

38 Jornadas Nacionales de Administración Financiera Septiembre **2018**

Los cuatro momentos de los rendimientos de los fondos de inversión ¿Se verifica el four-moment CAPM?

Juan Ignacio Redondo Gabriela Pesce

Universidad Nacional del Sur (Departamento de Ciencias de la Administración)

SUMARIO

- 1. Introducción
- 2. Marco teórico
- 3. Metodología
- 4. Resultados
- 5. Conclusiones

Para comentarios: redondoji@gmail.com gabriela.pesce@uns.edu.ar

Resumen

Las críticas desarrolladas a los modelos de valuación de activos financieros basados en el criterio de la media-varianza han dado lugar a que los investigadores incorporen dentro de sus análisis momentos estocásticos de órdenes superiores. Específicamente resulta de interés para este trabajo el FM-CAPM (por las siglas en inglés de four-moment CAPM) propuesto por Fang y Lai (1997). Este incorpora, al CAPM tradicional, la co-asimetría y la co-curtosis, asociadas al tercer y cuarto momento, hallando evidencia empírica en el mercado accionario americano. La presencia de asimetría y curtosis en la distribución de rendimientos de las acciones seleccionadas demuestra que la tasa de rendimiento esperada está relacionada no solo a la varianza sistemática medida por el coeficiente β , sino también a la asimetría y curtosis sistemática. La curtosis de una distribución de probabilidad constituye una medida respecto a si existe una gran cantidad de observaciones alrededor de la media y, a la vez, en las colas de la distribución. Por este motivo, los inversores son compensados con rendimientos esperados más altos al enfrentar mayor varianza y curtosis sistemática. De manera contraria, un activo es más valioso y requiere una menor tasa de rendimiento, si mantiene una asimetría positiva respecto a los rendimientos de la cartera de mercado.

El objetivo del trabajo es caracterizar empíricamente los cuatro momentos de la función de densidad de los rendimientos diarios de los fondos comunes de inversión en la Argentina para el periodo comprendido entre enero 2007 y enero 2018 y estudiar su vinculación a la luz de las teorías existentes dada la importancia creciente de estos instrumentos de inversión colectiva en el mercado local. Se pretende, adicionalmente, evaluar la validez del FM-CAPM. La investigación se aborda bajo un enfoque cuantitativo basada en información secundaria, con un abordaje exploratorio, descriptivo y correlacional.

Los resultados permiten evidenciar una clara ausencia de normalidad en la distribución de los rendimientos de los activos analizados. El CAPM de tres momentos aporta capacidad explicativa de los rendimientos de los fondos comunes de inversión en la Argentina, mientras que la co-curtosis (asociada al cuarto momento) pareciera no adicionar demasiada capacidad predictiva, posiblemente por su alta correlación con el coeficiente beta del CAPM tradicional.

Palabras clave: rendimientos, cuatro momentos, media, varianza, asimetría, curtosis, fondos comunes de inversión, Argentina.

1. Introducción

El modelo de valoración CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) introducido por Sharpe (1964) y Lintner (1965) constituye una de las principales contribuciones al campo de las finanzas y es probablemente el modelo de equilibro más utilizado.

Los modelos de equilibro pretenden identificar variables relevantes al riesgo de los activos financieros que al no poder ser diversificadas deberían ser compensadas por el mercado con rendimientos más elevados. El mencionado modelo se basa una relación lineal entre el rendimiento esperado de un activo y su riesgo sistemático en función a una cartera o portfolio de

mercado. La amplia difusión no ha evitado, sin embargo, que surjan críticas y modelos alternativos.

Una de las principales objeciones surge del supuesto de normalidad de los retornos que CAPM lleva implícito. Sin embargo, numerosos activos financieros presentan retornos cuyas distribuciones manifiestan claras asimetrías o un gran número de observaciones sobre las colas de las distribuciones. Esto ha motivado que los investigadores incorporen momentos de orden superior dentro de los análisis para determinar la relación entre el rendimiento y el riesgo (Lal, Mubeen, Hussain & Zubair, 2016). Para estas circunstancias, Fang & Lai (1997) proponen el modelo de cuatro momentos, donde incorporan a la varianza sistémica medida por beta, la asimetría (tercer momento) y la curtosis sistematica (cuarto momento). Ellos hallan evidencia empírica para el mercado accionario americano, a partir del testeo efectuado sobre diferentes carteras elaboradas para el estudio.

