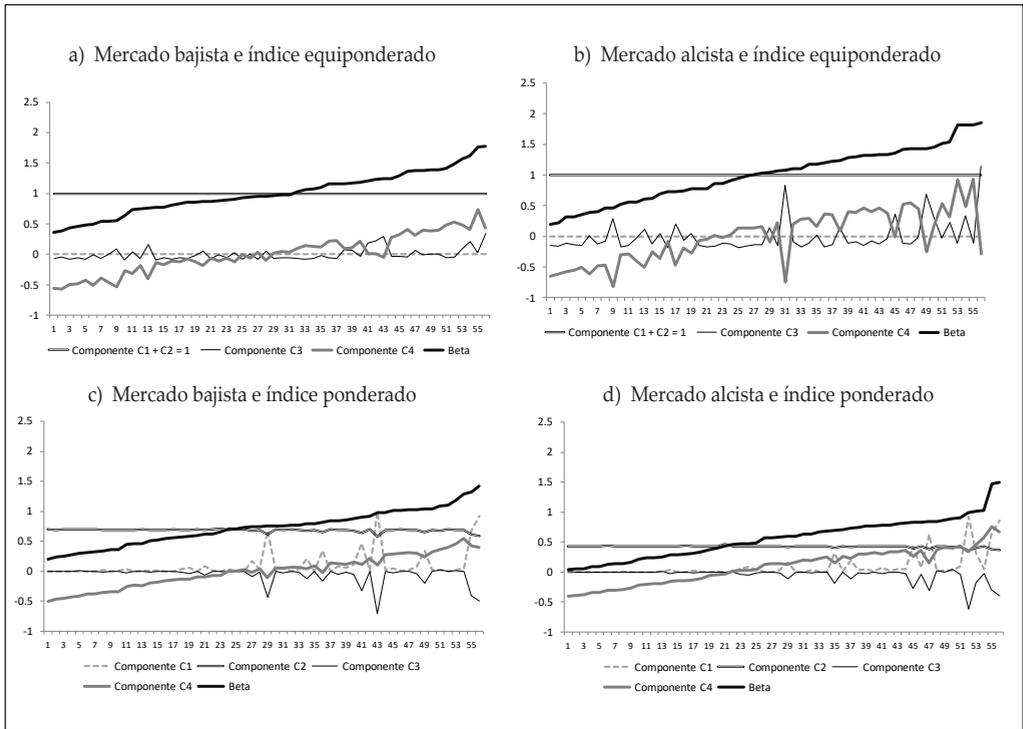
⁴ La parte superior del cuadro presenta información sobre la estimación de la beta de las acciones en momentos bajistas y alcistas. La parte central presenta la correlación entre la beta y los componentes definidos según las expresiones [6] y [11]. La parte inferior del panel A muestra la media de las betas de los activos cuando estos son ordenados en quintiles de menor a mayor valor en el componente C₄. La probabilidad crítica (*p-value*) corresponde al valor *t* de Student del contraste de la media y para la diferencia Q1 – Q5 se ha estimado mediante *bootstrap*.

Panel A. Base de datos con 56 acciones								
	Índice equiponderado				Índice ponderado			
	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
.../...								
Q3	1,005	(0,000)	0,949	(0,000)	0,731	(0,000)	0,594	(0,000)
Q4	1,120	(0,000)	1,218	(0,000)	0,872	(0,000)	0,755	(0,000)
Mayor Q5	1,485	(0,000)	1,484	(0,000)	1,126	(0,000)	0,980	(0,000)
Diferencia Q1 – Q5	-0,962	(0,000)	-1,023	(0,000)	-0,815	(0,000)	-0,856	(0,000)

Panel B. Base de datos con 225 acciones								
	Índice equiponderado				Índice ponderado			
	Bajista		Alcista		Bajista		Alcista	
Media	0,998		0,998		1,135		0,560	
Mediana	0,984		0,913		1,066		0,471	
Mínimo	0,211		0,221		0,118		-0,234	
Máximo	2,405		2,496		2,744		3,080	
Desviación típica	0,444		0,470		0,582		0,563	
Correlación								
Componente C ₁	-		-		0,912		0,484	
Componente C ₂	-		-		-0,167		-0,261	
Componente C ₃	0,450		0,452		0,020		0,109	
Componente C ₄	0,993		0,968		0,988		0,923	
Quintiles según C ₄	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
Menor Q1	0,439	(0,000)	0,467	(0,000)	0,424	(0,000)	-0,034	(0,000)
Q2	0,682	(0,000)	0,650	(0,000)	0,685	(0,000)	0,207	(0,000)
.../...								

Panel B. Base de datos con 225 acciones								
	Índice equiponderado				Índice ponderado			
	Media	p-value	Media	p-value	Media	p-value	Media	p-value
.../...								
Q3	0,970	(0,000)	0,920	(0,000)	1,100	(0,000)	0,444	(0,000)
Q4	1,234	(0,000)	1,256	(0,000)	1,481	(0,000)	0,794	(0,000)
Mayor Q5	1,663	(0,000)	1,697	(0,000)	1,979	(0,000)	1,381	(0,000)
Diferencia Q1 – Q5	-1,224	(0,000)	-1,230	(0,000)	-1,554	(0,000)	-1,415	(0,000)

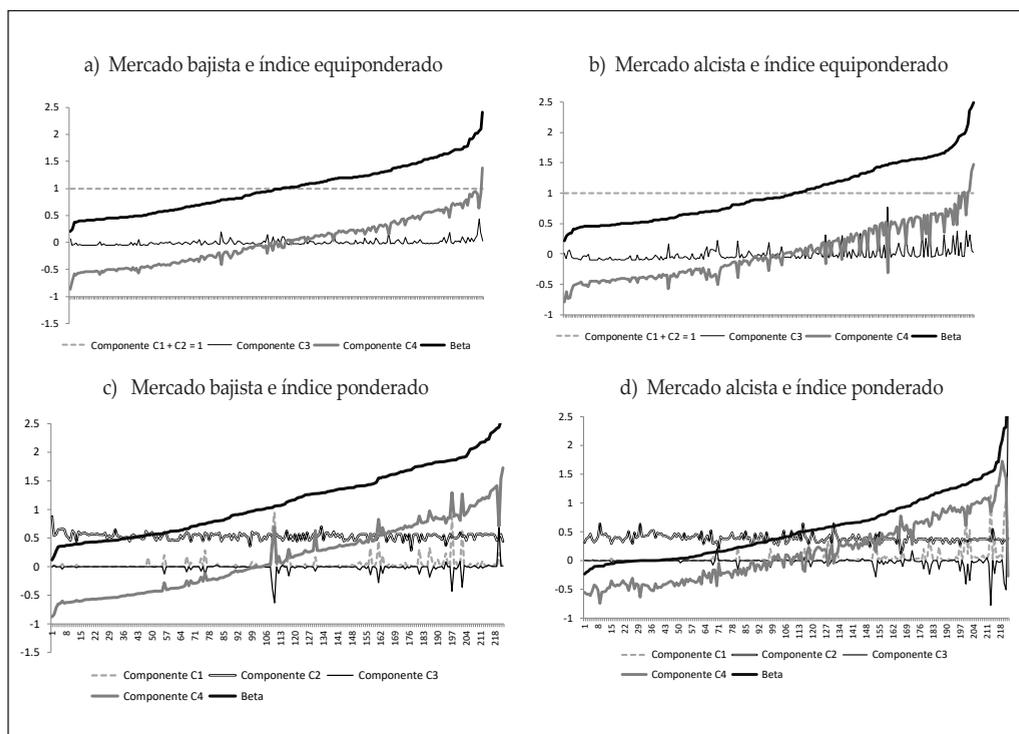
Figura 1. Componentes de la beta de los activos. Base de datos con 56 acciones⁵



⁵ Los gráficos muestran la contribución de cada componente a la beta de cada activo tal como se han definido en las expresiones [6] a [11]. En el eje horizontal, las acciones se han ordenado de menor a mayor beta.

