



# Estudio comparativo de la rentabilidad de las instituciones de inversión colectiva (IIC) de renta variable y renta fija españolas y las extranjeras comercializadas en España

Juan-Pedro Gómez

Documento de Trabajo n.º 85





---

# Estudio comparativo de la rentabilidad de las instituciones de inversión colectiva (IIC) de renta variable y renta fija españolas y las extranjeras comercializadas en España

Juan-Pedro Gómez\*

Documento de Trabajo n.º 85

Febrero 2024

## Resumen ejecutivo

- i) En promedio, durante el periodo de enero de 2018 a octubre de 2023, las instituciones de inversión colectiva (IIC) de renta variable comercializadas en España, tanto españolas como extranjeras, tienen un alfa o rentabilidad ajustada al riesgo negativa: -0,6 puntos porcentuales (p.p.) anuales en el caso de las IIC españolas y -1,68 p.p. por año en el caso de las extranjeras.
- ii) Las IIC de renta fija españolas tienen un alfa de -0,12 p.p. anuales frente a un alfa de -0,36 p.p. por año para las extranjeras.
- iii) Sin embargo, esta comparación encubre diferencias institucionales y de tipología de activos e inversores muy significativas entre las IIC españolas y las extranjeras comercializadas en España.
- iv) Las IIC españolas, tanto de renta variable como de renta fija, tienen un patrimonio notablemente más pequeño, pertenecen a gestoras con un patrimonio agregado mucho menor, cobran una ratio de gastos más reducida y exigen una inversión mínima muy inferior a las extranjeras.
- v) Cuando se controla por estas características para comparar IIC realmente semejantes, se concluye que no hay una diferencia estadísticamente significativa de rentabilidad ajustada al riesgo o alfa entre IIC de renta variable españolas y extranjeras comercializadas en España.
- vi) Para el caso de las IIC de renta fija, tras introducir las variables de control anteriormente mencionadas, las españolas tienen un alfa promedio 0,8 p.p. anuales inferior al de las IIC extranjeras semejantes.

\* IE Business School, IE University. María de Molina, 12. 28006 Madrid. España. [juanp.gomez@ie.edu](mailto:juanp.gomez@ie.edu) Agradezco a Eudald Canadell, director del Departamento de Estudios y Estadísticas de la CNMV, su confianza y apoyo para la realización de este estudio. También quiero expresar mi gratitud a los miembros de su equipo y, en particular, a Gema Pedrón, María Isabel Cambón, Miryam Santos, J. Alberto Toribio y Ramiro Losada por sus comentarios y ayuda en la recolección de datos.

Comisión Nacional del Mercado de Valores  
Edison, 4  
28006 Madrid

Bolivia, 56  
080018 Barcelona

Heros, 3  
48009 Bilbao

© Comisión Nacional del Mercado de Valores

Se autoriza la reproducción de los contenidos de esta publicación siempre que se cite su procedencia.  
La CNMV difunde sus informes y publicaciones a través de internet en la dirección [www.cnmv.es](http://www.cnmv.es).

ISSN (edición electrónica): 1989-8711

Edición y maquetación: Cálamo y Cran

# Índice

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>Motivación y contribución del estudio</b>	<b>9</b>
<b>3</b>	<b>Los datos</b>	<b>11</b>
3.1	Delimitación de la muestra	11
3.2	Descripción de las variables utilizadas	12
<b>4</b>	<b>Estrategia empírica</b>	<b>17</b>
<b>5</b>	<b>Análisis de los resultados</b>	<b>19</b>
5.1	IIC de renta variable	19
5.2	IIC de renta fija	23
<b>6</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>25</b>
	<b>Referencias</b>	<b>27</b>
	<b>Cuadros</b>	<b>31</b>
	<b>Apéndice</b>	<b>39</b>



# 1 Introducción

En el presente estudio se compara la rentabilidad de las instituciones de inversión colectiva (IIC) de renta variable y renta fija domiciliadas y vendidas en España y aquellas domiciliadas en el extranjero y comercializadas en España durante el periodo comprendido entre enero de 2018 y octubre de 2023.

Se analizan por separado las IIC de renta variable y las de renta fija. La muestra de renta variable comprende 348.707 observaciones mensuales correspondientes a 5.208 series o clases de 1.621 IIC. La muestra de renta fija consta de 279.647 observaciones mensuales, 4.274 clases o series y 1.732 IIC. Se analizan tres medidas de rentabilidad: *rentabilidad neta* de costes, *rentabilidad relativa* al índice de referencia o *benchmark* y *rentabilidad ajustada al riesgo* o *alfa*.

Las IIC y gestoras españolas tanto de renta variable como de renta fija son, en promedio, significativamente más pequeñas (en términos de patrimonio), cobran un ratio de gastos menor y requieren una inversión mínima más baja que sus análogas extranjeras.

La muestra española está constituida casi exclusivamente por fondos de inversión comercializados solo en España. Por el contrario, el 75 % y el 82 % de las IIC extranjeras de, respectivamente, renta variable y renta fija, son instituciones de inversión colectiva en valores mobiliarios (UCITS) domiciliadas en Luxemburgo (fundamentalmente sociedades de inversión de capital variable —SICAV—) y se comercializan en un promedio de 16 países. No se está comparando, por lo tanto, fondos españoles con fondos nacionales de otros países europeos, sino fondos españoles con fondos internacionales.

En cuanto al estilo de inversión, en promedio, los fondos españoles de renta variable invierten más en activos de pequeña capitalización (*small*), con un 15 % de las observaciones españolas frente al 5 % de las extranjeras en este estilo. Invierten también mucho más en estrategias de valor (*value*), con un 49 % de las observaciones españolas asociadas a este estilo frente al 25 % de las extranjeras. Por el contrario, las observaciones de IIC extranjeras de renta variable están mucho más escoradas hacia inversiones en activos de capitalización alta (*large*) y, sobre todo, estrategias de crecimiento (*growth*). Para las IIC de renta fija, las extranjeras invierten en su mayoría en bonos globales (fuera de la zona euro) mientras que las españolas lo hacen en bonos de la zona euro con vencimiento objetivo o del mercado monetario.

Esta evidencia sugiere una segmentación del mercado entre fondos españoles y extranjeros. Los primeros se especializan en inversores menos *sofisticados* financieramente (con una inversión mínima mucho menor) que invierten fundamentalmente en activos de renta variable consolidados (*value*) y nacionales o de renta fija más conservadores, mientras que los segundos se dirigen a (o son demandados por) inversores más sofisticados, dispuestos a invertir más dinero y en estrategias de renta variable típicamente más arriesgadas y con un horizonte de inversión más

largo (*growth*) o bonos de fuera de la zona euro. Si bien estas hipótesis no se contrastan directamente, sí que son coherentes con la evidencia obtenida de los datos disponibles.

Para los fondos de **renta variable**, en promedio, la rentabilidad neta de costes de las IIC españolas es inferior a la de las extranjeras en 1,2 p.p. anuales. Cuando se controla por todas las variables previamente descritas (es decir, patrimonio del fondo y de la gestora, ratio de gastos, inversión mínima, año y estilo del fondo), los fondos españoles y los extranjeros tienen una rentabilidad relativa promedio inferior a la de su índice de referencia o *benchmark*, pero los fondos españoles acumulan una pérdida relativa extra de 0,7 p.p. anuales respecto a los extranjeros. La rentabilidad ajustada al riesgo o alfa, es, en promedio, negativa en ambas submuestras, pero indistinguible estadísticamente. Tomando esta última como la medida de rentabilidad más representativa, no se puede concluir que exista evidencia de una diferencia de rentabilidad significativa entre las IIC de renta variable españolas y las IIC extranjeras semejantes comercializadas en España.

En la muestra de renta fija, las IIC españolas y extranjeras tienen una rentabilidad negativa pero estadísticamente indistinguible. Sin embargo, cuando se controla por las variables previamente comentadas, las IIC españolas tienen una rentabilidad relativa al índice 0,5 p.p. anuales inferior a sus homólogas extranjeras. Cuando se compara el alfa de ambas submuestras de renta fija, se concluye que, en promedio, las IIC españolas tienen una rentabilidad ajustada al riesgo 0,8 p.p. menor que las IIC extranjeras comercializadas en España y de características similares.

El informe está estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se presentan la motivación y las contribuciones del estudio. La sección 3 introduce los datos y la sección 4 presenta la estrategia empírica que se seguirá para contrastar la hipótesis de diferencia de rentabilidad. Los resultados empíricos se incluyen en la sección 5. La sección 6 presenta las conclusiones fundamentales del estudio. El apéndice incluye la definición de las variables de la base Refinitiv Lipper usadas en el trabajo y los contrastes adicionales de robustez realizados.



## 2 Motivación y contribución del estudio

Este estudio está motivado por la evidencia documentada en el informe de Pedrón (2022) realizado para la CNMV. La principal conclusión del informe es que las IIC españolas de renta variable tienen una rentabilidad anual 7,1 p.p. inferior y un ratio de gastos corrientes 0,24 p.p. superior a las IIC extranjeras de renta variable comercializadas en España. En el caso de las IIC de renta fija, las españolas tienen, de media, una rentabilidad anual 1,2 p.p. inferior y un ratio de gastos corrientes 0,18 p.p. menor que las extranjeras. Esta evidencia puso de manifiesto la necesidad de profundizar en las potenciales razones que explicarían una mayor rentabilidad y unos costes más bajos (en el caso de la renta variable) de los fondos extranjeros comercializados en España.