El presente trabajo se concentra sobre los Fondos Comunes de Inversión (FCI) abiertos cotizantes en la Argentina entre los años 2007 y enero 2018. Estos constituyen carteras administradas profesionalmente cuyo patrimonio es integrado a través de la suscripción de cuotapartes que realizan los inversores. Dichas carteras se componen de distintos tipos de activos de acuerdo a los objetivos de inversión definidos en los prospectos de emisión de cada fondo. El creciente desarrollo de estos instrumentos en el mercado local genera gran interés en el análisis de sus rendimientos. Se pretende caracterizar la distribución de los rendimientos de los FCI, en el periodo analizado, estudiando los cuatro primeros momentos y el grado de ajuste a la distribución normal. En segundo lugar, se busca evaluar la capacidad del CAPM de cuatro momentos para explicar los rendimientos esperados de estos instrumentos financieros.

En la sección 2 se presenta el marco teórico y de antecedentes y en la sección 3 los detalles metodológicos del análisis. La sección 4 incluye los resultados para finalmente encontrar, en la sección 5 las conclusiones del estudio.

2. Marco teórico

2.1 Modelos de equilibrio

Los modelos clásicos de equilibrio reconocen su origen con la Teoría de la Cartera (Markowitz, 1952). Esta sostiene que un inversor adverso al riesgo pretende construir una cartera con el máximo rendimiento y la mínima varianza, incorporando como variables de decisión del inversor los primeros dos momentos de las distribución de probabilidad (media y varianza). Al incorporar el activo libre de riesgo como alternativa de inversión o financiamiento, es posible identificar la cartera óptima de activos riesgosos (*optimal porfolio of risky assets*, OPRA). Esta última permite diversificar al máximo el riesgo específico de los activos individuales y la combinación de estos activos posibilita maximizar el rendimiento para un nivel dado de riesgo. De esta manera, las carteras se hallan sobre la Línea de Mercado de Capitales (CML, por sus siglas en inglés de *Capital Market Line*) y la participación de ambos tipos de inversión dentro de la cartera dependerá de la aversión al riesgo de cada inversor.

Posteriormente, el CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) es planteado por Sharpe (1964) y Lintner (1965). El modelo se basa en una relación lineal entre el rendimiento esperado de un activo y su riesgo sistemático en función a una cartera o portfolio de mercado. El riesgo sistemático refleja aquella porción del riesgo total que no puede ser eliminado a través de la di-

versificación. Por lo tanto, el mercado solo compensa al inversor por el riesgo no diversificable asumido, representado a través del coeficiente beta (β). Este mide la relación de la covariabilidad de los rendimientos del activo en cuestión y el *portfolio* de mercado estandarizada por la volatilidad de este última al cuadrado.

De este modo, surge el concepto de equilibrio, a partir de la comparación del rendimiento requerido o teórico de cada activo financiero, que surge de la línea de mercado de valores (SML, por sus siglas en inglés de *Security Market Line*) con el rendimiento observado o estimado del activo. La diferencia entre ambos rendimientos se conoce como coeficiente alfa. Si el activo se encuentra valuado en equilibrio ambos rendimientos coinciden, caso contrario se está en presencia de sobre o subvaluaciones, por lo que el coeficiente alfa es diferente de cero (negativo o positivo, respectivamente) (Pesce *et al*, 2018).

El CAPM constituye una de las principales contribuciones al campo de las finanzas y es probablemente el modelo de equilibro más utilizado, sin embargo, la amplia difusión no ha evitado, que surjan duras críticas (Roll, 1977). Esto motivó la aparición de diversas extensiones al modelo, las que difieren principalmente en el factor de riesgo sistemático que utilizan como variable explicativa del rendimiento de los activos financieros. Entre ellas se destacan, cronológicamente, el CAPM con desvíos negativos a partir del concepto de semi-varianza (D-CAPM, por *downside* CAPM) planteado por Hogan y Warren (1974); CAPM internacional o global (G-CAPM) de Stehle (1977); CAPM basado en consumo (C-CAPM) de Breeden (1979); entre otros (Pesce *et al*, 2018).

Con relación al número de factores explicativos, surgieron modelos alternativos al CAPM, tales como CAPM intertemporal (I-CAPM) propuesto por Merton (1973), la Teoría de Fijación de Precios por Arbitraje (APT, por las siglas en inglés de *Arbitrage Pricing Theory*) (Ross, 1976; Roll & Ross, 1980) y el modelo de los tres factores de Fama y French (1996).

En el modelo APT el rendimiento de un activo depende de múltiples factores, no sólo de la prima por riesgo de mercado como en el CAPM, surgiendo estos de estimaciones empíricas, siendo variables en número y naturaleza. Habitualmente, los mismos se encuentran asociados a estados que describen la economía, como el tipo de interés, la inflación, el crecimiento del producto interno bruto, el precio de alguna materia prima o divisa, entre otros.