El panel B del cuadro 4 muestra los resultados para la base de datos formada por 225 acciones. A la izquierda del panel, para el caso equiponderado, cabe señalar como la media de la beta no es exactamente igual a 1, sino 0,998. Esto es debido a la presencia de periodos muestrales incompletos para la mayoría de estas acciones. En general, esta cuestión no es relevante porque los resultados son similares a los alcanzados en el panel A, lo que proporciona robustez a la evidencia encontrada. En resumen, se destaca la elevada correlación positiva entre el componente C_4 y la beta de las acciones, siendo este el componente que mejor explica la beta de las acciones tal como se aprecia en la parte inferior del panel. De forma que la diferencia en la beta media de los quintiles Q1-Q5 (con menor y mayor valor de este componente respectivamente) siempre resulta negativa y significativa. En este mismo sentido, la figura 2 plasma los valores de los cuatro componentes para cada índice y estado del mercado, bajista y alcista. De forma similar a la figura 1, se observa que el componente C_4 es el más relevante.

Figura 2. Componentes de la beta de los activos. Base de datos con 225 acciones⁶



⁶ Los gráficos muestran la contribución de cada componente a la beta de cada activo tal como se han definido en las expresiones [6] a [11]. En el eje horizontal, las acciones se han ordenado de menor a mayor beta.

4.3. ASIMETRÍA EN EL RIESGO SISTEMÁTICO

4.3.1. Variación del riesgo sistemático

En esta sección se muestran los resultados alcanzados al comparar la beta de las acciones en momentos bajistas y alcistas. Después de estimar la beta condicionada al signo del rendimiento en exceso de mercado mediante el modelo [1], se ha calculado variación de la beta de las acciones, $\Delta\beta_s$, definida en [12] como la diferencia entre la beta en momentos bajistas y la beta en momentos alcistas. En primer lugar, el panel A del cuadro 5 muestra los resultados alcanzados para la base de datos de 56 acciones. En el caso del índice equiponderado, se reparte por igual el número de acciones que incrementan y disminuyen su beta en momentos bajistas. De hecho, la media de $\Delta\beta_s$ toma valor 0. Este resultado es debido a que la expresión de la media de las betas de las acciones coincide con la beta agregada del índice equiponderado que, por definición, tiene una beta consigo mismo igual a 1. Por tanto, dado que la media de las betas es igual a 1 tanto en momentos bajistas como alcistas, su diferencia es 0. Por otro lado, la acción que más incrementa (disminuye) su beta lo hace con un valor de 0,401 (-0,617).

En el presente trabajo proponemos que la beta de la acción en momentos alcistas es una característica que explica la variación de la beta. Por este motivo, en la parte inferior del panel A se presenta la media de $\Delta\beta_s$ en cada quintil, habiendo ordenado las acciones de menor a mayor beta en momentos alcistas. Efectivamente, en general, cuanto menor (mayor) es la beta en momentos alcistas, la beta en momentos bajistas tiende a incrementarse (reducirse). Así, en el primer quintil la variación media de la beta es 0,143, mientras que en el último es -0,153, de forma que la diferencia entre ambas medias es estadísticamente significativa, tomando un valor de 0,296.

A la derecha del panel A se muestran los resultados para el índice ponderado. En este caso, la mayoría de las acciones, el 87,5 %, presenta un incremento de la beta en momentos bajistas, siendo la media de $\Delta\beta_s$ igual a 0,163. Comparado con el caso equiponderado, ahora las acciones experimentan por término medio un mayor incremento de la beta en momentos bajistas. Tal como indicamos en el epígrafe 4.1, el comportamiento del índice ponderado está conducido por una minoría de valores con mayor peso, mientras que el incremento de las covarianzas en momentos bajistas se debe, sobre todo, a los valores de menor tamaño. En consecuencia, las acciones de menor tamaño (la mayoría) tenderán a mostrar un comportamiento más alejado del índice que, como más adelante analizaremos, implica un incremento en la beta, algo realmente no deseable en un mercado bajista. En la parte inferior derecha del panel A se muestra la media de $\Delta\beta_s$ para las acciones dentro de cada quintil, ordenadas de menor a mayor beta en momentos alcistas. Al igual que sucedía en el caso equiponderado, la diferencia entre las medias del primer y último quintil toma un valor positivo y significativo, concretamente, 0,154. Sin embargo, no se evidencia con claridad la relación inversa, a través de los quintiles, entre la beta en momentos alcistas y $\Delta\beta_s$. Esta diferencia en los resultados para el índice ponderado es imputable únicamente a los diferentes pesos de los activos en dicho índice. Se deduce, por tanto, que la relación inversa evidenciada anteriormente con el índice equiponderado es amortiguada por el efecto del peso de los activos.

El panel B del cuadro 5 muestra los resultados con la base de datos formada por 225 acciones. En la parte izquierda, para el índice equiponderado, se observa como la media de la variación de la beta es 0,015; no siendo exactamente 0, debido, como ya hemos explicado, a la menor robustez de esta base de datos por incluir acciones con el periodo muestral incompleto. Tal como muestra la parte inferior con el análisis por quintiles, la evidencia de una relación negativa entre la beta en momentos alcistas y $\Delta\beta_s$ se sigue manteniendo; así, la diferencia entre Q1 y Q5 es positiva y significativa, concretamente, 0,243. La parte derecha del panel B muestra los resultados para el índice ponderado donde, al igual que en el panel A, la mayoría de las acciones incrementa la beta en momentos bajistas. Donde sí existen diferencias es en el análisis por quintiles, puesto que ahora no se observa una pauta decreciente y, de hecho, la diferencia entre Q1 y Q5 no es significativa. Este resultado ya se evidenció en el panel A y se ha potenciado por la relativa robustez de esta muestra.

Cuadro 5. Variación del riesgo sistemático de las acciones⁷

Panel A. Base de datos con 56 acciones				
	Índice equiponderado		Índice ponderado	
Núm. (%) positivos	28 (50,00 %)		7 (12,50 %)	
Núm. (%) negativos	28 (50,00 %)		49 (87,50 %)	
Media	0,000		0,163	
Mediana	-0,001		0,164	
Mínimo	-0,617		-0,148	
Máximo	0,401		0,482	
Quintiles	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
Menor Q1	0,143	(0,002)	0,207	(0,000)
Q2	0,132	(0,007)	0,238	(0,000)
Q3	-0,059	(0,130)	0,149	(0,000)
Q4	-0,049	(0,233)	0,179	(0,005)
Mayor Q5	-0,153	(0,063)	0,053	(0,242)
Diferencia Q1 - Q5	0,296	(0,000)	0,154	(0,016)

⁷ La parte superior del panel presenta información sobre la variación de la beta de las acciones, $\Delta\beta_s$, definida como la diferencia entre la beta en momentos bajistas y la beta en momentos alcistas. La parte inferior muestra la media de la variación de la beta de las acciones cuanto estas son ordenadas por quintiles según su beta en momentos alcistas. La probabilidad crítica (*p-value*) corresponde al valor *t* de Student del contraste de la media y para la diferencia Q1 - Q5 se ha estimado mediante *bootstrap*.