La contribución de este estudio se resume en cuatro frentes:

- i) Extender la muestra en el tiempo hasta octubre de 2023.
- ii) Depurar los datos para garantizar la comparabilidad de las dos submuestras de IIC. Esto se ha conseguido utilizando tres filtros habituales en el estudio del desempeño de los fondos de inversión (*v. g.*, Ma, Tang y Gómez, 2019). En primer lugar, solo se incluyen IIC que inviertan al menos el 75 % de su patrimonio en, respectivamente, renta variable o renta fija y cuyo estilo de inversión esté catalogado por Refinitiv Lipper. En segundo lugar, se han eliminado los fondos de gestión pasiva e indexados. Finalmente, se han eliminado aquellas series o clases que requieren una inversión mínima superior a 50.000 euros o que están específicamente dirigidas a inversores institucionales. En definitiva, para garantizar su comparabilidad y correcta clasificación, solo se analizan fondos de renta variable o fija de gestión activa dirigidos a inversores minoristas.
- iii) Introducir una serie de controles habituales en estos estudios que permitan aislar el efecto del tamaño de la IIC y de la gestora, la inversión mínima requerida, el ratio de costes, el ámbito geográfico de comercialización y el estilo de la IIC sobre rentabilidad del fondo (*v. g.*, Chevalier y Ellison, 1997; Sirri y Tufano, 1998; Zheng, 1999).
- iv) Ajustar la rentabilidad por el riesgo sistemático asumido por los inversores. Se habla en tal caso del *alfa* de las IIC (*v. g.*, Jensen, 1968; Grinblatt y Titman, 1989; Ippolito, 1989; Brown y Goetzmann, 1995; Malkiel, 1995; Gruber, 1996; Carhart, 1997; Ferreira *et al.*, 2013).



## 3 Los datos

### 3.1 Delimitación de la muestra

Para determinar la muestra original, se ha partido del estudio de Pedrón (2022). La unidad de observación en dicho estudio es la clase de acción o serie y año, tanto para las IIC domiciliadas en España como para las extranjeras (domiciliadas fuera de España) pero comercializadas en España entre 2018 y 2021. Se trata de prácticamente todo el universo de IIC comercializadas en España. En el presente estudio se ha partido de la misma muestra y se han usado observaciones mensuales de series como unidad de medida base, aunque se han realizado contrastes empíricos de robustez empleando una sola observación (denominada *primaria*) por fondo. La muestra se ha actualizado hasta octubre de 2023. Los datos se han obtenido de Refinitiv Lipper. Algunas variables de IIC nacionales se han complementado con datos reportados directamente a la CNMV.

Para obtener resultados robustos e interpretables, se ha introducido una serie de filtros habituales en estos estudios. La base de datos original (con todas las vocaciones) incluye 88.601 observaciones pertenecientes a 1.430 clases y 1.003 IIC españolas. En cuanto a las instituciones extranjeras, incluye 649.720 observaciones correspondientes a 9.777 clases y 3.080 IIC.

A esta base de datos original se le aplican los siguientes filtros. En primer lugar, se identifican los fondos correspondientes a renta variable y renta fija, ya que se analizarán, según es habitual en la literatura, estas dos vocaciones por separado. Un primer filtro para aislar dichos fondos consiste en identificar aquellos denominados como tales por Lipper (*Asset type = Equity* para los de renta variable y *Asset type = Bond* para los de renta fija). También se incluyen en el análisis aquellos fondos denominados *mixtos* con una inversión en, respectivamente, renta variable o renta fija a fecha octubre de 2023 igual o superior al 75 % del patrimonio del fondo.

En segundo lugar, solo se analizan los fondos de gestión activa. Los fondos indexados o de gestión pasiva tienen un objetivo diferente (replicar un índice) a los de gestión activa (batir un índice) y su rentabilidad ajustada al riesgo se mide de forma distinta. Con este fin, se filtran en la muestra aquellos fondos identificados como indexados por Lipper (*Index Tracking = 1*). En tercer lugar, se filtran todas aquellas clases pertenecientes a inversores institucionales. Estas clases cuentan con unos costes anuales significativamente inferiores a otras clases y esto podría distorsionar las conclusiones del estudio. Para identificar estas clases se procede con un doble criterio: se eliminan aquellas clases identificadas como institucionales por Lipper (*Institutional Share = 1*) y aquellas que requieren una inversión mínima inicial de 50.000 euros.

Tras aplicar estos 3 filtros, las observaciones de IIC españolas de renta variable se reducen a 44.790 pertenecientes a 738 clases y 516 fondos. Para las extranjeras, 413.884 observaciones superan los tres filtros, correspondientes a 6.523 clases y

1.900 fondos. Para las IIC de renta fija, la muestra consta de 43.811 observaciones pertenecientes a 702 clases y 552 IIC españolas. En cuanto a las extranjeras, se dispone de 235.836 observaciones de 3.572 clases y 1.180 IIC.

Finalmente, para poder comparar IIC con estilos de inversión similares, se procede a su agrupación en diferentes objetivos. Para las IIC de renta variable, se utilizará la matriz de clasificación «*primary style*» de Lipper. Esta variable no está disponible para todos los fondos de la muestra. No obstante, se comprueba que la submuestra para la que sí está disponible no es fundamentalmente diferente de la muestra de fondos de renta variable resultante de imponer los tres filtros previamente explicados. Dicho de otra forma, no hay evidencia de que imponer este filtro adicional esté sesgando la muestra. Tras verificar que los fondos estén catalogados por estilo, la muestra final de renta variable consta de 24.936 observaciones de IIC españolas correspondientes a 409 clases de acciones y 263 fondos, frente a 323.771 observaciones provenientes de 4.851 clases de acciones y 1.358 fondos extranjeros.

Para las IIC de renta fija, se utilizará la clasificación del sistema Lipper Global Classification. Se reagrupan estas categorías en ocho grupos según se explica en la siguiente sección. Todas las observaciones de renta fija de la muestra cuentan con esta clasificación.

## 3.2 Descripción de las variables utilizadas

En esta sección se presentan las variables del estudio. El análisis principal consiste en determinar si, una vez que se controle por aquellas variables que la literatura ha documentado que están correlacionadas con la rentabilidad de los fondos de inversión, existe evidencia de que entre dos IIC similares, una española y la otra extranjera y comercializada en España, la primera tiene una rentabilidad ajustada al riesgo menor que la segunda. Con este fin, se han clasificado las variables en dos grandes grupos. Por un lado, es necesario determinar la rentabilidad del fondo. A estas se las ha llamado *variables dependientes*. Por otro, se presentan las variables que ayudan a explicar la rentabilidad de los fondos, incluida la variable de interés: la *nacionalidad* de la IIC (española frente a extranjera). A estas últimas se las ha denominado *variables independientes*.

### 3.2.1 Variables dependientes

Para analizar la rentabilidad de las IIC tanto españolas como extranjeras, de renta variable o de renta fija, se construyen tres variables de rentabilidad para cada clase de acción en la muestra y cada mes. La primera medida de rentabilidad es la *rentabilidad neta*, definida como la tasa porcentual de variación mensual del precio de liquidación neto de comisiones y gastos de cada clase de acción según Lipper<sup>1</sup>:

---

1 El cuadro A1 del apéndice define todas las variables utilizadas en el estudio y su fuente. El precio de liquidación registrado por la CNMV para las IIC españolas y el precio reportado en Refinitiv Lipper tienen una distribución virtualmente idéntica y una correlación del 99,97 %. Ante esta evidencia, se ha completado la muestra de precios de liquidación de fondos nacionales no reportada en Lipper con su equivalente en la base de datos de la CNMV.

$$R_{c,i,t} = \frac{P_{c,i,t} - P_{c,i,t-1}}{P_{c,i,t-1}} \quad (1)$$

donde  $P_{c,i,t}$  es el precio liquidativo neto de comisiones de la clase  $c$  perteneciente a la IIC  $i$  en el mes  $t$  en euros. Para cada fondo, Lipper identifica un índice de referencia o *benchmark* para comparar la rentabilidad del fondo con la rentabilidad del mejor índice de gestión pasiva que replica el estilo de la IIC. La segunda medida de rentabilidad es la *rentabilidad relativa al benchmark* del fondo. Para ello, se define la rentabilidad del *benchmark* correspondiente a la IIC  $i$  en el mes  $t$  ( $R_{i,t}^b$ ) de forma análoga a la rentabilidad de la clase en la ecuación (1) y se sustrae de la rentabilidad de la clase el mismo mes para obtener la rentabilidad relativa al *benchmark*:

$$\bar{R}_{c,i,t} = R_{c,i,t} - R_{i,t}^b \quad (2)$$

Finalmente, se calcula la *rentabilidad ajustada al riesgo* o *alfa*. La rentabilidad relativa definida en la ecuación (2) asume que todos los fondos con el mismo *benchmark* asumen el mismo riesgo sistemático o *beta* relativo al índice de referencia e igual a 1. Sin embargo, la teoría financiera a partir del Capital Asset Pricing Model o CAPM, (véase, por ejemplo, la revisión histórica de Perold, 2004) predice una mayor rentabilidad para los fondos con mayor riesgo sistemático o beta. La rentabilidad esperada ajustada al riesgo sistemático del fondo o alfa de una clase  $c$ , perteneciente a la IIC  $i$  en el mes  $t$ , se define como:

$$\alpha_{c,i,t} = R_{c,i,t} - R_{f,t} - \beta_{c,i,t} \times (R_{i,t}^b - R_{f,t}) \quad (3)$$

donde  $R_{f,t}$  es la rentabilidad (mensual) del Euribor a 3 meses en el mes  $t$  y  $\beta_{c,i,t}$  es el coeficiente de la regresión del exceso de rentabilidad (relativo al Euribor) de la serie o clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$  con respecto al exceso de rentabilidad del *benchmark* calculado durante los 36 meses anteriores contados a partir del mes de enero del año en curso<sup>2</sup>.

### 3.2.2 Variables independientes

En esta sección se presentan aquellas variables que, según la literatura sobre fondos de inversión, predicen la rentabilidad esperada de estos. El objetivo es usar dichas variables como *controles* en una regresión en la que se contrastará la rentabilidad de los fondos nacionales frente a los extranjeros realmente comparables entre sí. Estas variables son las habituales en cualquier estudio empírico sobre el desempeño de las IIC (véase nota a pie de página). En particular, todas ellas se incluyen en el estudio sobre fondos internacionales de Ferreira *et al.* (2013), que se usará como referencia para el presente estudio y como fuente de motivación para la se-

---

2 Cada beta se actualiza, por lo tanto, anualmente y se usa para predecir los rendimientos de los 12 meses siguientes. Para estimar la beta deben existir al menos 12 observaciones mensuales disponibles durante los últimos 3 años. Este criterio es muy similar al seguido por Ferreira *et al.* (2013) y Servaes y Sigurdsson (2022).

lección de estas variables<sup>3</sup>. A continuación se analiza cada una de estas variables y su motivación en la literatura académica teórica y empírica.