Por el contrario, el modelo de Fama y French (1996) especifica tres factores explicativos y nominados como variables explicativas: la prima por riesgo de mercado, tal como CAPM; un diferencial de rendimiento entre carteras de acciones de firmas pequeñas versus carteras de acciones de grandes empresas; y un diferencial de rendimiento entre carteras de acciones con elevado ratio valor libro a valor de mercado versus carteras de acciones con bajo ratio. Es importante aclarar que los dos factores adicionales que consideran estos autores en el modelo se refieren a riesgos específicos de un grupo de activos y, por lo tanto, reflejan riesgos no sistemáticos o diversificables, que se pueden interpretar como ineficiencias del mercado. Se debe tener presente que los modelos multifactoriales han sido testeados empíricamente con resultados muy satisfactorios en cuanto a la eficacia para explicar rendimientos de los activos financieros (Pesce *et al*, 2018).

También aparecieron extensiones de CAPM que incorporaron los momentos de orden superior; por ejemplo el CAPM de tres momentos que incorpora la asimetría (TM-CAPM, por las siglas en inglés de *three-moment* CAPM) a partir del trabajo seminal de Kraus & Litzenberber (1976) y CAPM de cuatro momentos que agrega tanto la asimetría como la curtosis (FM-CAPM, por las siglas en inglés de *four-moment* CAPM) propuesto por Fang & Lai (1997). Estos modelos son descriptos con mayor precisión en el siguiente apartado.

2.2 CAPM de momentos superiores

Las principales críticas al CAPM giran en alrededor de dos tópicos. El primero de ellos vinculado a las ineficiencias del *proxy* utilizado como cartera de mercado. El segundo, que se aborda en este apartado, relacionado al supuesto implícito de que los retornos de los activos siguen una distribución de probabilidad normal. La distribución normal o Gausiana, constituye una de las más importantes distribuciones continuas de probabilidad. Es fundamental en la aplicación de la inferencia estadística en el análisis de datos, ya que las distribuciones de muchas estadísticas muestrales tienden a esta distribución conforme aumenta el tamaño de la muestra. Un gran número de estudios indican que la distribución normal proporciona una adecuada representación, por lo menos en una primera aproximación, de las distribuciones de una gran cantidad de variables físicas. Sin embargo, debe tenerse mucho cuidado al suponer que un fenómeno determinado sigue una distribución normal sin previa comprobación, la mera suposición puede llevar a errores muy serios como la subestimación de la probabilidad de ocurrencia de valores extremos (Canavos, 1998).

Los momentos de una variable aleatoria X son valores esperados de ciertas funciones de X y pueden ser empleados para caracterizar la distribución de probabilidad de dicha variable. Esto resulta de particular importancia cuando el investigador no tiene certezas sobre la función de densidad asociada a X (Canavos, 1998). El primer momento respecto al origen 0, es conocido como la media aritmética (Mata, 2013) (ecuación 1).

$$M_{1,0} = \overline{X} = \frac{\sum X_i}{n}$$
 Ecuación 1

El segundo momento respecto a la media es la varianza (ecuación 2).

$$M_{2,\overline{X}} = \frac{\sum (X_i - \overline{X})^2}{n} = S^2$$
 Ecuación 2

Los dos primeros momentos son capturados por el CAPM tradicional. Sin embargo, numerosos activos financieros han evidenciado un comportamiento en sus retornos que distan de la normalidad, con claras asimetrías o un gran número de observaciones sobre las colas de la distribución. Esto ha motivado a los investigadores a incorporar momentos de orden superior para determinar la relación entre el rendimiento y el riesgo (Lal *et al*, 2016).

De esta manera, se incorpora la asimetría y la curtosis. La primera corresponde al tercer momento respecto a la media y mide la simetría o la falta de ella en una distribución, la cual se evalúa en relación con el centro de la distribución, marcado por su media aritmética (Mata, 2013) (ecuación 3).

$$M_3 = \frac{\sum (X_i - \overline{X})^3}{n}$$
 Ecuación 3

Si a la métrica definida por la ecuación 3, se la divide por el cubo de la desviación estándar se obtiene el coeficiente de simetría. Si la distribución es simétrica el coeficiente vale cero, cuando se sesga a la izquierda el valor es negativo y tanto más negativo cuanto más sesgada es la distribución. De manera contraria un coeficiente positivo indica un sesgo a la derecha respecto a media aritmética (Mata, 2013).