Panel B. Base de datos con 225 acciones				
	Índice equiponderado		Índice ponderado	
Núm. (%) positivos	94 (41,78 %)		47 (21,17 %)	
Núm. (%) negativos	131 (58,22 %)		175 (78,83 %)	
Media	0,015		0,140	
Mediana	0,020		0,096	
Mínimo	- 1,245		- 0,957	
Máximo	0,670		0,870	
Quintiles	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
Menor Q1	0,102	(0,000)	0,090	(0,001)
Q2	0,074	(0,016)	0,111	(0,001)
Q3	0,064	(0,051)	0,234	(0,000)
Q4	- 0,023	(0,525)	0,139	(0,001)
Mayor Q5	- 0,141	(0,003)	0,126	(0,004)
Diferencia Q1 - Q5	0,243	(0,000)	- 0,036	(0,744)

4.3.2. Componentes de la variación de riesgo sistemático

A continuación vamos a profundizar en el análisis de la variación del riesgo sistemático, $\Delta\beta_s$, considerando los componentes definidos en [19] para el índice equiponderado y en [14] para el ponderado. En estas expresiones es relevante el valor que tome la variación relativa de la varianza del índice del mercado al comparar momentos bajistas y alcistas, fv_m , dado que, tal como se explicó en el epígrafe de metodología, este valor proporciona una métrica que establece las condiciones sobre las varianzas y covarianzas de los activos para que $\Delta\beta_s$ no tome valor distinto de 0. Los valores de fv_m , para cada índice y base de datos, ya fueron mostrados en el cuadro 3. Para la base de datos con 56 acciones, es igual a 1,565 para el caso del índice equiponderado y 1,030 para el ponderado; para la base de datos con 225 acciones, es igual a 1,824 y 1,193, respectivamente. En cada caso (base de datos e índice), se ordenan las acciones de menor a mayor valor de $\Delta\beta_s$ y se forman quintiles. El cuadro 6 muestra los valores medios de cada componente y su suma, es decir, $\Delta\beta_s$, en cada quintil. La figura 3 contiene los gráficos que representan los valores de los componentes para cada acción.

En primer lugar, el panel A del cuadro 6 muestra los resultados para base de datos formada por 56 acciones. A la izquierda, para el índice equiponderado, se observa como el tercer compo-

nente, ΔC_3 , solo parece tener algo de relevancia en el primer quintil, el correspondiente a las acciones con menor valor en $\Delta\beta_s$, tomando un valor medio de $-0,143$. Sin embargo, para el resto de quintiles, este componente toma valores positivos pero con escasa aportación a la variación de la beta, $\Delta\beta_s$. Se aprecia que el componente más relevante para explicar la variación de la beta de los activos es ΔC_4 . Así, se puede comprobar como el valor medio del cuarto componente es creciente a lo largo de los quintiles, conduciendo por tanto el valor de $\Delta\beta_s$. Estos resultados también pueden observarse en el gráfico a) de la figura 3, donde ΔC_3 toma en general valores próximos a 0, excepto para algunos valores al principio del eje horizontal (quintil Q1), que resultan negativos y amortiguan en esos casos el valor positivo de ΔC_4 . A partir de esos momentos, se puede observar como, en general, ΔC_4 conduce la variación total de la beta.

En la parte derecha del panel A se muestran los resultados para el índice ponderado. En primer lugar, hay que destacar que los componentes primero y tercero son, en general, los menos relevantes para explicar la variación de la beta. Este resultado también se puede apreciar en el gráfico b) de la figura 3, donde las líneas de estos componentes presentan en general valores muy próximos a 0. En este sentido, hay que señalar que, tal como indican las expresiones [15] y [17], estos componentes incluyen el producto por w_s , es decir, el peso del propio activo en el índice y, por lo tanto, es de esperar que, conforme se reduce la ponderación del activo, estos componentes no sean relevantes. De hecho, en el caso de un índice selectivo como el IBEX 35, estos componentes tomarían valor 0 para toda acción no incluida dentro de los 35 valores que forman el índice.

Cuadro 6. Componentes de la variación de riesgo sistemático⁸

Panel A. Base de datos con 56 acciones										
Quintiles según $\Delta\beta_s$	Índice equiponderado					Índice ponderado				
	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta\beta_s$	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta\beta_s$
Menor Q1	-	-	-0,143	-0,143	-0,286	0,025	0,247	-0,042	-0,257	-0,026
Q2	-	-	0,028	-0,113	-0,085	0,007	0,260	-0,005	-0,169	0,092
Q3	-	-	0,043	-0,044	-0,001	0,002	0,262	0,001	-0,107	0,159
										.../...

⁸ El cuadro muestra los componentes de la variación de la beta de las acciones al comparar momentos bajistas y alcistas según las expresiones [19], para el índice equiponderado, y [14], para el ponderado. Las acciones se han ordenado en quintiles de menor a mayor variación en la beta. Los paneles muestran la media de cada quintil.

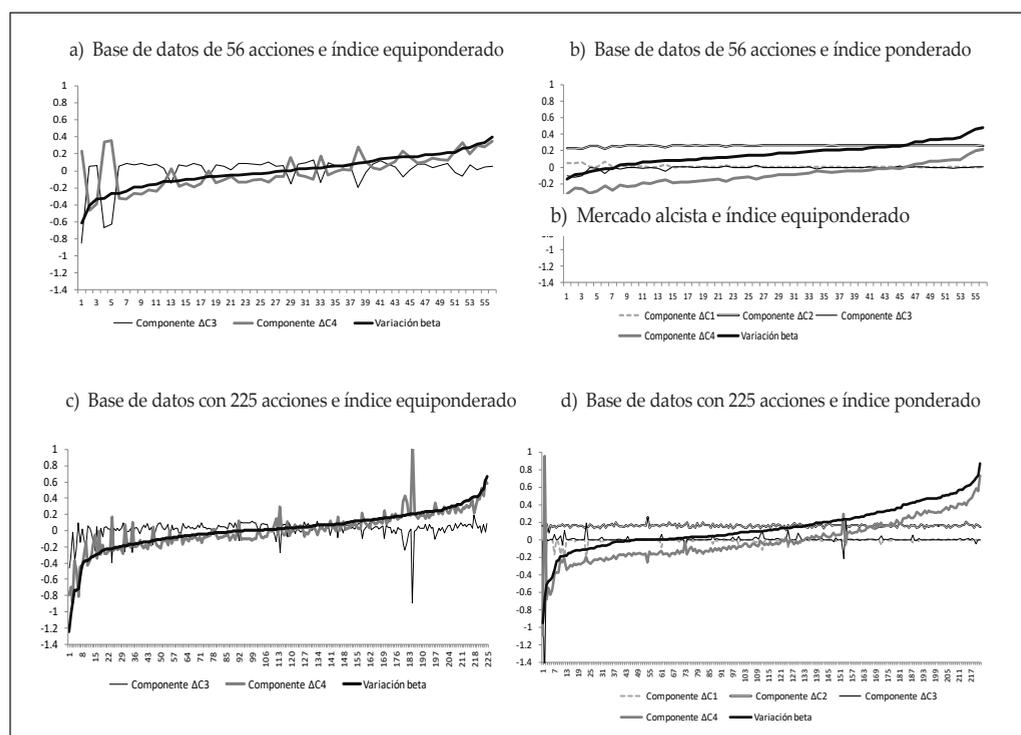
Panel A. Base de datos con 56 acciones										
	Índice equiponderado					Índice ponderado				
	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta \beta_s$	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta \beta_s$
.../...										
Q4	-	-	0,028	0,077	0,105	0,001	0,263	-0,003	-0,039	0,223
Mayor Q5	-	-	0,040	0,205	0,245	0,001	0,264	0,001	0,087	0,352