### *Tamaño de la IIC*

El tamaño del fondo (*patrimonio de la IIC*) es una de las variables más estudiadas en la literatura sobre los fondos de inversión. A fecha de hoy, no existe un consenso sobre por qué y en qué dirección el tamaño del fondo debería afectar a su rentabilidad. Existen argumentos a favor de una relación positiva: los fondos con mayor inversión podrían beneficiarse de *economías de escala en costes* y reducir así los costes de transacción y las horquillas o *spreads* en la compraventa de acciones (Brennan y Hughes, 1991). Este ahorro, en principio, se podría trasladar a los inversores, que se beneficiarían de una mayor rentabilidad neta. Por otro lado, puede que ese ahorro se lo apropie la gestora del fondo a través de mayores comisiones y que no se traslade a los inversores. También hay que tener en cuenta que, cuanto mayor es el volumen de inversión, más difícil es, en principio, para el gestor encontrar oportunidades de inversión con alfa positivo (lo que se conoce como *deseconomías de escala en habilidades*) y, de hallarlas, que el mercado sea lo suficientemente líquido como para explotarlas sin que sean detectadas y replicadas por la competencia, erosionando con ello la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa (Yan, 2008). Los argumentos a favor de una relación inversa entre tamaño y rentabilidad han sido modelados por Berk y Green (2004) en un artículo muy influyente y contrastados en numerosos trabajos (v. g., Chen *et al.*, 2004; Berk y Binsbergen, 2015). Grinblatt y Titman (1989 y 1994), por el contrario, no encuentran evidencia concluyente sobre la relación entre tamaño y rentabilidad de fondos en EE. UU.<sup>4</sup>.

### *Tamaño de la gestora*

El tamaño de la gestora o *familia de fondos* también comporta economías de escala y alcance a la hora de compartir información relevante para explotar oportunidades de inversión con alfa positivo, lanzar nuevos fondos o disminuir los costes de transacción y las comisiones de compraventa o *spreads*. Esto ha sido documentado, entre otros, por Khorana y Servaes (1999), y Chen *et al.* (2004).

Para el presente estudio, se ha construido esta variable (*patrimonio de la gestora*) agregando el patrimonio neto de todos los fondos de renta variable (para la submuestra de renta variable) y de renta fija (para la submuestra de renta fija) gestionados cada mes por la misma gestora, independientemente de dónde se comercialicen.

---

3 Hay algunas variables en el análisis de Ferreira *et al.* (2013) que no han podido ser replicadas con los datos disponibles en Refinitiv Lipper para un número significativo de observaciones. Se trata de la edad del fondo, las comisiones de suscripción y reembolso, el flujo neto de capital y el tamaño del equipo gestor (individual o grupo). En general, estas variables solo se reportan para una minoría de los fondos nacionales y no ha sido posible completarlas con los datos disponibles en la CNMV.

4 La correlación entre las observaciones sobre el tamaño de los fondos nacionales recogida por la CNMV y la disponible en Refinitiv Lipper es del 99,83 %. La distribución de ambas muestras es prácticamente idéntica. Con base en esta evidencia, se ha completado la muestra de Lipper con los datos de la CNMV cuando los primeros no estaban disponibles, con el fin de extender al máximo el tamaño muestral.

### *Ratio de gastos*

Esta variable se ha aproximado a través de la variable *TER* (*Total Expense Ratio*) de Refinitiv Lipper para todas las clases de la muestra<sup>5</sup>. Se define como la ratio del coste total soportado por los inversores (incluido un prorrateo de las comisiones de suscripción y reembolso) dividido por el patrimonio promedio de la serie durante el mes. Aunque la comisión de gestión sea típicamente común para todas las clases de acciones de un fondo, las comisiones de suscripción y reembolso pueden cambiar entre clases del mismo fondo. Esta es una de las razones para tomar la clase o serie como unidad de observación empírica.

Se ha documentado que los fondos y gestoras más grandes tienden a cargar costes más bajos, mientras que estos últimos son más altos para los fondos distribuidos en más países (Khorana, Servaes y Tufano, 2009; ESMA, 2023). Existe también evidencia de que los fondos con unos gastos operativos (TER) más altos exhiben una peor rentabilidad incluso antes de costes y comisiones tanto en EE. UU. (Gil-Bazo y Verdú, 2009) como en Europa (v. g. Otten y Bams, 2002; Dahlquist, Engström y Söderlind, 2000).

### *Inversión mínima requerida por la IIC*

Esta variable se suele utilizar como una aproximación al nivel de sofisticación financiera de los inversores (Ma, Tang y Gómez, 2019; Massa y Patgiri, 2009). Cuanto más alta es la inversión mínima requerida, mayor probabilidad existe de que el inversor promedio del fondo tenga un nivel de riqueza y educación financiera superiores. Por lo tanto, esta variable predice una mayor rentabilidad esperada.

### *Número de países en los que se comercializa la IIC*

Hay dos razones fundamentales para pensar que el número de países en los que se comercializa un fondo puede afectar a su desempeño. Por un lado, si los flujos de capital están diversificados entre varios países y los potenciales *shocks* que puedan afectar a estos no están perfectamente correlacionados, un fondo con mayor dispersión en su comercialización geográfica disfruta de una diversificación mayor, lo que, *a priori*, implica menor posición de caja y una rentabilidad más elevada. Por otro lado, está documentado (v. g. Nanda, Wang y Zheng, 2004) que las gestoras se benefician del efecto llamada de los *fondos estrella*: los flujos de entrada en todos los fondos de la gestora aumentan cuando se lanza un fondo con una rentabilidad superior a la de sus competidores en el país. Esto debería incrementar la probabilidad de lanzar un fondo nuevo (con mejor desempeño que sus competidores) en nuevos países.

---

5 Para esta variable, la correlación entre los datos capturados por la CNMV y los descargados de Refinitiv Lipper es solo del 32,22 %. Se ha optado por usar solo los datos de Lipper por coherencia.

### *Estilo de inversión*

Para la submuestra de renta variable, se considera la matriz de clasificación de 12 estilos de Refinitiv Lipper. Esta matriz divide los fondos de renta variable en 12 estilos diferentes, dependiendo de la capitalización (*large, multi, mid* o *small*) y estrategia de inversión (*value, core* o *growth*<sup>6</sup>). Para los fondos de renta fija, se reagrupará la clasificación de Lipper Global en ocho grandes categorías: alternativa, renta fija euro, gobierno EMU, global, renta fija mixta, monetario, vencimiento objetivo euro y otros.

---

6 Se trata de una versión extendida (con una dimensión nueva denominada *multi*) de la matriz de objetivos de inversión clásica 3x3 de Morningstar, habitual en los contrastes de rentabilidad de los fondos de inversión.



## 4 Estrategia empírica

El objetivo de este estudio es comparar la rentabilidad relativa al índice y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa analizadas en la sección 3.1 (variables dependientes) de las IIC españolas y extranjeras después de controlar por las variables independientes presentadas en la sección 3.2. Con ello, siguiendo la práctica habitual en la literatura sobre los fondos de inversión, se estarían comparando IIC españolas y extranjeras realmente similares. Se trata, por lo tanto, de responder si, más allá de lo que predicen el tamaño del patrimonio (de la gestora y del fondo), la ratio de costes, la inversión mínima requerida, el número de países en los que se comercializa el fondo, el riesgo del fondo y su estilo, los fondos españoles tienen un desempeño diferente de sus homólogos extranjeros.

Para ello, se estima la siguiente regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) sobre el panel de observaciones:

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times Nr.Países + Año-o_t + Estilo_i + \varepsilon_{c,i,t} \quad (4)$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ .  $n_{c,i}$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control definidas en la sección 3.2 para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida. También se incluye el número de países en los que se comercializa el fondo.  $Año_t$  y  $Estilo_i$  son efectos fijos, respectivamente, por año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (la matriz de 12 categorías de Refinitiv Lipper) de la IIC  $i$ .

El objetivo fundamental es la estimación e interpretación del coeficiente  $b$  en la ecuación de regresión (4). La hipótesis nula es que dicho coeficiente no es significativamente diferente de cero. Esto es, una vez que se controla por las variables especificadas y se comparan IIC semejantes en varias dimensiones, incluidos el estilo y el riesgo, no se espera encontrar una diferencia significativa de rentabilidad entre las IIC españolas y las extranjeras. Puesto que la muestra comprende años muy anómalos en cuanto a rendimientos debido al COVID-19, se incluyen también los efectos fijos por año.

Una posible crítica a las estimaciones de la regresión (4) es que las IIC extranjeras tienen más clases de acciones (7 de media, tanto para renta variable como renta fija) que las españolas (2,5 de media para renta variable y fija). Esto puede estar sesgando los resultados. Para evitar la sobrerrepresentación de las clases extranjeras en la muestra, siguiendo a Servaes y Siggurdson (2022), se realizan dos contrastes alternativos.

En primer lugar, se estima la regresión (4) por mínimos cuadrados ponderados, donde cada observación (clase de acción o serie) es ponderada por el inverso del número de clases de la IIC en la muestra. Esta ponderación da más (menos) *peso* a las IIC con menos (más) clases.

En segundo lugar, se presentan los coeficientes de la regresión (4) cuando se toma una sola clase o serie por IIC. Esta clase es denominada «*primary*» por Refinitiv Lipper y suele coincidir con la que tiene mayor patrimonio del fondo.

## 5 Análisis de los resultados

En esta sección se analizan las submuestras de renta variable y renta fija por separado. Para cada submuestra, se presentan en primer lugar los estadísticos de la submuestra, distinguiendo entre IIC españolas y extranjeras. A continuación, se presentan los resultados del contraste empírico de la hipótesis de diferencia de rentabilidad entre IIC españolas y extranjeras.