La curtosis puede ser medida a través del cuarto momento respecto a la media (ecuación 4). La comparación suele hacerse en relación a la distribución normal. Así, se dice que una distribución es mesocúrtica si es tan puntiaguda, según sea como la distribución normal, en tanto que una distribución platicúrtica tiene un pico relativamente bajo en comparación con la distribución normal lo cual implica, además, que los extremos o colas de la distribución se extienden considerablemente hacia los lados. Por su parte, una distribución leptocúrtica es la que tiene un pico prominente al centro (también en comparación con la distribución normal), sus lados bajan en forma marcada y sus extremos no se extienden mucho o, en otras palabras, se extienden menos que en la distribución normal (Mata, 2013).

$$M_4 = \frac{\sum (X_i - \overline{X})^4}{n}$$
 Ecuación 4

El coeficiente de curtosis, de manera similar al coeficiente de asimetría, se obtiene al dividir el cuarto momento por la cuarta potencia de la desviación estándar. Si la distribución es normal el coeficiente mostrará un valor de 3, leptocúrtica si el coeficiente supera dicho valor o platicúrtica si sucede lo contrario.

De esta forma, varios autores, entre ellos Kraus & Litzenberger (1976) argumentan que cuando los rendimientos de las acciones y del mercado no siguen una distribución normal, el CAPM tradicional no es suficiente para capturar la relación entre el riesgo del mercado y el rendimiento. Encuentran evidencia empírica de que la inclusión de la asimetría al modelo tradicional resulta significativa, encontrando en los agentes una preferencia por las asimetría positiva como resulta lógico pensar. En línea con este trabajo, Fang & Lai (1997) incorporan al modelo de tres momentos, la curtosis sistemática dando lugar al CAPM de cuatro momentos (FM-CAPM, por las siglas en inglés de *four-moment* CAPM). Ellos hallan evidencia para el mercado accionario americano, de que en presencia de asimetría y curtosis en la distribución de los rendimientos de los activos, la tasa de rendimiento en exceso se encuentra relacionada no solo con la varianza sistemática (única medida del riesgo sistemático del CAPM tradicional) sino también con la co-asimetría y la co-curtosis. Los inversores requieren, de acuerdo a este esquema, un mayor rendimiento esperado por afrontar los riesgos de mayor varianza y curtosis sistemática mientras que se benefician de la mayor asimetría sistemática positiva, requiriendo un menor nivel de rendimiento esperado.

Otros trabajos han buscado analizar empíricamente el FM-CAPM. Entre ellos se pueden mencionar Hwang & Satchell (1999), que analizan la aplicación de este modelo para los múltiples mercados emergentes, encontrando un mayor poder predictivo de los retornos esperados a partir de la incorporación del tercer y cuarto momento en relación al convencional media-varianza CAPM. En la misma linea Lal *et al* (2016) testean el modelo para una serie de acciones del mercado pakistaní. Justifican la inclusión de la curtosis y la asimetría al comprobar que los retornos de las acciones no siguen una distribución normal. Indicadores como el R² ajustado mostraron un mejor desempeño a través del FM-CAPM.

Ranaldo & Laurent (2003) por su parte analizan el grado de ajuste del CAPM tradicional así como el TM-CAPM y FM-CAPM para diferentes tipos de *hedg funds*¹. Su principal

¹ Constituyen una especie compleja de fondos que utilizan estrategias activas para obtener rendimientos diferenciales o *alphas*. Estos son administrados de manera agresiva y emplean derivados como apalancamiento financiero (ventas cortas) con el fin de obtener rendimientos por equiparables o por encima de un comparable (*benchmark*). Cabe destacar que los *hedge* se caracterizan por su compleji-

conclusión es que cada fondo posee un perfil de rendimiento riesgo particular, por lo tanto, no pueden ser evaluados en conjunto con un único modelo. Encuentran apropiado emplear un modelo de valuación ajustado a las estrategias de gestión de cada cartera.

Por último, se puede mencionar a Christie-David & Chaudhry (2001), quienes evaluan la importancia de la curtosis y asimetría sistemática en la determinación de los rendimientos de futuros de distintos tipos (tasa de interes, *commodities*, minerales y monedas). Detectan que al incluir al tercer y cuarto momento como variables explicativas de los retornos de los futuros, el poder explicativo se incrementa a pesar de no poder explicar con exactitud las relaciones implícitas en el proceso de generación de dichos rendimientos.

2.3 CAPM de cuatro momentos

En esta sección se desarrolla el CAPM de cuatro momentos a partir de los lineamientos conceptuales de Fang & Lai (1997). El modelo supone que existe *n* activos riesgosos y solo un activo libre de riesgo, donde los retornos solo consideran las ganancias de capital. El mercado de capitales es perfecto y competitivo, sin impuestos o costo de transacciones e indivisible. Cada inversor busca maximizar su utilidad esperada, que está representada por la media, la varianza, la asimetría y la curtosis de su riqueza final, sujeta a un conjunto de restricciones presupuestarias.