Panel B. Base de datos con 225 acciones										
Quintiles según $\Delta \beta_s$	Índice equiponderado					Índice ponderado				
	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta \beta_s$	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔC_4	$\Delta \beta_s$
Menor Q1	-	-	-0,059	-0,268	-0,327	-0,026	0,156	-0,028	-0,270	-0,168
Q2	-	-	0,031	-0,092	-0,061	-0,008	0,166	0,003	-0,146	0,016
Q3	-	-	0,036	-0,016	0,020	-0,014	0,157	0,013	-0,054	0,102
Q4	-	-	0,023	0,096	0,119	-0,007	0,159	0,003	0,090	0,245
Mayor Q5	-	-	0,005	0,300	0,305	-0,003	0,161	0,001	0,344	0,502

El panel A muestra que, en el caso del índice ponderado, los componentes segundo y cuarto, aunque con un efecto diferente, son los más relevantes para explicar la variación de la beta. El segundo componente toma valor positivo y similar para todas acciones. Así, la media de ΔC_2 toma valores análogos en todos los quintiles (desde 0,247 a 0,264) y en el gráfico b) de la figura 3 la línea que representa este componente es prácticamente horizontal para todas las acciones. Si analizamos la expresión [16], que define el componente: $(k' - kf\hat{v}_m)(1 - w_s)$, observamos que, conforme disminuye el peso de los activos w_s , es normal que ΔC_2 tienda a ser similar para todos ellos. Por otro lado, el valor positivo de este componente es debido a que la covarianza media de las acciones en momentos bajistas k' es mayor que $kf\hat{v}_m$, es decir, el producto entre la covarianza media en momentos alcistas y la variación de la varianza del mercado. Efectivamente, tal como se mostraba en la parte derecha del panel A del cuadro 3, el cociente entre k' y k es 1,658, un valor notablemente mayor que 1,030 de $f\hat{v}_m$. Tal como se explicó en el epígrafe 4.1, en los momentos bajistas los activos se mueven más conjuntamente y la covarianza media se incrementa. Este incremento está conducido por las acciones de menor tamaño, que justamente tienen menos peso en la expresión de la varianza del índice. Como consecuencia, la varianza (que está explicada aproximadamente entre un 76-80% por las covarianzas) tiene menor incremento que la covarianza media, o lo que es lo mismo: $f\hat{v}_m$ toma un valor menor que el cociente k'/k y, entonces, el componente ΔC_2 es positivo. Lo que implicará, a su vez, que la mayoría de las acciones tengan un incremento generalizado de la beta en momentos bajistas debido a este componente; de hecho, excepto en el primer quintil, la media de $\Delta \beta_s$ es positiva.

Mientras que el segundo componente toma un valor positivo y similar para todas las acciones, el cuarto componente, ΔC_4 , muestra una pauta creciente a lo largo de los quintiles ($-0,257$ en Q1 y $0,087$ en Q5) y es el responsable de que $\Delta\beta_s$ también manifieste esa pauta ($-0,026$ en Q1 y $0,352$ en Q5). En este sentido, el gráfico b) de la figura 3 muestra con claridad cómo la variación de la beta es creciente debido a un desplazamiento paralelo hacia arriba (justo en el valor de ΔC_2) de la línea creciente que representa a ΔC_4 . Por lo tanto, es ΔC_4 el componente más relevante para discriminar entre las acciones por su variación de la beta.

Figura 3. Componentes de la variación de la beta de los activos⁹



El panel B muestra los resultados para la base de datos ampliada a 225 acciones. Los resultados son muy similares a los comentados anteriormente. A la izquierda, para el índice equiponderado, disminuye incluso la relevancia del tercer componente y $\Delta\beta_s$ es fundamentalmente explicada por la pauta creciente del cuarto componente, ΔC_4 . A la derecha, para el índice ponderado, los componentes primero y tercero no son relevantes; el segundo componente toma valores similares

⁹ Los gráficos muestran la contribución de cada componente a la variación de la beta de cada activo tal como se ha definido en las expresiones [15] a [18]. En el eje horizontal, las acciones se han ordenado de menor a mayor variación de la beta.

en todos los quintiles (en torno a 0,16) y es el cuarto componente, ΔC_4 nuevamente, el que mayor capacidad tiene para explicar $\Delta\beta_s$ entre los diferentes quintiles, también con una pauta creciente. Al tratarse de una base de datos más numerosa, existe una mayor dispersión de los valores de $\Delta\beta_s$ que en el panel A; así, en el caso equiponderado, las medias oscilan entre $-0,327$ para Q1 y $0,305$ para Q5 y toma valores $-0,168$ y $0,502$, respectivamente, para el índice ponderado. Los gráficos c) y d) de la figura 3 confirman los resultados anteriores al nivel individual de cada acción.

4.3.3. Análisis del cuarto componente de variación de beta: mapa de covarianzas

La evidencia comentada anteriormente pone de manifiesto el papel relevante del cuarto componente, ΔC_4 , definido en [18], para explicar la variación del riesgo sistemático de los activos al comparar momentos bajistas y alcistas. Por este motivo, vamos a analizar con mayor profundidad dicho componente. Recordemos que en el epígrafe 4.2 ya se ponía de manifiesto el papel relevante de C_4 definido en [10] para explicar la beta de los activos tanto en momentos bajistas como alcistas. Por lo tanto, resulta interesante analizar la relación entre ambas variables, C_4 y ΔC_4 .

Se ha procedido a ordenar las acciones en quintiles de menor a mayor valor de C_4 en momentos alcistas y en cada uno de esos quintiles se ha calculado la media de ΔC_4 . Los resultados se muestran en el cuadro 7. En el panel A, y para el índice equiponderado, se observa una pauta decreciente de los valores medios ΔC_4 a través de los quintiles ($0,151$ en Q1 y $-0,161$ en Q5) o, lo que es lo mismo, una relación inversa entre C_4 y ΔC_4 . Así, la correlación entre ambos componentes es $-0,704$ y la diferencia Q1 – Q5 toma un valor positivo y significativo; concretamente, $0,311$. De ello se deduce que acciones con menor (mayor) valor C_4 en momentos alcistas, es decir, normalmente con d_{sj} negativas (positivas) o, lo que es lo mismo, covarianzas menores (mayores) que la covarianza media en momentos alcistas y, por lo tanto, menor (mayor) beta alcista, tienden a mostrar mayores (menores) valores de ΔC_4 y, en consecuencia, mayores (menores) incrementos de la beta en momentos bajistas, $\Delta\beta_s$. Esta evidencia confirma la hipótesis establecida en el marco teórico propuesto en el epígrafe 2.1.