### 5.1 IIC de renta variable

#### 5.1.1 Descripción de la muestra

El cuadro 1 describe los estadísticos fundamentales de la rentabilidad neta de comisiones (1), la rentabilidad relativa al *benchmark* (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa de la muestra (3), distinguiendo entre fondos españoles en el Panel A y fondos extranjeros en el panel B<sup>7</sup>. Comparando las medias de ambas submuestras se comprueba que, de forma coherente con el estudio de Pedrón (2022), la rentabilidad neta anual media de los fondos nacionales, 3,72 p.p. (= 0,31 x 12) es inferior a la rentabilidad neta anual media de los fondos extranjeros, 4,8 p.p. (= 0,4 x 12), si bien en la muestra del presente estudio la diferencia de rentabilidad es menor. Si se presta atención al desempeño relativo de los fondos se observa que, de media, tanto los fondos nacionales como los extranjeros tienen una rentabilidad inferior a la de sus respectivos índices de referencia. No obstante, los fondos españoles muestran un comportamiento peor con relación al *benchmark* que los extranjeros: -3,48 p.p. (= -0,29 x 12) frente a -2,76 p.p. (= -0,23 x 12). Sin embargo, los fondos españoles tienen un alfa o rentabilidad ajustada al riesgo superior a los fondos extranjeros (aunque en ambos casos es negativa): -0,6 % (= -0,05 % x 12) frente a -1,68 p.p. (= -0,14 x 12<sup>8</sup>). Cualitativamente, la comparación de valores medianos en lugar de medios ofrece las mismas conclusiones. El cuadro 2 confirma que las diferencias de medias que se acaban de documentar son estadísticamente significativas.

El análisis comparativo univariante de las submuestras de IIC españolas y extranjeras refleja, de media, una rentabilidad neta y relativa al índice inferiores para los fondos españoles, pero una rentabilidad ajustada al riesgo o alfa superior para estos mismos fondos frente a los extranjeros. Además, de media, los fondos españoles y extranjeros tienen una distribución de betas muy similares: 0,97 de media para las IIC nacionales frente a 0,96 para las extranjeras. Estos valores indican que, de media, las IIC de la muestra, tanto españolas como extranjeras, aunque nominalmente se definen como fondos de gestión activa, se comportan en gran medida como fondos indexados *camuflados*, con una correlación con respecto al índice de referencia o *benchmark* cercana a 1. En promedio, no parece que sea un menor ries-

---

7 Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

8 El hecho de que el alfa sea, de media, negativo ha sido ampliamente documentado en la literatura en diferentes periodos y países. Véanse, por ejemplo, Sharpe (1966), Jensen (1968), Gruber (1996), Carhart (1997) o Ferreira *et al.* (2013).

go sistemático asumido por los fondos nacionales lo que explique la diferencia de rentabilidad respecto a los extranjeros.

No se puede, no obstante, ignorar que ambas muestras incluyen fondos que, incluso siendo todos de renta variable, son entre sí potencialmente muy diferentes en dimensiones tales como el tamaño, el estilo o estrategia de inversión, los costes o el ámbito geográfico de su comercialización. Es necesario entender y tener en cuenta estas diferencias en este análisis para contrastar IIC españolas y extranjeras realmente comparables.

En la muestra de renta variable, la IIC nacional media, con un tamaño de 154 millones de euros, es casi 8 veces más pequeña que la IIC media extranjera. Incluso si no existe una predicción clara *a priori* sobre la relación entre tamaño y rentabilidad, sin duda se debe controlar este factor para comparar entidades similares en ambas submuestras.

La diferencia de tamaño entre gestoras nacionales y extranjeras es todavía mayor que para el caso de las IIC. La gestora media nacional, con un patrimonio neto de 2.100 millones de euros, es 17 veces más pequeña que la gestora media extranjera. El patrimonio de la gestora nacional más grande (17.530 millones de euros) es comparable al percentil 25 de la distribución de tamaño de las gestoras extranjeras (13.846 millones de euros). Se trata, por lo tanto, de gestoras muy diferentes. Si el tamaño de la gestora está relacionado positivamente con la rentabilidad del fondo, es de esperar que, *ceteris paribus*, las IIC nacionales tengan una rentabilidad inferior a las extranjeras. En todo caso, es un factor para tener en cuenta con el fin de que la comparación sea de igual a igual. Finalmente, cabe comentar que esta variable está lógicamente muy correlacionada con otra variable que se analizará más adelante: el número de países en los que se distribuye el fondo.

En cuanto a los costes para el inversor, y contrariamente a lo documentado por Pedrón (2022), las IIC españolas de la muestra de este estudio tienen, de media, un ratio de costes 0,26 p.p. inferior a las extranjeras. Hay que matizar que las muestras de ambos estudios no son directamente comparables: la muestra de este estudio se extiende hasta octubre de 2023 y es más reducida, tras imponer los cuatro filtros descritos.

En la muestra, la inversión mínima promedio requerida por las IIC españolas (447 euros) es significativamente menor que la exigida a los inversores en IIC extranjeras (2.662 euros). Parece razonable conjeturar que el inversor promedio en fondos extranjeros es, financieramente, más sofisticado: esto es, tiene un nivel de riqueza y educación financiera más elevado que el inversor promedio en IIC españolas.

El número de países en los que se comercializa el fondo es significativamente diferente entre las submuestras. Todas las IIC españolas se comercializan exclusivamente en España, mientras que las extranjeras se venden en una media de 17 países. Por lo tanto, es importante resaltar que realmente no se están comparando IIC nacionales de España frente a IIC nacionales de otro país. Más bien, se están comparando IIC españolas con IIC *paneuropeas o internacionales*. También es importante analizar la identidad legal de las IIC de ambas submuestras. El 95 % de las IIC españolas son fondos de inversión y solo un 5 % son SICAV. Por el contrario, el 75 % de las IIC extranjeras son UCITS domiciliadas en Luxemburgo (fundamentalmente SICAV). En coherencia con la evidencia presentada por Khorana, Servaes y Tufano (2009) y, más recientemente, por ESMA (2023) para fondos europeos, las

IIC extranjeras distribuidas en más de dos países tienen una ratio de costes promedio superior a la de las IIC españolas.

El cuadro 2 contrasta la diferencia entre medias de todas las variables de ambas submuestras, IIC nacionales y extranjeras, y documenta que son estadísticamente muy significativas.

Finalmente, respecto a estilo de inversión, el cuadro 3 presenta la distribución de observaciones y su porcentaje para el total de observaciones de las dos submuestras. En promedio, los fondos españoles invierten más en activos de pequeña capitalización (*small*), con un 13 % de las observaciones españolas frente al 5 % de las extranjeras en este estilo. También invierten mucho más en estrategias de valor (*value*), con un 50 % de las observaciones españolas asociadas a este estilo frente al 26 % de las extranjeras. Por el contrario, las observaciones extranjeras están mucho más escoradas hacia inversiones en activos de capitalización grande (*large*) y, sobre todo, estrategias de crecimiento (*growth*)<sup>9</sup>.

El cuadro A2 del apéndice presenta los estadísticos de la muestra antes de imponer el filtro de contar con un estilo de inversión. Comparando estos estadísticos con los del cuadro 2 correspondientes a la muestra de renta variable, para la que sí se dispone de identificación de estilo, se observa que las distribuciones son muy parecidas, tanto para la submuestra de IIC españolas como para las extranjeras. Por lo tanto, no existe evidencia para suponer que el filtro de estilo pueda sesgar las conclusiones de este estudio.

### 5.1.2 Contraste empírico de la hipótesis de diferencia de rentabilidad

Los resultados de la estimación de mínimos cuadrados se presentan en el cuadro 4. Se utilizan la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) —sin controles— y (2) —con controles— y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) —sin controles— y (4) —con controles—. En coherencia con el análisis univariante de los cuadros 1 y 2, la rentabilidad relativa al *benchmark* (1) es, de media, menor (más negativa) para los fondos españoles que para los fondos extranjeros, incluso después de controlar por el estilo y el año. De media, -0,8 p.p. (= -0,067 x 12) menor por año. Esta diferencia es significativa al 1 %. Cuando se introducen los controles en la especificación (2), la diferencia, también significativa al 1 %, disminuye ligeramente hasta 0,7 p.p. (= 0,059 x 12) al año.

Los coeficientes de las variables de control tienen los signos esperados según la teoría y la evidencia discutida en la sección 3.2. Así, el tamaño del patrimonio del fondo (la gestora) influye negativamente (positivamente) en su desempeño, aunque este último no es estadísticamente significativo. La ratio de costes está negativamente relacionada con la rentabilidad relativa (significativa al 1 %) mientras que el mínimo de inversión inicial está positivamente relacionado (significativo al 10 %). En cuanto al tamaño de los coeficientes, al estar las variables expresadas en logaritmos, se puede interpretar como cambio esperado en la rentabilidad cada punto porcentual que varíe el control correspondiente. Por ejemplo, por cada pun-

---

9 Para las IIC españolas, de acuerdo con la clasificación de objetivos de la CNMV, un 57,31 % de las observaciones corresponde a «renta variable internacional», un 28 % a «renta variable euro», un 14,5 % a «global» y el resto a «renta mixta».

to porcentual que aumente el tamaño del patrimonio de la IIC, se espera que la rentabilidad de la serie promedio relativa a su *benchmark* disminuya 0,17 p.p. (= 0,014 x 12) al año. Es interesante resaltar que la magnitud de estos coeficientes está en línea con la documentada en otros estudios internacionales de referencia como Servaes y Siggurdson (2022) y Ferreira *et al.* (2013).

La rentabilidad relativa al índice es una forma uniforme de estandarizar la exposición al riesgo de los inversores en distintas IIC. Sin embargo, da por sentado que todas las clases y fondos con el mismo *benchmark* asumen el mismo riesgo sistemático respecto a este (esto es, todos tienen una beta igual a 1). Aunque la beta promedio para ambas submuestras es muy cercana a 1 (0,97 para las IIC españolas y 0,96 para las extranjeras), el cuadro 1 muestra que existe variación en las betas. Por lo tanto, no todos los fondos (o clases) tienen el mismo riesgo sistemático. Es importante controlar por el riesgo sistemático porque la teoría predice que a mayor riesgo (sistemático), mayor rentabilidad esperada. Por este motivo, se sustituye la rentabilidad relativa por el alfa en las especificaciones (3) —sin controles— y (4) —con controles— del cuadro 4. Sin controles, las IIC españolas tienen un alfa superior en 0,5 p.p. (= 0,042 x 12), significativo al 5 %. Sin embargo, cuando se introducen los controles, la diferencia de alfas entre ambas muestras no es, estadísticamente, diferente de cero.

Los coeficientes de los controles relacionados con el tamaño del patrimonio de la IIC y de la gestora tienen los signos esperados y son significativos al 1 % y al 5 % respectivamente. Los coeficientes de la ratio de costes y la inversión mínima, aunque tienen los signos esperados, no son estadísticamente significativos. Finalmente, por cada país adicional en el que se comercialice el fondo, la rentabilidad relativa al *benchmark* y el alfa aumentan 0,05 p.p. (= 0,004 x 12), significativa al 1 %<sup>10</sup>.