A partir de lo expuesto con anterioridad derivan una seríe de ecuaciones para luego aplicar el teorema de la separación que asume que todos los inversores mantienen las mismas expectativas e iguales curvas de utilidad (Cox, Ingersoll, & Ross, 1985). Esto implica que todos los inversores seleccionan la cartera de mercado, llevando las condiciones de equilibrio para inversores individuales a un modelo de equilibrio del mercado. De esta manera el CAPM de cuatro momentos se define a partir de la ecuación 5.

$$E(R_i) - R_f = \alpha_1 \beta_{i,m} + \alpha_2 S_{i,m} + \alpha_3 K_{i,m}$$
 Ecuación 5

Donde i denota un activo genérico, m la cartera de mercado y f el activo libre de riesgo, siendo R_i , R_m y R_f sus respectivos rendimientos. Mientras que β , S y K representan el coeficiente beta, la asimetría y la curtosis sistemáticas, que pueden ser calculadas mediante las ecuaciones 6, 7 y 8.

$$\begin{split} \beta_{i.m} &= \frac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_m - \overline{R}_m)]}{E((R_m - \overline{R}_m)^2)} & \textit{Ecuación 6} \\ S_{i.m} &= \frac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_m - \overline{R}_m)^2]}{E((R_m - \overline{R}_m)^3)} & \textit{Ecuación 7} \\ K_{i.m} &= \frac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_m - \overline{R}_m)^3]}{E((R_m - \overline{R}_m)^4)} & \textit{Ecuación 8} \end{split}$$

La ecuación 6 describe el beta estándar para el CAPM tradicional. Mientras que las ecuaciones 7 y 8 muestran la co-asimetría y co-curtosis divididas por la asimetría (tercer momen-

dad y por ser destinados a inversores institucionales, dado que estos fondos están sujetos a una menor regulación (Pesce *et al*, 2018).

to) y la curtosis (cuarto momento) de la cartera de mercado. En el FM-CAPM, la asimetría y la curtosis sistemática deberán ser preciadas asignado una prima de mercado, tal y como sucede en el CAPM de dos momentos con el beta. Resulta lógico esperar una prima positiva asociada al beta, de manera que el inversor sea compensando con un mayor rendimiento esperado al enfrentar una mayor varianza sistémica. La prima de la asimetría, por su parte, debería ser negativa, siendo la asimetría sistémica positiva, ya que el inversor requerirá un menor rendimiento ante una menor probabilidad de rendimientos inferiores a la media. Mientras que para la curtorsis sistémica, la prima de mercado debería ser positiva. El inversor que enfrenta una mayor posibilidad de rendimientos extremos, esto puede dar lugar a beneficios o pérdidas al agente que exige mayor compensación ante esta variabilidad (Ranaldo & Laurent, 2003).

Como se puede apreciar en la ecuación 5, si el inversor asigna una prima de mercado a $\beta_{i.m}$, $S_{i.m}$ y $K_{i.m}$ entonces los coeficientes alphas (α_1 , α_2 , α_3) deberían ser diferentes de cero. Donde α_1 , puede ser visto como la adversión marginal al riesgo del inversor multiplicada por la varianza de la cartera de mercado. α_2 , constituye la preferencia marginal a la asimetría del inversor multiplicada por la asimetría de la cartera de mercado. Finalmente, α_3 , responde a la adversión marginal por la curtosis multiplicada por la curtosis del *portafolio* de mercado.

3. Metodología: Estrategia metodológica, fuentes de información y métodos de análisis

El objetivo del trabajo es caracterizar empíricamente los cuatro momentos de la función de densidad de los rendimientos diarios de los fondos comunes de inversión (FCI) en la Argentina, para el periodo comprendido entre enero 2007 y enero 2018 y estudiar su vinculación a la luz de las teorías existentes dada la importancia creciente de estos instrumentos de inversión colectiva en el mercado local. Se pretende, adicionalmente, evaluar la validez del FM-CAPM. La investigación se aborda bajo un enfoque cuantitativo basada en información secundaria, con un alcance exploratorio, descriptivo y correlacional.

Los FCI constituyen instrumentos de inversión colectiva, administrados profesionalmente, que reúnen inversores con similares perfiles de riesgo-rendimiento, alcanzando desde ahorristas individuales hasta inversores institucionales. Los FCI pueden ser analizados como carteras de inversión cuyos patrimonios se integran con diferentes valores (acciones, títulos de deuda, CEDEAR, instrumentos de regulación monetaria del BCRA, depósitos, derivados, metales, etc.) que se forman con los aportes que realizan los inversores, suscribiendo cuota-partes. El importante desarrollo de estos instrumentos en los últimos años genera la necesidad de evaluar los determinantes del rendimiento.

La investigación se realiza en base a datos secundarios de diversas fuentes. Se parte de las cotizaciones diarias de las cuota-partes de 511 FCI abiertos cotizantes (se incluyen todo tipo de fondos: renta fija, mixta, variable, Pymes, infraestructura, mercado de dinero, *total return*) en la República Argentina en el periodo comprendido entre enero 2007 a enero 2018.² Como *proxy* de la cartera de mercado (*m*) se toma el índice MERVAL³, principal índice bursátil del mercado de valores de Buenos Aires.