Para explicar la relación entre C_4 y ΔC_4 recordemos que el signo de la expresión [18] depende de la suma de $(d'_{sj} - d_{sj}fv_m)w_j$, donde, para la base de datos de 56 acciones y el índice equiponderado, fv_m es igual a 1,565. Esto implica que, para que las betas de las acciones no varíen, el mapa de covarianzas definido por las sumas de las d_{sj} de todas las acciones en momentos alcistas debería expandirse proporcionalmente 1,565 veces en los momentos bajistas. Es decir, para cada acción, la suma de d'_{sj} en momentos bajistas debería ser 1,565 veces la suma de las d_{sj} homólogas en momentos alcistas. Así, si la suma de las d_{sj} es negativa (positiva) en momentos alcistas, la suma d'_{sj} debería ser más negativa (positiva); concretamente, un 56,5 % más. Sin embargo, en la realidad se evidencia una tendencia a que las d'_{sj} no alcancen esa expansión. Entonces, para el caso de que la suma d_{sj} sea negativa, resultará que $d'_{sj} > d_{sj}fv_m$, lo que implica un signo positivo en [18] y, por consiguiente, un incremento de la beta; por el contrario, para el

caso de que la suma d_{sj} sea positiva, se obtendrá que $d'_{sj} < d_{sj}fv_m$, lo que implica un signo negativo en [18] y, por tanto, una disminución de la beta en momentos bajistas.

Cuadro 7. Análisis del cuarto componente de la variación de riesgo sistemático¹⁰

Panel A. Base de datos con 56 acciones				
Quintiles según C_4 en momentos alcistas	Índice equiponderado		Índice ponderado	
	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
Menor Q1	0,151	(0,002)	-0,058	(0,074)
Q2	0,178	(0,002)	-0,026	(0,491)
Q3	-0,082	(0,001)	-0,137	(0,000)
Q4	-0,071	(0,244)	-0,111	(0,014)
Mayor Q5	-0,161	(0,018)	-0,133	(0,024)
Diferencia Q1 - Q5	0,311	(0,000)	0,075	(0,158)

Panel B. Base de datos con 225 acciones				
Quintiles según C_4 en momentos alcistas	Índice equiponderado		Índice ponderado	
	Media	<i>p-value</i>	Media	<i>p-value</i>
Menor Q1	0,077	(0,012)	-0,060	(0,029)
Q2	0,042	(0,247)	-0,047	(0,196)
Q3	0,041	(0,276)	0,132	(0,002)
Q4	-0,034	(0,325)	-0,008	(0,866)
Mayor Q5	-0,106	(0,000)	-0,048	(0,139)
Diferencia Q1 - Q5	0,183	(0,000)	-0,012	(0,670)

¹⁰ El cuadro muestra la media de la variación de la beta, $\Delta\beta_s$, debida al cuarto componente, ΔC_4 , en cada quintil de acciones como resultado de ordenar las acciones de menor a mayor valor del componente C_4 tal como se define en [10] y para la estimación de la beta alcista de la acción. La probabilidad crítica (*p-value*) corresponde al valor *t* de Student del contraste de la media y para la diferencia Q1 - Q5 se ha estimado mediante *bootstrap*.

En la derecha del panel A del cuadro 7 se muestran los resultados para el caso del índice ponderado. Al igual que para el caso del índice equiponderado, la diferencia entre los quintiles Q1 – Q5 toma un valor positivo; concretamente, 0,075, sin embargo, no resulta significativo. Aunque existe cierta relación inversa entre C_4 y ΔC_4 (la correlación es $-0,362$), no se evidencia con la misma intensidad que para el caso equiponderado. En este sentido, en primer lugar hay que considerar que, tal como se comentó en el epígrafe 4.1, el incremento de las covarianzas de los activos en los mercados bajistas es conducido por las acciones de menor tamaño, por lo que este incremento no tiene un impacto relevante en la expresión de la varianza del mercado. Como consecuencia, y tal como mostraba el cuadro 3, $f\hat{v}_m$ es, en este caso, igual a 1,030. Por lo que la condición para que la beta no varíe es que el mapa de covarianzas tenga una expansión de un escaso 3%, una cuantía muy inferior al 56,5% del caso equiponderado. En segundo lugar, las diferencias con respecto a la parte izquierda del panel A se producen en los primeros quintiles: en Q1, para el equiponderado, la media de ΔC_4 es 0,151 y para el ponderado, $-0,058$, mientras que, para Q5, ambos valores son negativos, $-0,161$ y $-0,133$, respectivamente. Por tanto, en esos primeros quintiles, la media de ΔC_4 es positiva para el caso equiponderado y negativa para el ponderado. Obviamente, la diferencia fundamental entre ambos casos es que, en el segundo, tiene relevancia el peso del activo j en la suma $(d'_{sj} - d_{sj}f\hat{v}_m)w_j$ de la expresión [18]. Anteriormente hemos señalado que en el índice equiponderado, para el caso de que la suma d_{sj} sea negativa (primeros quintiles), [18] tomaba signo positivo. Sin embargo, con el índice ponderado pasa a ser negativo por el efecto de las ponderaciones, dado que son los activos de menor peso los que más covarianzas aumentan, pero ahora tienen menos relevancia en [18]. Por lo tanto, la ponderación tiene un efecto contrario en los primeros quintiles del cuadro 7.

El panel B del cuadro 7 muestra los resultados para la base de datos de 225 acciones, que, recordemos, incluye un amplio número de acciones con un periodo muestral incompleto y, por lo tanto, a sus resultados se les atribuye una menor robustez. Para el índice equiponderado, se mantiene en general la evidencia encontrada en el panel A. Así, se observa una relación inversa entre C_4 y ΔC_4 (correlación $-0,328$), siendo la diferencia Q1 – Q5 de 0,183 y significativa. Para el índice ponderado, y en línea con los resultados comentados en el panel A, esta relación prácticamente desaparece debido al efecto de las ponderaciones y la menor robustez de la muestra.

4.4. CARACTERÍSTICAS DE LAS ACCIONES: ¿TAMAÑO O BETA EN MOMENTOS ALCISTAS?

En los epígrafes anteriores hemos analizado el papel de las covarianzas de un activo para determinar tanto su riesgo sistemático como la variación de la beta al comparar momentos bajistas y alcistas. Concretamente, se ha encontrado evidencia de que las acciones con menores covarianzas, es decir, con menor beta en momentos alcistas, tienen un mayor potencial para incrementar la beta en momentos bajistas. Por otro lado, también hemos mostrado cómo en los mercados bajistas las acciones se mueven más conjuntamente y la covarianza media aumenta, estando esta evidencia conducida por las acciones de menor tamaño. De hecho, en el trabajo de Ang y Chen (2002) se encuentra una

relación negativa entre el tamaño de las acciones y la variación de la beta, de forma que las acciones de menor (mayor) tamaño presentan aumentos (disminuciones) de la beta en momentos bajistas.

En este sentido, a continuación vamos a analizar la relación de estas dos variables, tamaño de la acción y beta en momentos alcistas, con respecto a la variación de la beta al comparar momentos bajistas y alcistas. Es decir, qué características de la acción mejor conducen la variación de la beta. Un problema de este análisis es la correlación positiva entre ambas variables, tal como muestra el cuadro 8, puesto que no resulta sencillo discernir cuál es la más relevante. El signo positivo indica que las acciones de menor tamaño, por una menor liquidez y mayor riesgo idiosincrático, muestran tendencia a tener menores covarianzas en momentos alcistas con el resto de activos que forman el índice y, por tanto, tendrán una menor beta. De hecho, este resultado estaría en línea con la evidencia previa en la literatura, que encuentra el tamaño del activo como un factor de riesgo adicional (Fama y French, 1993). Por el contrario, las acciones de mayor tamaño tenderán a tener mayores covarianzas con las acciones del índice y, por lo tanto, mayor beta. De esta forma, para el caso del índice ponderado, las correlaciones son mayores, 0,753 y 0,666, porque, al ponderar más las acciones de mayor tamaño, se aumenta la covarianza entre estas y justamente el índice que las integra.