En conclusión, cuando se controla por las variables que permiten predecir la rentabilidad de las IIC, su riesgo sistemático, el estilo del fondo y los factores específicos de cada año de la muestra, se concluye que no existe una diferencia significativa en la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa entre IIC españolas y extranjeras.

Una posible crítica a las estimaciones del cuadro 4 es que las IIC extranjeras tienen más clases de acciones (7 de media) que las españolas (2,5 de media). Esto puede estar sesgando los resultados. Para evitar la sobrerrepresentación de las clases extranjeras en la muestra, siguiendo a Servaes y Siggurdson (2022), se realizan dos contrastes alternativos.

En el cuadro A3 del apéndice se presentan los coeficientes de la regresión (4) estimados por mínimos cuadrados ponderados, donde cada observación (clase) es ponderada por el inverso del número de clases de la IIC en la muestra. Esto da más (menos) peso a las IIC con menos (más) clases. Los resultados son cualitativamente análogos a los del cuadro 4<sup>11</sup>.

En el cuadro A4 del apéndice se presentan los coeficientes de la regresión (4) cuando se toma una sola clase o serie por IIC. Esta clase es denominada «*primary*» por

---

10 Cuando se elimina la variable *Nr. países* de la regresión, los resultados son cualitativamente análogos.

11 Aunque el coeficiente la variable *Nacional* es positivo y significativo al 5 %, este resultado es muy sensible a la inclusión de la variable *Nr. países* (cuando se omite, el coeficiente no es significativamente diferente de cero). En el resto de los contrastes, el resultado es robusto a la eliminación de esta variable.

Refinitiv Lipper y suele coincidir con la que tiene mayor patrimonio invertido del fondo. Los resultados, de nuevo, son cualitativamente análogos a los del cuadro 4.

## 5.2 IIC de renta fija

### 5.2.1 Descripción de la muestra

El cuadro 5 presenta la distribución de las variables dependientes e independientes de la submuestra de IIC de renta fija para fondos españoles (en el panel A) y fondos extranjeros (en el panel B). El panel C presenta la matriz de correlaciones entre las variables independientes. El cuadro muestra los contrastes de diferencias de medias de todas las variables<sup>12</sup>.

Se repiten, en términos relativos, los mismos patrones que en la submuestra de renta variable cuando se comparan las IIC españolas y extranjeras, aunque más matizados cualitativamente. Así, en patrimonio medio, las IIC extranjeras tienen un patrimonio 5 veces superior a las españolas; sus gestoras son casi 4 veces más grandes; la ratio de costes es 1,5 veces superior y la inversión mínima es casi 1.200 euros más alta. Las IIC extranjeras se comercializan en 15 países en promedio frente a las españolas, que solo se comercializan en España. De forma análoga a las IIC de renta variable, la práctica totalidad de las IIC españolas de renta fija son fondos de inversión (solo un 6 % de las observaciones corresponden a SICAV). Por otro lado, el 82 % de las observaciones extranjeras provienen de UCITS domiciliadas en Luxemburgo.

En cuanto a la rentabilidad, estadísticamente, no se puede rechazar que las IIC extranjeras y las españolas tengan, en promedio, la misma rentabilidad neta y la misma rentabilidad ajustada al riesgo o alfa, aproximadamente -0,36 p.p. ( $= -0,03 \times 12$ ) al año. Las IIC extranjeras y españolas tienen, en promedio, un rendimiento inferior al de su índice de referencia. Sin embargo, las españolas, con una rentabilidad relativa promedio anual de -0,72 p.p. ( $= -0,06 \times 12$ ), muestran un desempeño relativo 1,32 p.p. más alto (menos negativo) que las extranjeras. Finalmente, la beta promedio es significativamente más pequeña para las IIC de renta fija españolas (0,58) que para las extranjeras (0,74).

En cuanto a los estilos u objetivos de inversión, se ha utilizado la clasificación de Lipper Global reagrupada en ocho categorías. La distribución de observaciones de la muestra de renta fija entre IIC españolas y extranjeras se recoge en el cuadro 6. La hipótesis de segmentación de la oferta y demanda de fondos entre estas dos submuestras cobra peso cuando se analiza este cuadro. Así, un 70 % de las observaciones extranjeras corresponde a fondos de renta fija global (no denominada en euros), frente a solo el 30 % en el caso de las españolas. Un 21 % de estas últimas invierte en fondos de vencimiento objetivo en euros, un estilo que solo siguen menos del 3 % de las observaciones de IIC extranjeras. Casi un 9 % de las observaciones españolas está invertido en fondos monetarios, frente a poco más de un 0,5 % de las extranjeras. Esta evidencia, junto con el importe mínimo de inversión —mucho más reducido— indica un inversor tipo o promedio en las IIC españolas más conservador, con un ámbito más local y menos sofisticado.

---

12 Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

### 5.2.2 Contraste empírico de la hipótesis de diferencia de rentabilidad

El cuadro 7 presenta los resultados de la regresión (4) para las IIC de renta fija. Si se presta atención a la especificación (1), sin ninguna variable de control, la rentabilidad relativa al índice de referencia de las IIC españolas es, en promedio, 0,78 p.p. (= 0,065 x 12) por año más elevada que la rentabilidad relativa de las IIC extranjeras. Esta regresión incluye efectos fijos por año y estilo de inversión según las categorías descritas en el cuadro 6. Sin embargo, en realidad no se están comparando instituciones similares, como ha quedado claro tras el análisis unidimensional de la sección anterior. Las IIC españolas y extranjeras de renta fija difieren sustancialmente en patrimonio (del fondo y de la gestora), comisiones, inversión mínima y ámbito geográfico de comercialización. Todas estas variables tienen un efecto contrastado sobre la rentabilidad esperada de los fondos. Cuando se descuenta el efecto de estas variables en la especificación (2), la conclusión es muy diferente. En promedio, las IIC españolas tienen una rentabilidad relativa al *benchmark* 0,44 p.p. (= 0,037 x 12) inferior a las IIC extranjeras de tamaño, costes e inversión mínima equiparables. En cuanto a los coeficientes de las variables de control, se observa que el patrimonio del fondo tiene un efecto negativo, aunque no significativo, mientras que el patrimonio de la gestora también es negativo, pero significativo al 1 %. Tal y como es esperable, los fondos con mayor ratio de gastos tienen peor desempeño (significativo al 1 %), mientras que la inversión mínima o el número de países en los que se distribuye la IIC no afectan de forma significativa a la rentabilidad.

Cuando se compara la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa de ambas submuestras, esta conclusión se reafirma. Cuando se incluyen todos los controles en la especificación (4), en promedio, las IIC españolas de renta fija tienen un alfa 0,8 p.p. (= 0,067 x 12) anual más bajo que las IIC extranjeras. Esto es, descontando el riesgo sistemático que asumen, las IIC españolas (con una beta promedio menor) tienen un alfa casi 1 p.p. menor que el alfa de las IIC extranjeras similares, aunque con un mayor riesgo sistemático promedio (una beta mayor).

Estas conclusiones son cualitativamente robustas cuando la ecuación (4) se estima por el método de mínimos cuadrados ponderados (para limitar la influencia de la disparidad del número de clases de acciones entre fondos españoles y extranjeros) en el cuadro A5 del apéndice o cuando solo se considera una acción o serie «*primary*» por IIC, en el cuadro A6 del apéndice.



## 6 Conclusiones

Después del análisis del presente estudio, se llega a las siguientes conclusiones:

- i) Este estudio se centra en las IIC de renta variable y de renta fija de gestión activa y clases o series para minoristas.
- ii) En promedio, sin ningún ajuste o control adicional, durante el periodo comprendido entre enero de 2018 y octubre de 2023, las IIC de **renta variable** españolas de la muestra tuvieron una rentabilidad anual neta de gastos 1,2 p.p. inferior con respecto a las extranjeras.
- iii) Las IIC extranjeras de renta variable de la muestra tienen, en promedio, respecto a las españolas: un patrimonio 8 veces superior, gestoras con un patrimonio agregado en renta variable 17 veces más grande, una ratio de costes totales sobre patrimonio 0,26 p.p. más alta y una inversión mínima superior en 2,215 euros, y se comercializan en 16 países más que las españolas, que solo se venden en España.
- iv) En términos de estilo de inversión, las IIC españolas se especializan en activos de capitalización pequeña (*small*) y estrategia de valor (*value*), frente a las extranjeras, que invierten más en activos de crecimiento (*growth*).
- v) Estos datos permiten conjeturar que existe una segmentación en la oferta y demanda entre las IIC de renta variable españolas y las extranjeras. Las primeras son fondos de inversión comercializados solo en España. Las segundas (un 75 % de las cuales son UCITS domiciliadas en Luxemburgo) se distribuyen internacionalmente y están dirigidas a un inversor promedio presumiblemente más sofisticado y con un horizonte de inversión más largo.
- vi) Tanto las IIC de renta variable españolas como las extranjeras tienen una rentabilidad promedio inferior a la de su índice de referencia o *benchmark* y un alfa (rentabilidad ajustada al riesgo) negativa. Ambas tienen una beta con respecto al *benchmark* casi unitaria, por lo que, en promedio, se trata de IIC de gestión pasiva *camufladas* como activas.
- vii) Para lograr una mayor homogeneidad entre las IIC comparadas, se controla por las diferencias de tamaño y costes, el nivel de sofisticación de los inversores (inversión mínima), el estilo de inversión y el riesgo sistemático (beta) de los inversores. Tras tener en cuenta estos factores, se concluye que no hay una diferencia estadísticamente significativa entre el alfa o rentabilidad ajustada al riesgo de las IIC españolas y las extranjeras en la muestra analizada.
- viii) El análisis de las IIC de **renta fija** arroja conclusiones cualitativamente muy similares en cuanto a las diferencias entre las entidades y gestoras de fondos españoles y extranjeros, aunque cuantitativamente más matizadas. Aplicando los mismos criterios de selección que los empleados en la muestra de renta

variable, se concluye que las gestoras de renta fija extranjeras son, en promedio: 5 veces mayores (en patrimonio), gestionadas por empresas con un patrimonio 4 veces superior, con una ratio de gastos 1,5 veces superior y una inversión mínima casi 1.200 euros más alta. Las IIC extranjeras son, en su mayoría, UCITS domiciliadas en Luxemburgo que se comercializan en 15 países, frente a las españolas, prácticamente todas ellas fondos de inversión vendidos solo en España. Esta evidencia permite conjeturar una segmentación de la oferta y demanda de los fondos de renta fija entre inversores en IIC españolas y extranjeras.