² Fuente: Economatica®

³ Fuente: Ministerio de Hacienda de la República Argentina: https://www.minhacienda.gob.ar/datos/

Las variables de interés más relevantes son el rendimiento de los FCI y de la cartera de mercado, así como su beta, la asimetría y la curtosis sistémica. El rendimiento diario en *t* utilizado para este trabajo es el aritmético para cada activo *i* (ecuación 9) y el rendimiento medio es el promedio de los rendimientos en t (ecuación 10).

$$R_{t} = \frac{P_{t}}{P_{t-1}} - 1$$
 Ecuación 9

$$\overline{R} = \frac{\sum_{t=1}^{T} R_t}{T}$$
 Ecuación 10

Beta, asimetría y curtosis sistémica son calculadas siguiendo las fórmulas de las ecuaciones 6, 7 y 8 respectivamente, presentadas en el apartado anterior.

Sistematizando la información anteriormente descripta, se consigue armar una base de datos de serie de tiempo, donde la variable tiempo (t) es diaria, presentando datos para 2703 días, desde enero de 2007 a enero de 2018.

En esta etapa la base de datos y los cálculos se estructuran a través de planillas de cálculos de MSExcel®. Previo al estudio en sí mismo, se estima para la serie temporal de los rendimientos de cada fondo y del MERVAL el coeficiente de asimetría y curtosis, junto con la correlación entre cada uno de los FCI y el índice de mercado. Si el coeficiente de asimetría varía entre 0 y +/-0,5, la distribución de frecuencias para los rendimientos analizados es simétrica, siendo asimétrica positiva moderada si el resultado se encuentra entre 0,5 y 1 y, positiva alta si es superior a 1. En sentido opuesto, se puede afirmar que posee una asimetría negativa moderada con valores entre -0,5 y -1 y negativa alta si es inferior a -1. Respecto al coeficiente de curtorsis, un valor de 3 indica una curva mesocúrtica, tal como una serie de datos que sigue una distribución normal. Si el resultado es mayor a este, entonces la distribución es leptocúrtica, y platicúrtica en el caso inverso. Con esto se pretende lograr una primera descripción de los datos a analizar.

Para el estudio propiamente dicho se emplean métodos econométricos válidos para serie de tiempo con el objetivo de analizar la información obtenida. Como herramienta en esta etapa se recurre al *software* econométrico Stata/SE versión 11.1 para realizar el análisis cuantitativo.

En primera instancia se selecciona una muestra de 53 FCI dentro de los 511 disponibles⁴, sobre los cuales se desarrolla el *test* de normalidad de Jarque-Bera. Con esta prueba, se busca determinar si la distribución de los rendimientos de los fondos se ajusta de manera satisfactoria a la distribución normal.

En segundo lugar, se lleva a cabo el análisis de la estacionariedad de las series de tiempo, para ello se aplica la prueba Dickey-Fuller (DF). Su realización permite identificar la potencial presencia de algún tipo de tendencia en las series bajo estudio. Si este fuera el caso, existe la posibilidad de arribar a una regresión que muestra la existencia de una relación estadísticamente significativa entre las variables cuando, en realidad, el resultado sólo es consecuencia del movimiento tendencial de las series, dando lugar a conclusiones imprecisas (Gujarati & Porter, 2011)

⁴ La selección se realiza en función al coeficiente de correlación de los rendimientos del FCI y índice MERVAL (*proxy* de la cartera de mercado) y el número de observaciones, con el objetivo de incorporar la mayor cantidad de datos posibles al análisis.

Finalmente se realiza una regresión lineal múltiple por el método de mínimos cuadrados ordinarios considerando los FCI como unidad de análisis de corte transversal. La variable a explicar se encuentra representada por los rendimientos medios diarios de todos los FCI para el periodo analizado, tomando como variables explicativas al coeficiente beta, la asimetría y la curtosis sistémica, previamente calculados. El objetivo de esta regresión es identificar si los parámetros asociados a cada regresor son estadísticamente diferentes de cero y se comportan de acuerdo a lo previsto por el CAPM de cuatro momentos.

4. Resultados

4.1 Caracterización de los cuatro momentos de la función de densidad de los rendimientos de los FCI

Como se menciona en el marco teórico, una de las principales críticas al CAPM es el supuesto implícito de que los retornos de los activos siguen una distribución normal. En este apartado se pretende analizar el comportamiento de la serie de los rendimientos de los fondos comunes de inversión de la República Argentina así como del índice MERVAL, elegido como nuestra cartera de mercado.