Cuadro 8. Correlación entre tamaño de la acción y riesgo sistemático en mercados alcistas¹¹

	Índice equiponderado	Índice ponderado
Base de datos con 56 acciones	0,423	0,753
Base de datos con 225 acciones	0,527	0,666

Este tipo de situaciones no es nueva en finanzas; por ejemplo, Daniel y Titman (1998) analizan si los rendimientos de los activos están mejor explicados por una característica de estos o por las covarianzas con el factor que representa dicha característica, indicando la complejidad de esta tarea, dado que ambos indicadores están intrínsecamente relacionados. En nuestro caso, esas posibles características, con relación a la variación de la beta, son el tamaño o la beta en momentos alcistas. No obstante, hay que puntualizar que lo que tratamos es de relacionar pero no explicar la variación de la beta con esas características. Es decir, una de las contribuciones de este trabajo ha sido mostrar cómo y por qué la beta de las acciones puede variar de momentos alcistas a bajistas. Siguiendo a Matallín-Sáez *et al.* (2015), se ha planteado una descomposición de la variación de la beta en cuatro componentes. Tal como mostramos en el cuadro 6 y la figura 3, el cuarto componente es el más relevante para discriminar el valor de dicha variación entre el conjunto de acciones. Las acciones que mayor (menor) variación de la beta presentan

¹¹ El cuadro muestra la correlación lineal entre el tamaño de las acciones, medido como el logaritmo de su capitalización bursátil y la beta estimada en momentos alcistas.

son aquellas que mayor (menor) incremento de las covarianzas presentan en momentos bajistas con respecto a su situación en los momentos alcistas. Es decir, es necesario destacar que, tal como muestra el trabajo, la variación de la beta está explicada por las covarianzas, es decir, únicamente por los rendimientos de los activos y no por sus características. Por tanto, relacionar la variación de la beta con las características de los activos no es un análisis para explicar cómo se produce esta variación, sino para asociar qué tipo de activos pueden presentar este comportamiento, lo que obviamente también es de gran interés para los inversores y gestores de carteras, como los fondos de inversión.

Como primera aproximación a esta cuestión, el cuadro 9 muestra las correlaciones entre la variación de la beta, $\Delta\beta_s$, y las dos características analizadas: beta en momentos alcistas y tamaño. El signo negativo de las correlaciones pone de manifiesto la relación inversa entre las variables. Con el índice equiponderado, la correlación es más negativa con respecto a la beta en momentos alcistas, $-0,641$, que con respecto al tamaño, $-0,439$. A la derecha, con el índice ponderado, estas correlaciones son, respectivamente, $-0,476$ y $-0,642$, por lo que el tamaño tiene mayor relación negativa. Como ya hemos comentado anteriormente, el hecho de que las acciones de menor (mayor) tamaño son las que incrementan (disminuyen) la beta, potencia el efecto del tamaño y amortigua el correspondiente a la característica ligada a la beta en momentos alcistas. La última fila muestra los resultados para la muestra de 225 acciones. Recordemos la menor robustez de esta muestra por la presencia de un número notable de acciones con periodo muestral incompleto. Como consecuencia, las correlaciones en valor absoluto son notablemente inferiores, siendo la beta alcista la característica con mayor capacidad explicativa con $\Delta\beta_s$.

Cuadro 9. Correlación entre la variación de la beta y características de los activos¹²

	Índice equiponderado		Índice ponderado	
	Beta alcista	Tamaño	Beta alcista	Tamaño
Base de datos con 56 acciones	-0,641	-0,439	-0,476	-0,642
Base de datos con 225 acciones	-0,359	-0,155	-0,089	-0,038

A continuación, en el cuadro 10 se muestra la media de $\Delta\beta_s$ correspondiente a cada subgrupo de acciones obtenido al realizar una doble ordenación en función de estas dos características: el tamaño y la beta en momentos alcistas. En primer lugar, en la parte superior izquierda del panel A, las acciones se han agrupado en terciles de menor a mayor valor de la beta en momentos alcistas y, posteriormente, dentro de cada tercil, se han agrupado nuevamente en terciles ordenando de

¹² El cuadro muestra la correlación lineal entre la variación de la beta de los activos y dos de sus características: beta estimada en momentos alcistas y tamaño, medido como el logaritmo de la capitalización bursátil.

menor a mayor tamaño. Los resultados muestran con claridad cómo $\Delta\beta_s$ decrece desde T1 a T3 al ordenar las acciones por la beta en momentos alcistas; así, la diferencia T1 – T3 toma valores positivos en cada columna de menor a mayor tamaño: 0,331, 0,147 y 0,283, respectivamente, siendo la media 0,254, en línea con los resultados del cuadro 5. Se evidencia así nuevamente la relación negativa entre la beta en momentos alcistas y $\Delta\beta_s$. Dentro de la misma fila, por cada tercil de beta alcista se aprecia cómo el tamaño también es una característica con relación negativa con $\Delta\beta_s$, puesto que esta es, generalmente, decreciente entre terciles, tomando la diferencia T1 – T3 los siguientes valores: 0,133, 0,105 y 0,084, siendo la media 0,107.

Cuadro 10. Relación entre variación de la beta y características de los activos: análisis mediante doble ordenación¹³

Panel A. Base de datos con 56 acciones								
	Índice equiponderado				Índice ponderado			
	Terciles según tamaño				Terciles según tamaño			
Terciles según beta en momentos alcistas	Menor T1	T2	Mayor T3	Diferencia T1 – T3	Menor T1	T2	Mayor T3	Diferencia T1 – T3
Menor T1	0,209	0,157	0,076	0,133	0,287	0,188	0,190	0,096
T2	0,024	-0,079	-0,082	0,105	0,231	0,178	0,117	0,115
Mayor T3	-0,123	0,010	-0,207	0,084	0,241	0,043	-0,039	0,280
Diferencia T1 – T3	0,331	0,147	0,283		0,046	0,146	0,229	
	Terciles según beta en momentos alcistas				Terciles según beta en momentos alcistas			
Terciles según tamaño	Menor T1	T2	Mayor T3	Diferencia T1 – T3	Menor T1	T2	Mayor T3	Diferencia T1 – T3
Menor T1	0,178	0,202	-0,205	0,384	0,212	0,275	0,231	-0,019
T2	0,094	-0,012	-0,005	0,099	0,180	0,180	0,201	-0,020
Mayor T3	-0,002	-0,141	-0,138	0,135	0,119	0,115	-0,045	0,164
Diferencia T1 – T3	0,181	0,343	-0,067		0,093	0,160	0,277	

¹³ El cuadro muestra la media de la variación de la beta, $\Delta\beta_s$, en cada tercil o quintil. Las acciones se han agrupado por un doble criterio: beta en momentos alcistas y tamaño, medido como el logaritmo de la capitalización bursátil.