- ix) La rentabilidad neta de las IIC de renta fija españolas y extranjeras es, estadísticamente, indistinguible en este periodo, e igual a -36 p.p. anuales en promedio. Cuando se controla por las variables anteriormente mencionadas, las IIC españolas tienen una rentabilidad relativa al índice 0,4 p.p. anuales menor que sus equivalentes extranjeras y un alfa 0,8 p.p. menor por año.

## Referencias

Berk, J.B. y Green, R. (2004). «Mutual fund flows and performance in rational markets». *Journal of Political Economy*, Vol. 112, n.º 6, pp. 1.269-1.295.

Berk, J.B. y Van Binsbergen, J.H. (2015). «Measuring skill in the mutual fund industry». *Journal of Financial Economics*, vol. 118, n.º 1, pp. 1-20.

Brennan, M. y Hughes, P. (1991). «Stock prices and the supply of information». *Journal of Finance*, n.º 46, pp. 1.665-1.691.

Brown, S. y Goetzmann, W. (1995). «Performance persistence». *Journal of Finance*, n.º 50, pp. 679-698.

Carhart, M.M. (1997). «On persistence in mutual fund performance». *Journal of Finance*, vol. 52, n.º 1, pp. 57-82.

Chen, J., Hong, H., Huang, M. y Kubik, J. (2004). «Does fund size erode performance? Liquidity, organizational diseconomies, and active money management». *American Economic Review*, n.º 94, pp. 1.276-1.302.

Chevalier, J. y Ellison, G. (1997). «Risk taking by mutual funds as a response to incentives». *Journal of Political Economy*, n.º 105, pp. 1.167-1.200.

Dahlquist, M., Engström, S. y Söderlind, P. (2000). «Performance and characteristics of Swedish mutual funds». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n.º 35, pp. 409-423.

ESMA (2023). *Costs and Performance of EU Retail Investment Products, 2023*. ESMA Report.

Ferreira, M.A., Keswani, A., Miguel, A.F. y Ramos, S.B. (2013). «The determinants of mutual fund performance: a cross-country study». *Review of Finance*, vol. 17, n.º 2, pp. 483-525.

Gil-Bazo, J. y Ruiz-Verdu, P. (2009). «Yet another puzzle? The relation between price and performance in the mutual fund industry». *Journal of Finance*, n.º 64, pp. 2.153-2.183.

Grinblatt, M. y Titman, S. (1989). «Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings». *Journal of Business*, n.º 62, pp. 393-416.

Grinblatt, M. y Titman, S. (1994). «A study of monthly mutual fund returns and portfolio performance evaluation techniques». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n.º 29, pp. 419-444.

- Gruber, M.J. (1996). «Another puzzle: the growth in actively managed mutual funds». *Journal of Finance*, vol. 51, n.º 3, pp. 783-810.
- Ippolito, R. (1989). «Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance». *Quarterly Journal of Economics*, n.º 104, pp. 1-23.
- Jensen, M.C. (1968). «The performance of mutual funds in the period 1945–1964». *Journal of Finance*, vol. 23, n.º 2, pp. 389-416.
- Khorana, A. y Servaes, H. (1999). «The determinants of mutual fund starts». *Review of Financial Studies*, n.º 12, pp. 1.043-1.074.
- Khorana, A., Servaes, H. y Tufano, P. (2009). «Mutual fund fees around the world». *Review of Financial Studies*, n.º 22, pp. 1.279-1.310.
- Ma, L., Tang, Y. y Gómez, J. P. (2019). «Portfolio Manager Compensation in the U.S. Mutual Fund Industry». *Journal of Finance*, n.º 74, pp. 587-638.
- Malkiel, B. (1995). «Returns from investing in equity mutual funds, 1971-1991». *Journal of Finance*, n.º 50, pp. 549-573.
- Massa, M. y Patgiri, R. (2009). «Incentives and Mutual Fund Performance: Higher Performance or Just Higher Risk Taking?». *The Review of Financial Studies*, vol. 22, n.º 5, pp. 1.777-1.815.
- Nanda, V., Wang, J. y Zheng, L. (2004). «Family values and the star phenomenon: Strategies of mutual fund families». *Review of Financial Studies*, n.º 17, pp. 667-698.
- Otten, R. y Bams, D. (2002). «European mutual fund performance». *European Financial Management*, n.º 8, pp. 75-101.
- Pedron, G. (2022). «Análisis comparativo de rentabilidad y costes entre las IIC españolas y las IIC extranjeras comercializadas en España». *Boletín de la CNMV*, Trimestre III, pp. 55-76.
- Perold, A.F. (2004). «The Capital Asset Pricing Model». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n.º 3, pp. 3-24.
- Servaes, H. y Sigurdsson, K. (2022). «The costs and benefits of performance fees in mutual funds». *Journal of Financial Intermediation*, n.º 50. DOI:10.1016/j.jfi.2022.100959.
- Sharpe, W.F. (1966). «Mutual fund performance». *Journal of Business*, vol. 39, n.º 1, pp. 119-138.
- Sirri, E. y Tufano, P. (1998). «Costly search and mutual fund flows». *Journal of Finance*, n.º 53, pp. 1.589-1.622.

Yan, X. (2008). «Liquidity, investment style, and the relation between fund size and fund performance». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n.º 43, pp. 741-768.

Zheng, L. (1999). «Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability». *Journal of Finance*, n.º 54, pp. 901-933.



# Cuadros

## Estadísticos de la muestra. IIC de renta variable

CUADRO 1

Cada observación corresponde a un mes, fondo y serie (clase) desde enero de 2018 a octubre de 2023. La rentabilidad neta es la variación porcentual del precio de liquidación de una participación en una serie (clase) y fondo durante un mes. La rentabilidad relativa al *benchmark* (índice de referencia) es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la del *benchmark* de referencia para el fondo asignado por Refinitiv Lipper. *Alfa* es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la rentabilidad esperada con base en la beta calculada con respecto al *benchmark* del fondo durante los tres años anteriores. *Beta* es el coeficiente de la regresión del exceso de rentabilidad del fondo (relativo al Euribor a 3 meses) con respecto al exceso de rentabilidad del *benchmark* durante los tres años previos a enero del ejercicio en curso (con un mínimo de 12 observaciones en ese periodo). *Patrimonio IIC* es el valor neto de los activos del fondo. *Patrimonio gestora* es la suma del patrimonio de todas las IIC de renta variable gestionadas por la gestora del fondo globalmente en ese mes según Refinitiv Lipper. *Ratio de gastos* se corresponde con el *Total Expense Ratio* (sobre el patrimonio de la serie) reportado en Refinitiv Lipper. *Inversión mínima* es el valor en euros del desembolso inicial mínimo para participar en el fondo. *Nr. países* es el número de países en los que se comercializa el fondo. El panel A muestra los estadísticos para la submuestra de IIC españolas, el panel B para las extranjeras y el panel C la matriz de correlaciones para todas las observaciones de la muestra. Todas las variables y su equivalente en Refinitiv Lipper están descritas en el cuadro A1 del apéndice. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

### Panel A: IIC españolas

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	0,31	4,50	-10,93	-2,50	0,57	3,11	10,64	24.936
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,29	2,32	-6,60	-1,55	-0,25	0,98	5,67	24.936
Alfa (p.p.)	-0,05	2,38	-6,95	-1,26	-0,01	1,21	5,92	21.953
Beta	0,97	0,30	-0,17	0,83	0,95	1,08	2,00	21.953
Patrimonio IIC (millones euros)	154,12	343,94	2,51	12,86	42,09	141,13	7.385,63	23.971
Patrimonio gestora (millones euros)	2.108,06	3.463,36	0,00	192,20	494,69	2.782,64	17.529,67	24.625
Ratio de gastos (p.p.)	1,54	0,60	0,12	1,09	1,58	2,01	3,00	24.106
Inversión mínima (euros)	447,41	2.696,49	0,00	1,00	5,00	50,00	30.000,00	24.936
Nr. países	1,00	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	24.936

### Panel B: IIC extranjeras

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	0,40	4,83	-10,93	-2,63	0,73	3,50	10,64	323.771
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,23	2,24	-6,60	-1,48	-0,20	1,05	5,67	323.771
Alfa (p.p.)	-0,14	2,29	-6,95	-1,40	-0,09	1,15	5,92	305.273
Beta	0,96	0,17	-0,17	0,87	0,96	1,05	2,00	305.273
Patrimonio IIC (millones euros)	1.197,56	1.833,51	2,51	196,90	542,34	1.403,56	14.347,99	319.278
Patrimonio gestora (millones euros)	35.808	27.327,67	0,00	13.845,90	27.984,62	55.234,18	97.262,55	323.729
Ratio de gastos (p.p.)	1,80	0,52	0,12	1,480	1,83	2,10	3,00	321.817
Inversión mínima (euros)	2.662,59	6.175,61	0,00	1,00	1.000	2.500	39.021,81	323.771
Nr. países	17,12	7,48	1,00	12,00	17,00	22,00	32,00	323.771

**Panel C: Matriz de correlaciones**

<b>Variables</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
(1) Patrimonio IIC	1,00				
(2) Patrimonio gestora	0,25	1,00			
(3) Ratio de gastos	-0,06	0,11	1,00		
(4) Inversion mínima	0,03	0,30	0,01	1,00	
(5) Nr. países	0,19	0,56	0,05	0,21	1,00



**Test de diferencias de medias. IIC de renta variable**

CUADRO 2

El cuadro presenta la media de la submuestra nacional, la submuestra extranjera, la diferencia entre ambas medias y el *p*-valor del contraste, donde la hipótesis nula es que dicha diferencia es cero. Las variables y la muestra están definidas en el cuadro A1 del apéndice. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

	Media nacional	Media extranjera	Diferencia	<i>p</i> -valor
Rentabilidad neta (p.p.)	0,31	0,40	-0,10	0,00
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,29	-0,23	-0,06	0,00
Alfa (p.p.)	-0,05	-0,14	0,10	0,00
Beta	0,97	0,96	0,02	0,00
Patrimonio IIC (mill. euros)	154,12	1.197,56	-1.043,44	0,00
Patrimonio gestora (millones euros)	2.108,06	35.808,00	-33.699,95	0,00
Ratio de gastos (p.p.)	1,54	1,80	-0,26	0,00
Inversión mínima (euros)	447,41	2.662,59	-2.215,18	0,00
Nr. países	1,00	17,12	-16,12	0,00

**Estilo de inversión. IIC de renta variable**

CUADRO 3

Cada estilo es una combinación de capitalización del activo promedio del fondo (*Large/Multi/Mid/Small*) y de la estrategia (*Value/Core/Growth*) según la clasificación del fondo *primario* correspondiente según Refinitiv Lipper.