Para llevar adelante este análisis se procede a seleccionar una muestra de 53 fondos dentro de los 511 disponibles. Como se detalla en el apartado anterior, para cada uno de ellos se realiza un *test* de normalidad de Jarque-Bera, encontrándose que ninguno de ellos presenta una distribución normal (ver Anexo). A modo ilustrativo, a continuación se puede observar el histograma de los rendimientos de los fondos 680, 205 y 521⁵ correspondientes a renta variable, renta fija y renta mixta, respectivamente.

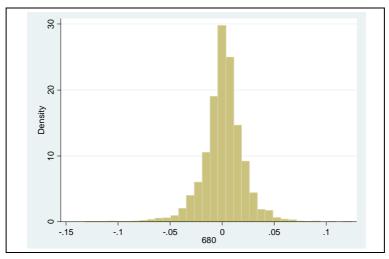


Gráfico 1: Histograma rendimientos FCI renta variable: Goal Acciones Argentinas (código: 680)

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

⁵ Código asignado a cada Fondo Común de Inversión abierto en Argentina por la Cámara Argentina de Fondos Comunes de Inversión (CAFCI)

Puede apreciarse que los rendimientos de los tres fondos presentan distribuciones leptocúrticas con diferencias respecto a la simetría. Mientras que el fondo 680 presenta una distribución simétrica, los fondos de renta fija y mixta muestran una asimetría positiva moderada. Esto indica que los rendimientos no se ajustan a los parámetros de la distribución normal.

Gráfico 2: Histograma rendimientos FCI renta fija: Cma Argentina (código: 205)

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

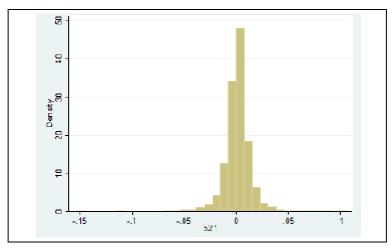


Gráfico 3: Histograma rendimientos FCI renta mixta: Pellegrini Integral (código: 521)

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

Lo mismo aplica para el índice MERVAL. En el gráfico 4 se exhibe que si bien su distribución es simétrica, presenta rasgos leptocúrticos, por lo que se puede inferir la no normalidad.

Los rendimientos diarios de la totalidad de los fondos evaluados, y los del índice MER-VAL no cumplen con el test de normalidad de acuerdo a Jarque-Bera. Esto refuerza la hipótesis que los modelos que asumen normalidad no son adecuados para mercados financieros como el argentino. De acuerdo a esto, resulta lógica la necesidad de incluir momentos de orden

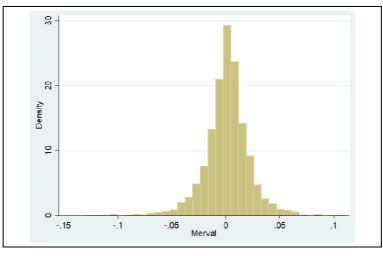


Gráfico 4: Histograma rendimientos índice MERVAL

superior al CAPM tradicional, a la hora explicar el rendimiento de los fondos comunes de inversión.

Adicionalmente se realiza la prueba Dickey-Fuller, que permite encontrar resultados homogéneos en términos de estacionariedad. Todas las series testeadas son estacionarias y por lo tanto no poseen raíz unitaria. Esto posibilita realizar futuras regresiones minimizando los riesgos de arribar a resultados espurios. Gráficamente, y nuevamente a modo ilustrativo, esto puede ser observado a partir de las serie de tiempo de los tres fondos ya presentados.

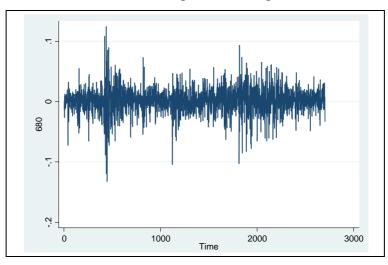


Gráfico 5: Serie de tiempo rendimientos FCI renta variable: Goal Acciones Argentinas (código: 680)

Gráfico 6: Serie de tiempo rendimientos FCI renta fija: Cma Argentina (código: 205)

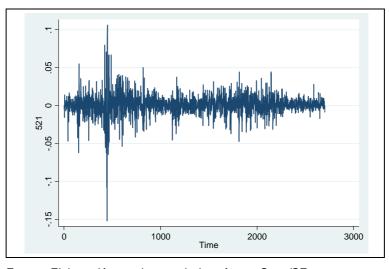


Gráfico 7: Serie de tiempo rendimientos FCI renta variable: Pellegrini Integral (código: 521)

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

En la Tabla A.1 (en Anexo) se pueden encontrar los resultados de los test efectuados trabajando con un nivel de confianza del 95% para los rendimientos de todos los fondos analizados, junto con otros parámetros como la asimetría, la curtosis, los tres insumos del FM-CAPM y el coeficiente correlación de cada FCI respecto al índice MERVAL.