Panel B. Base de datos con 225 acciones												
	Índice equiponderado						Índice ponderado					
	Quintiles según tamaño						Quintiles según tamaño					
Quintiles según beta en momentos alcistas	Menor Q1	Q2	Q3	Q4	Mayor Q5	Diferencia Q1 – Q5	Menor Q1	Q2	Q3	Q4	Mayor Q5	Diferencia Q1 – Q5
Menor Q1	0,110	0,131	0,077	0,055	0,140	-0,030	0,124	-0,004	0,115	0,084	0,131	-0,007
Q2	0,028	0,081	0,071	0,071	0,140	-0,111	0,039	0,115	0,128	0,156	0,120	-0,081
Q3	0,169	0,049	0,081	-0,037	0,043	0,126	0,135	0,446	0,344	0,270	-0,015	0,150
Q4	-0,025	-0,022	0,012	-0,089	0,018	-0,043	0,135	0,159	0,236	0,059	0,169	-0,034
Mayor Q5	-0,293	0,008	-0,028	-0,207	-0,192	-0,101	0,264	0,297	0,069	0,060	-0,130	0,394
Diferencia Q1 – Q5	0,404	0,123	0,105	0,262	0,332		-0,140	-0,301	0,045	0,023	0,261	
	Quintiles según beta en momentos alcistas						Quintiles según beta en momentos alcistas					
Quintiles según tamaño	Menor Q1	Q2	Q3	Q4	Mayor Q5	Diferencia Q1 – Q5	Menor Q1	Q2	Q3	Q4	Mayor Q5	Diferencia Q1 – Q5
Menor Q1	0,228	0,003	0,022	0,045	-0,087	0,315	0,175	0,036	0,016	0,120	0,001	0,174
Q2	0,102	0,025	0,173	0,166	-0,234	0,335	0,101	0,083	0,106	0,351	0,185	-0,085
Q3	0,130	0,029	0,113	-0,076	-0,035	0,164	0,149	0,102	0,442	0,223	0,269	-0,120
Q4	0,218	0,012	-0,050	0,008	-0,036	0,254	0,177	0,160	0,028	0,218	0,311	-0,134
Mayor Q5	0,031	0,044	0,002	-0,157	-0,265	0,296	0,090	0,203	0,149	-0,007	-0,163	0,253
Diferencia Q1 – Q5	0,197	-0,041	0,020	0,201	0,178		0,085	-0,167	-0,133	0,126	0,164	

En la parte inferior izquierda del panel A del cuadro 10 se ha procedido de forma inversa; primero, se ha ordenado por tamaño y luego, por beta alcista. Se observa en general una relación inversa entre tamaño, excepto en la columna de T3, siendo las diferencias T1 – T3 igual a 0,181, 0,343 y -0,067, y la media de estos valores, 0,152. Cuando dentro de cada tercil por tamaño se ordena por beta alcista, se sigue manteniendo la relación inversa entre beta alcista y $\Delta\beta_s$; concretamente, las diferencias T1 – T3 son 0,384, 0,099 y 0,135, cuya media es 0,206. En resumen, tanto la beta alcista como el tamaño muestran una relación inversa con $\Delta\beta_s$, que se mantiene a su vez dentro de cada tercil, sin embargo, es más relevante para la característica asociada a la beta en momentos alcistas que para el tamaño. Así, la diferencia media de $\Delta\beta_s$ entre T1 – T3 por

beta estimada en momentos alcistas es 0,254 y 0,206 (parte superior e inferior en la izquierda del panel A), mientras que, para el tamaño, esas diferencias son de cuantía inferior; respectivamente, 0,107 y 0,152.

A la derecha del panel A se muestran los resultados para el índice ponderado. Como ya hemos comentado anteriormente, la asociación con la beta alcista pierde potencia al ser relevante ahora el mayor o menor tamaño de cada acción en el índice. Así, cuando primero se ordena por beta alcista y luego por tamaño (parte superior en la derecha del panel A), las diferencias T1 – T3 son 0,046, 0,146 y 0,229, siendo la media igual a 0,140, mientras que después, al ordenar por tamaño, las diferencias T1 – T3 son 0,096, 0,115 y 0,28, siendo la media 0,164. En la parte inferior, primero se ordena por tamaño y las diferencias T1 – T3 son 0,093, 0,160 y 0,277, y la media, 0,177. Luego, se ordena por beta alcista y las diferencias con $-0,019$, $-0,020$ y $0,164$, y la media, $0,042$. Se observa, por ejemplo, en este caso, que solo en el último tercil correspondiente a las acciones de mayor tamaño se evidencia cierta relación inversa entre beta alcista y $\Delta\beta_s$. En resumen, en el caso del índice ponderado, tanto la beta alcista como el tamaño muestran una relación inversa con $\Delta\beta_s$, que se mantiene a su vez dentro de cada tercil; sin embargo, es más relevante para la característica asociada al tamaño. Así, la diferencia media de $\Delta\beta_s$ entre T1 – T3 por beta estimada en momentos alcistas es 0,140 y 0,042 (parte superior e inferior en la derecha del panel A), mientras que, para el tamaño, esas diferencias son de cuantía mayor; respectivamente, 0,164 y 0,177.

El panel B del cuadro 10 presenta los resultados de este mismo análisis en la muestra de 225 acciones. Debido al mayor número de activos, las acciones se agrupan ahora en quintiles. Para ahorrar espacio, comentaremos las diferencias en las medias de los quintiles extremos Q1 – Q5. Para el índice equiponderado, cuando se ordena primero por beta alcista y luego por tamaño, se mantiene con claridad la relación inversa entre beta alcista y $\Delta\beta_s$, siendo la media de Q1 – Q5 0,245. Cuando después se ordena dentro de cada quintil por tamaño, la relación inversa encontrada en el panel A no se mantiene; de hecho, la media de las diferencias es incluso negativa, $-0,032$. En segundo lugar, se procede al revés y se ordena primero por tamaño y luego por beta alcista. El tamaño mantiene, en general, la relación inversa, siendo la media Q1 – Q5 igual a 0,111. Cuando dentro de cada quintil se ordena de menor a mayor beta alcista, la relación inversa es mucho más intensa y clara, siendo la media de las diferencias Q1 – Q5 igual a 0,273. En resumen, al ordenar por beta alcista, las medias de las diferencias Q1 – Q5 son 0,245 y 0,273, mientras que, al ordenar por tamaño, son $-0,032$ y 0,111. Por lo tanto, en línea con lo mostrado en el panel A, la beta en momentos alcistas es una característica más relevante que el tamaño para explicar la distribución de $\Delta\beta_s$ entre las acciones. A la derecha del panel B se muestran los resultados para el índice ponderado, en los que solo parece mostrarse una evidencia de relación inversa para las acciones con mayor beta alcista y mayor tamaño. Las medias de las diferencias Q1 – Q5, cuando se ordena por beta alcista, son $-0,022$ y 0,018, y al ordenar por tamaño, 0,085 y 0,015.