Estilo de la IIC	Domicilio de la IIC			
	España		Extranjero	
	Observ.	%	Observ.	%
<i>Large-Value</i>	3.369	13,51	25.916	8,00
<i>Large-Core</i>	2.644	10,60	49.949	15,43
<i>Large-Growth</i>	2.665	10,69	60.414	18,66
<i>Multi-Value</i>	6.540	26,23	50.493	15,60
<i>Multi-Core</i>	2.831	11,35	46.215	14,27
<i>Multi-Growth</i>	1.999	8,02	51.130	15,79
<i>Mid-Value</i>	905	3,63	5.827	1,80
<i>Mid-Core</i>	417	1,67	7.762	2,40
<i>Mid-Growth</i>	300	1,20	8.272	2,55
<i>Small-Value</i>	1.621	6,50	1.287	0,40
<i>Small-Core</i>	888	3,56	3.907	1,21
<i>Small Growth</i>	757	3,04	12.599	3,89
<b>Total</b>	<b>24.936</b>		<b>323.771</b>	

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (OLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times \text{Nr. Países} + \text{Año}_t + \text{Estilo}_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ .  $n_i$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $\text{Año}_t$  y  $\text{Estilo}_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (la matriz de 12 categorías de Refinitiv Lipper) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	-0,067*** (-2,69)	-0,059* (-1,77)	0,042** (2,19)	0,039 (1,42)
Ln (Patrimonio IIC)		-0,014** (-2,35)		-0,049*** (-9,27)
Ln (Patrimonio gestora)		0,002 (0,24)		0,013** (2,35)
Ln (TER)		-0,115*** (-9,18)		-0,003 (-0,24)
Ln (Inversión mínima)		0,004* (1,71)		-0,000 (-0,02)
Nr. países		0,004*** (3,59)		0,004*** (4,63)
Constante	-0,377*** (-13,68)	-0,331*** (-4,78)	0,279*** (12,94)	0,385*** (6,68)
Observaciones	348.707	340.246	327.226	321.264
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,02	0,02
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

Cada observación corresponde a un mes, fondo y serie (clase) desde enero de 2018 a octubre de 2023. La rentabilidad neta es la variación porcentual del precio de liquidación de una participación en una serie (clase) y fondo durante un mes. La rentabilidad relativa al *benchmark* (índice de referencia) es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la del *benchmark* de referencia para el fondo asignado por Refinitiv Lipper. *Alfa* es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la rentabilidad esperada con base en la beta calculada con respecto al *benchmark* del fondo durante los tres años anteriores. *Beta* es el coeficiente de la regresión del exceso de rentabilidad del fondo (relativo al Euribor a 3 meses) con respecto al exceso de rentabilidad del *benchmark* durante los tres años previos a enero del ejercicio en curso (con un mínimo de 12 observaciones en ese periodo). *Patrimonio IIC* es el valor neto de los activos del fondo. *Patrimonio gestora* es la suma del patrimonio de todas las IIC de renta fija gestionadas por la gestora del fondo globalmente en ese mes según Refinitiv Lipper. *Ratio de gastos* se corresponde con el *Total Expense Ratio* (sobre el patrimonio de la serie) reportado en Refinitiv Lipper. *Inversión mínima* es el valor en euros del desembolso inicial mínimo para participar en el fondo. *Nr. países* es el número de países en los que se comercializa el fondo. El panel A muestra los estadísticos para la submuestra de IIC españolas, el Panel B para las extranjeras y el Panel C la matriz de correlaciones para todas las observaciones de la muestra. Todas las variables y su equivalente en Refinitiv Lipper están descritas en el cuadro A1 del apéndice. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

**Panel A: IIC españolas**

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	-0,03	1,38	-10,93	-0,3	0,00	0,38	10,64	43.811
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,06	1,53	-6,60	-0,68	0,00	0,61	5,67	43.811
Alfa (p.p.)	-0,01	1,15	-6,95	-0,29	0,01	0,34	5,92	37.087
Beta	0,58	0,61	-0,17	0,12	0,43	0,84	2,00	37.087
Patrimonio IIC (millones euros)	271,77	580,9	2,51	23,24	67,93	214,68	8.669,22	42.944
Patrimonio gestora (millones euros)	7.331,51	8.469,02	0,00	499,67	4.139,39	11.238,35	36.663,01	43.475
Ratio de gastos (p.p.)	0,81	0,51	0,12	0,41	0,67	1,13	3,00	42.601
Inversión mínima (euros)	784,46	3.514,04	0,00	1,00	6,00	200	35.000	43.811
Nr. países	1,00	0,04	1,00	1,00	1,00	1,00	2,00	43.811

**Panel B: IIC extranjeras**

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	-0,02	2,23	-10,93	-0,96	0,05	1,05	10,64	235.836
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,16	1,68	-6,60	-0,82	-0,08	0,55	5,67	235.836
Alfa (p.p.)	-0,03	1,53	-6,95	-0,55	0,02	0,59	5,92	224.235
Beta	0,74	0,45	-0,17	0,42	0,84	1,02	2,00	224.235
Patrimonio IIC (millones euros)	1.434,27	2.321,72	2,51	191,61	577,68	1.669,34	14.347,99	233.014
Patrimonio gestora (millones euros)	28.274,77	20.051,16	0,00	9.878,81	24.651,47	43.094,48	75.241,59	235.294
Ratio de gastos (p.p.)	1,24	0,47	0,12	0,90	1,24	1,53	3,00	234.703
Inversión mínima (euros)	1.963,21	5.077,58	0,00	1,00	100	1.968,58	40.000	235.836
Nr. países	15,34	7,25	1,00	10,00	15,00	20,00	32,00	235.836

**Panel C: Matriz de correlaciones**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Patrimonio IIC	1,00				
(2) Patrimonio gestora	0,32	1,00			
(3) Ratio de gastos	0,09	0,11	1,00		
(4) Inversion mínima	0,07	0,17	0,03	1,00	
(5) Nr. países	0,32	0,51	0,21	0,19	1,00

**Test de diferencias de medias. IIC de renta fija**

CUADRO 6

El cuadro presenta la media de la submuestra nacional, la submuestra extranjera, la diferencia entre ambas medias y el  $p$ -valor del contraste, donde la hipótesis nula es que dicha diferencia es cero. Las variables y la muestra están definidas en el cuadro A1 del apéndice. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

	Media nacional	Media extranjera	Diferencia	$p$ -valor
Rentabilidad neta (p.p.)	-0,03	-0,02	-0,01	0,27
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,06	-0,16	0,11	0,00
Alfa (p.p.)	-0,01	-0,03	0,02	0,07
Beta	0,58	0,74	-0,16	0,00
Patrimonio IIC (millones euros)	271,77	1.434,27	-1.162,50	0,00
Patrimonio gestora (millones euros)	7.331,51	28.274,77	-20.943,26	0,00
Ratio de gastos (p.p.)	0,81	1,24	-0,43	0,00
Inversión mín. (euros)	784,46	1.963,21	-1.178,74	0,00
Nr. países	1,00	15,34	-14,34	0,00

Observaciones y porcentaje de los fondos de renta fija clasificados por estilo. Los estilos provienen de la clasificación de Refinitiv Lipper Global reagrupados en 8 categorías.

Estilo de la IIC	Domicilio de la IIC			
	España		Extranjero	
	Observ.	%	Observ.	%
Alternativa	221	0,50	6.441	2,73
Renta fija euros	9.319	21,27	40.539	17,19
Gobierno EMU	849	1,94	5.620	2,38
Global	12.963	29,59	163.878	69,49
Renta fija mixta	7.198	16,43	8.635	3,66
Monetario	3.904	8,91	1.283	0,54
Vencimiento objetivo euros	9.330	21,30	6.946	2,95
Otros	27	0,06	2.494	1,06
<b>Total</b>	<b>43.811</b>		<b>235.836</b>	

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (OLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times \text{Nr. Países} + \text{Año}_t + \text{Estilo}_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ .  $n_i$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $\text{Año}_t$  y  $\text{Estilo}_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (reagrupado a partir de la clasificación de Refinitiv Lipper Global) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	0,065*** (4,68)	-0,038* (-1,80)	-0,037*** (-2,71)	-0,067*** (-3,63)
Ln (Patrimonio IIC)		-0,008 (-1,55)		-0,010*** (-2,75)
Ln (Patrimonio gestora)		-0,014*** (-3,42)		-0,006* (-1,66)
Ln (TER)		-0,132*** (-13,14)		-0,018** (-2,41)
Ln (Inversión mínima)		-0,002 (-1,17)		-0,000 (-0,30)
Nr. países		-0,000 (-0,14)		0,001 (1,13)
Constante	-0,115 (-1,61)	0,103 (1,22)	-0,148*** (-3,16)	-0,037 (-0,61)
Observaciones	278.877	272.032	260.564	255.765
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,01	0,01
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

# Apéndice

## Nombre de las variables en Refinitiv Lipper

CUADRO A1

<b>Variable de la muestra</b>	<b>Variable de Refinitiv Lipper</b>
Precio liquidativo por acción	<i>Price Default euros</i>
Patrimonio de la IIC	<i>Fund Value euros</i>
Nombre de la gestora	<i>Fund Management Company Name</i>
Ratio de costes	<i>TER</i>
Inversión mínima	<i>Minimum Invested Initial</i>
<i>Benchmark</i>	<i>Technical Benchmark Name</i>
Tipo de activo	<i>Asset Type</i>
Inversión por tipo de activo	<i>Top Holdings (1-10)</i>
Países en los que se vende la IIC	<i>Countries Notified for Sale</i>
Estilo de inversión renta variable	<i>Primary Style Matrix</i>
Estilo de inversión renta fija	<i>Schemes (Lipper Global)</i>
Estructura legal de la IIC	<i>Legal Name</i>
Fondo indexado	<i>Index Tracking</i>
Clase institucional	<i>Institutional Share</i>

Cada observación corresponde a un mes, fondo y serie (clase) desde enero de 2018 a octubre de 2023. La rentabilidad neta es la variación porcentual del precio de liquidación de una participación en una serie (clase) y fondo durante un mes. La rentabilidad relativa al *benchmark* (índice de referencia) es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la del *benchmark* de referencia para el fondo asignado por Refinitiv Lipper. *Alfa* es la diferencia entre la rentabilidad de la serie y la rentabilidad esperada con base en la beta calculada con respecto al *benchmark* del fondo durante los tres años anteriores. *Beta* es el coeficiente de la regresión del exceso de rentabilidad del fondo (relativo al Euribor a 3 meses) con respecto al exceso de rentabilidad del *benchmark* durante los tres años previos a enero del ejercicio en curso (con un mínimo de 12 observaciones en ese periodo). *Patrimonio IIC* es el valor neto de los activos del fondo. *Patrimonio gestora* es la suma del patrimonio de todas las IIC de renta variable gestionadas por la gestora del fondo globalmente en ese mes según Refinitiv Lipper. *Ratio de gastos* se corresponde con el *Total Expense Ratio* (sobre el patrimonio de la serie) reportado en Refinitiv Lipper. *Inversión mínima* es el valor en euros del desembolso inicial mínimo para participar en el fondo. *Nr. países* es el número de países en los que se comercializa el fondo. El panel A muestra los estadísticos para la submuestra de IIC españolas, el panel B para las extranjeras y el panel C la matriz de correlaciones para todas las observaciones de la muestra. Todas las variables y su equivalente en Refinitiv Lipper están descritas en el cuadro A1 del apéndice. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %.

**Panel A: IIC españolas**

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	0,25	4,39	-10,93	-2,42	0,48	2,92	10,64	44.790
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,33	2,23	-6,60	-1,49	-0,28	0,85	5,67	44.790
Alfa (p.p.)	-0,07	2,27	-6,95	-1,17	-0,03	1,08	5,92	38.173
Beta	0,97	0,32	-0,17	0,83	0,95	1,07	2,00	38.173
Patrimonio IIC (millones euros)	130,79	318,74	2,51	9,57	32,3	106,55	7.385,63	42.649
Patrimonio gestora (millones euros)	2.319,7	3.829,69	0,00	143,03	472,44	3237,8	17.529,67	44.339
Ratio de gastos (p.p.)	1,66	0,65	0,12	1,17	1,67	2,16	3,00	42.905
Inversión mínima (euros)	429,04	2.507,73	0,00	1,00	1,00	50,00	30.000	44.790
Nr. países	1,00	0,06	1,00	1,00	1,00	1,00	2,00	44.790

**Panel B: IIC extranjeras**

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	p25	Mediana	p75	Máx.	Observ.
Rentabilidad neta (p.p.)	0,39	4,79	-10,93	-2,58	0,7	3,45	10,64	413.884
Rentabilidad relativa al <i>benchmark</i> (p.p.)	-0,25	2,28	-6,60	-1,51	-0,22	1,04	5,67	413.884
Alfa (p.p.)	-0,15	2,31	-6,95	-1,4	-0,09	1,15	5,92	390.868
Beta	0,95	0,19	-0,17	0,86	0,96	1,05	2,00	390.868
Patrimonio IIC (millones euros)	1.111,4	1.788,12	2,51	161,87	464,15	1.259,53	14.347,99	407.970
Patrimonio gestora (millones euros)	34.353,43	26.904,6	0,00	12.155,93	26.930,15	52.838,89	97.262,55	413.842
Ratio de gastos (p.p.)	1,83	0,53	0,12	1,55	1,84	2,15	3,00	411.242
Inversión mínima (euros)	2.448,74	5.946,19	0,00	1,00	866,85	2.500	40.000	413.884
Nr. países	16,41	7,39	1,00	11,00	16,00	21,00	32,00	413.884



**Panel C: Matriz de correlaciones**

<b>Variables</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
(1) Patrimonio IIC	1,00				
(2) Patrimonio gestora	0,29	1,00			
(3) Ratio de gastos	-0,06	0,07	1,00		
(4) Inversion mínima	0,05	0,29	-0,01	1,00	
(5) Nr. países	0,23	0,57	0,00	0,22	1,00

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ponderados (WLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times \text{Nr. Países} + \text{Año}_t + \text{Estilo}_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ . El peso es la inversa del número de clases del fondo.  $n_t$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $\text{Año}_t$  y  $\text{Estilo}_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (la matriz de 12 categorías de Refinitiv Lipper) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	-0,076*** (-3,19)	-0.046 (-1.51)	0,054*** (2,79)	0.056** (2.13)
Ln (Patrimonio IIC)		-0.011** (-2.01)		-0.040*** (-7.70)
Ln (Patrimonio gestora)		0.004 (0.71)		0.011** (2.05)
Ln (TER)		-0.131*** (-8.93)		0.001 (0.03)
Ln (Inversión mínima)		0.004** (2.11)		-0.000 (-0.15)
Nr. países		0.004*** (4.32)		0.003*** (3.47)
Constante	-0,366*** (-14,41)	-0.356*** (-5.96)	0,276*** (11,91)	-0.194*** (-3.63)
Observaciones	348.707	340.246	327.226	321.264
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,02	0,02
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

**Regresión por mínimos cuadrados ordinarios.**  
**Solo clases primarias. IIC de renta variable**

CUADRO A4

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (OLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times \text{Nr. Países} + \text{Año}_t + \text{Estilo}_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ . La muestra solo incluye la clase con más activos de cada IIC, denominada «*primary*» en Refinitiv Lipper.  $n_i$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $\text{Año}_t$  y  $\text{Estilo}_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (la matriz de 12 categorías de Refinitiv Lipper) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	-0,122*** (-5,21)	-0.074** (-2.38)	0.019 (1.03)	0.018 (0.65)
Ln(Patrimonio IIC)		-0.017*** (-2.95)		-0.053*** (-9.24)
Ln(Patrimonio gestora)		0.007 (1.10)		0.008 (1.37)
Ln(TER)		-0.103*** (-3.65)		-0.001 (-0.03)
Ln(Inversión mínima)		0.006*** (2.80)		-0.003 (-1.03)
Nr. países		0.004*** (3.89)		0.006*** (5.13)
Constante	-0,288*** (-10,98)	-0.286*** (-4.49)	-0.078*** (-3.34)	-0.077 (-1.30)
Observaciones	94.465	91.296	90.200	87.546
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,02	0,02
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ponderados (WLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times Nr. Países + Año_t + Estilo_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ . El peso es la inversa del número de clases del fondo.  $n_i$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $Año_t$  y  $Estilo_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (reorganizados en 8 categorías según la clasificación de Refinitiv Lipper Global) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	0,054*** (4,24)	-0,016 (-0,88)	-0,023* (-1,73)	-0,045** (-2,53)
Ln (Patrimonio IIC)		-0,003 (-0,75)		-0,014*** (-4,14)
Ln (Patrimonio gestora)		-0,010*** (-2,60)		-0,001 (-0,47)
Ln (TER)		-0,112*** (-11,45)		-0,005 (-0,59)
Ln (Inversión mínima)		0,000 (0,09)		0,001 (0,83)
Nr. países		-0,000 (-0,20)		0,001 (0,69)
Constante	0,183*** (2,82)	0,295*** (4,00)	-0,337*** (-8,58)	-0,253*** (-4,77)
Observaciones	278.877	272.032	260.564	255.765
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,01	0,01
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

**Regresión por mínimos cuadrados ordinarios.**  
Solo clases *primarias*. IIC de renta fija

CUADRO A6

El cuadro presenta los coeficientes de la siguiente regresión obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (OLS):

$$y_{c,i,t} = a + b \times n_i + c \times \ln(C_{c,i,t}) + d \times \text{Nr. Países} + \text{Año}_t + \text{Estilo}_i + \varepsilon_{c,i,t}$$

$y_{c,i,t}$  es, respectivamente, la rentabilidad relativa al *benchmark* en (1) y (2) y la rentabilidad ajustada al riesgo o alfa en (3) y (4) de la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ . La muestra solo incluye la clase con más activos de cada IIC, denominada «primary» en Refinitiv Lipper.  $n_i$  es una variable dicotómica (*dummy*) que toma valor 1 si la IIC  $i$  es española y 0 en caso contrario.  $\ln(C_{c,i,t})$  es el logaritmo neperiano de cada una de las variables de control para la clase  $c$  del fondo  $i$  en el mes  $t$ : patrimonio de la IIC, patrimonio de la gestora, ratio de costes e inversión mínima requerida.  $\text{Año}_t$  y  $\text{Estilo}_i$  son efectos fijos, respectivamente, por el año al que pertenece el mes  $t$  y el estilo (reorganizados en 8 categorías según la clasificación de Refinitiv Lipper Global) de la IIC  $i$ . Los residuos están agrupados (*clustered*) por IIC. Todas las variables están *winsorizadas* al 1 %. Los  $t$ -valores en paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan estadísticamente significativo al 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Variables	(1) Rent. relativa	(2) Rent. relativa	(3) Alfa	(4) Alfa
Nacional	-0,005 (-0,40)	-0,048*** (-2,64)	-0,033** (-2,22)	-0,038** (-2,13)
Ln(Patrimonio IIC)		0,008** (1,98)		-0,006 (-1,64)
Ln(Patrimonio gestora)		-0,012*** (-3,23)		-0,005* (-1,65)
Ln(TER)		-0,080*** (-7,02)		0,011 (1,14)
Ln(Inversión mínima)		0,000 (0,12)		0,001 (0,91)
Nr. países		-0,001 (-0,47)		0,001 (1,59)
Constante	0,255*** (3,64)	0,488*** (5,97)	-0,138*** (-2,61)	-0,043 (-0,67)
Observaciones	94.401	91.136	88.335	85.824
R <sup>2</sup> ajustado	0,01	0,01	0,01	0,01
EF año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF estilo	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