En resumen, la variación de la beta de un activo es determinada por sus covarianzas en momentos alcistas y bajistas. Al objeto de analizar qué características de los activos están asociadas a la variación de la beta, se observa una relación negativa tanto con la beta del activo en momentos alcistas como con el tamaño. En general, en mercados alcistas los activos se mueven menos

conjuntamente y aquellos con menores covarianzas presentarán menores betas. Los activos de baja capitalización habitualmente presentan menor liquidez y mayores efectos idiosincráticos, por lo que tenderán a presentar menores covarianzas con el resto de activos y se ajustarán a este perfil. Sin embargo, cuando el mercado es bajista, los activos se mueven más conjuntamente, por término medio, las covarianzas se incrementan, pero son los activos con menor beta alcista y con menor tamaño los que mayor potencial tienen a incrementar la beta en este nuevo contexto. Especialmente con el índice equiponderado, donde no existe un efecto secundario del tamaño, se evidencia una mayor capacidad de la beta del activo en momentos alcistas para explicar la distribución de los cambios en la beta entre el conjunto de activos.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo ha tenido como objetivo analizar la variación del riesgo sistemático de las acciones al comparar momentos bajistas y alcistas del mercado. Se ha propuesto una metodología que se ha aplicado para las acciones del mercado español durante el periodo comprendido desde 2001 a 2017. Se han formado dos bases de datos: la primera integra 56 acciones con el periodo muestral casi completo, lo que proporciona robustez a los resultados. La segunda base de datos está formada por 225 acciones, muchas de las cuales con un reducido periodo muestral, limitando así la robustez pero evitando los sesgos de pervivencia por las acciones que salen o entran del mercado. Para cada una de las bases de datos se forman dos índices de mercado: uno equiponderado y otro ponderado por la capitalización bursátil de las acciones. Del análisis de las varianzas y covarianzas de los activos e índices de mercado se encuentra evidencia de que, en los mercados bajistas, los activos se mueven más conjuntamente, de forma que la covarianza media se incrementa notablemente; en concreto, entre un 80,09% y 104,2%. Al analizar el índice ponderado, se observa cómo este incremento está conducido fundamentalmente por las acciones de menor tamaño y no tanto por aquellas con mayor peso en el índice.

En primer lugar, se ha utilizado un modelo de cuatro componentes para explicar la beta de los activos. Básicamente, el elemento más importante es el relacionado con las covarianzas. Si un activo presenta covarianzas, con los activos que forman el índice, por debajo de la covarianza media tenderá a mostrar una menor beta. En caso contrario, si las covarianzas en general son mayores que la media, tenderá a mostrar una mayor beta. La evidencia empírica mostrada en el trabajo confirma el papel relevante de las covarianzas para determinar la beta de los activos.

En segundo lugar, se emplea un modelo que explica la variación de la beta de los activos, desagregándola en cuatro componentes, siendo el más relevante aquel relacionado con las covarianzas del activo. Efectivamente, para un mercado puede establecerse un mapa de covarianzas dentro del cual la posición de las covarianzas de cada activo es el elemento fundamental para definir su beta. Para que no existan variaciones en las betas de las acciones, al pasar de momentos alcistas a bajistas, estas posiciones deben permanecer proporcionales en ese mapa de covarianzas. Aquellos activos que en momentos bajistas incrementen (disminuyan) sus covarianzas por encima de lo

establecido por la expansión de ese mapa, aumentarán (disminuirán) su beta. Nuestra hipótesis es que los activos que menos (más) conjuntamente se mueven en momentos alcistas y, por tanto, con menores (mayores) covarianzas y betas alcistas, tienen un mayor potencial de incremento (disminución) de las covarianzas en momentos bajistas, dado que su punto de partida en el mapa de covarianzas es menor (mayor) y, por tanto, incrementarán (disminuirán) la beta. Esto supone una contribución a la literatura financiera, porque no hemos encontrado trabajos anteriores que hayan analizado las causas de la asimetría en el riesgo sistemático de las acciones. Sí es cierto que se había asociado con diferentes características de las acciones, como su tamaño, pero no se había propuesto un mecanismo que explicara por qué unas acciones incrementaban su beta y otras la disminuían. Los resultados encontrados en la parte empírica del trabajo avalan la hipótesis planteada. Se observa como las variaciones relativas en las covarianzas es el factor que mejor explica los cambios en las betas de los activos. También se evidencia una relación inversa entre la beta en momentos alcistas y la variación de la beta, de forma que las acciones con menor (mayor) beta en momentos alcistas tienden a incrementar (disminuir) la beta en momentos bajistas. Cuando se toma como referencia del mercado un índice equiponderado, el número de acciones que disminuye o incrementa su beta no es muy dispar. Sin embargo, cuando se toma como referencia un índice ponderado, existe un incremento generalizado de la beta en la mayoría de los activos debido a que el incremento de las covarianzas de los activos en momentos bajistas está conducido más por los activos de baja capitalización que por los de gran tamaño, que son justamente los que más peso tienen en el índice.

En tercer lugar, se ha constatado una correlación positiva entre la beta de las acciones en momentos alcistas y el tamaño de las acciones, medido por su capitalización bursátil, por lo que se ha analizado la relación entre estas dos características con respecto a la variación de la beta de las acciones. En general, en mercados alcistas, los activos se mueven menos conjuntamente y aquellos con menores covarianzas presentarán menores betas. Los activos de baja capitalización habitualmente presentan menor liquidez y mayores efectos idiosincráticos, por lo que tenderán a presentar menores covarianzas con el resto de activos y se ajustarán a este perfil. Los resultados muestran que tanto la beta en momentos alcistas como el tamaño tienen una relación negativa con la variación de la beta de las acciones. Especialmente con el índice equiponderado, donde no existe un efecto secundario del tamaño, se evidencia una mayor capacidad de la beta del activo en momentos alcistas para explicar la distribución de los cambios en la beta entre el conjunto de activos. Con un índice ponderado se amortigua la relación inversa entre la beta en momentos alcistas y la variación de la beta, siendo entonces algo más relevante el tamaño. No obstante lo anterior, es necesario señalar que estos resultados tratan de relacionar pero no explicar la variación de la beta con estas características, puesto que el trabajo aporta metodológica y empíricamente evidencia de cómo la variación de la beta está fundamentalmente explicada por las variaciones de las covarianzas de los activos.

Por último, cabe destacar la relevancia de estos resultados, tanto para los inversores particulares como para los gestores de carteras de fondos de inversión y planes de pensiones. Efectivamente, el gestor de una cartera estará interesado en conocer cómo se producen estas asimetrías al objeto de gestionar el riesgo sistemático, justo en aquellos momentos que es más necesario, es decir, en mercados bajistas.

Referencias bibliográficas

- Andreu, L., Matallín-Sáez, J. C. y Sarto, J. L. (2018). Mutual fund performance attribution and market timing using portfolio holdings. *International Review of Economics and Finance*, 57, 353-370.
- Ang, A. y Chen J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios. *Journal of Financial Economics*, 63, 443-494.
- Ang, A., Chen, J. y Xing, Y. (2006). Downside risk. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1.191-1.239.
- Bekaert, G. y Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *Review of Financial Studies*, 13, 1-42.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chordia, T., Goyal, A. y Tong, Q. (2011). *Asymmetric correlations (Working Paper)*. Goizueta Business School, Emory University.
- Daniel, K. y Titman, S. (1998). Characteristics or covariances. *Journal of Portfolio Management*, 24, 24-33.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F. y French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Farago, A. y Tédongap, R. (2018). Downside risks and the cross-section of asset returns. *Journal of Financial Economics* (próxima aparición).
- Hong, Y., Tu, J. y Zhou, G. (2007). Asymmetries in stock returns: Statistical tests and economic evaluation. *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1.547-1.581.
- Huffman, S. P. y Moll, C. R. (2013). An examination of the relation between asymmetric risk measures, prior returns and expected daily stock returns. *Review of Financial Economics*, 22(1), 8-19.
- 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(1), 13-37.
- Longin, F. y Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Matallín-Sáez, J. C., Moreno, D. y Rodríguez, R. (2015). Why is timing perverse? *European Journal of Finance*, 21(15), 1.334-1.356.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Pedersen, C. S. y Hwang, S. (2007). Does downside beta matter in asset pricing? *Applied Financial Economics*, 17(12), 961-978.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.