Con respecto a la asimetría y la curtosis en la tabla 1 se presenta un resumen expresado en términos porcentuales por tipo de fondo. Es posible apreciar que un 43,25% de los FCI muestra una asimetría positiva alta, donde los de renta fija presentan la mayor significancia con un participación del 24,27% del total. Por otro lado, el 86,89% muestran distribuciones leptocúr-

ticas, donde nuevamente los FCI de renta fija representan el porcentaje mayoritario con un 46,18%.

Pos Mod Neg Mod Platicurtica % por tipo de FCI Simetrica Pos Alta Leptocurtica Mercado de dinero 7% 0.00% 5.87% 0.20% 0.39% 0.98% 5.48% 52% 9.00% Renta fija 7.83% 24.27% 10.57% 5.48% 46.18% Renta variable 13% 9.39% 0.98% 0.98% 0.39% 1.57% 10.18% PyMes 0.00% 5% 0.59% 1.37% 3.33% 0.20% 5.09% Renta mixta 19% 1.76% 8.81% 3.33% 4.11% 1.96% 16.05% Infraestructura 3% 0.78% 0.98% 0.20% 0.59% 0.39% 2.15% Total Return 2% 0.20% 0.98% 0.00% 0.59% 0.00% 1.76% Total 43.25% 13.70% 86.89% 100% 20.55% 19.96% 10.57%

Tabla 1: Resultados de asimetría y curtosis por tipo de FCI

4.2 CAPM de cuatro momentos y el rendimiento de los FCI

A partir de los resultados obtenidos se puede suponer que la inclusión del tercer y cuarto momento, dados por la asimetría y la curtosis deberían resultar significativos para explicar los retornos obtenidos por los FCI para el periodo analizado. De ser así, si se recuerda la ecuación 5, el inversor le asignará una prima de mercado al beta, a la asimetría y a la curtosis sistémica de su FCI para poder determinar el rendimiento exigido. Para que suceda esto los coeficientes alfas $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)$ deberían ser estadísticamente diferentes de cero.

En este punto se procede a efectuar una regresión lineal multiple que tiene como variable dependiente al rendimiento medio diario de todos FCI disponibles⁶ y como variables explicativas a la varianza sistémica medida por beta, la co-asimetría y la co-curtosis.

La matriz de correlaciones (Tabla 2) permite observar una elevada relación positiva entre el rendimiento medio observado de los FCI y el beta. En la misma dirección pero con menor intensidad se encuentra al curtosis sistémica. Por su parte, la co-asimetría manifiesta un coeficiente bajo y signo contrario al esperado. El inversor debería requerir un menor rendimiento para aquellos activos con asimetría positiva, ya que esto aumenta la posibilidad de obtener retornos que superen a la media.

rendim~o desvio beta asimet~a curtos~a 1.0000 rendimiento 1.0000 desvio 0.8162 0.9426 0.8514 1.0000 beta asimetrias~a 0.0979 0.3021 1.0000 0.3861 curtosissi~a 0.7465 0.8137 0.7973 0.0904 1.0000

Tabla 2: Matriz de correlaciones

⁶ Solo se consideran aquellos FCI cuyas cuotas-partes hayan cotizado al menos dos veces en el periodo analizado y que por lo tanto puedan evidenciar algún rendimiento en ese lapso de tiempo totalizando 499 FCI.

Source SS df MS Number of obs = 499 F(3, 495) = 2216.66 Prob > F = 0.0000 2.53877418 Model 7.61632255 = 495 R-squared 0.9307 .001145315 Residual .566931047 Adj R-squared = 0.9303 8.18325359 .016432236 Total 498 Root MSE .03384 rendimiento Coef. Std. Frr. P>|t| [95% Conf. Interval] t .0678136 .0013144 51.59 0.000 .065231 .0703961 asimetrias~a .0105351 .0006071 -17.35 0.000 -.011728 -.0093422 curtosissi~a 0270329 0051751 -5 22 0.000 - 0372008 - 0168651 -.0020319 .0016349 -1.240.215 -.0052442 .0011804 cons

Tabla 3: Resultados de la regresión del FM-CAPM para todos los FCI

Los resultados de la regresión muestran un elevado coeficiente R² ajustado de 0,93. Esto implica que el 93% del comportamiento de los rendimientos de los FCI es explicado por las tres variables independientes seleccionadas. Los coeficientes asociados a las variables explicativas son significativos y por lo tanto distintos de cero con un nivel de confianza del 99%. Sin embargo, se detecta que el signo del parámetro asociado a la co-curtosis es negativo, contrario a lo que se espera de acuerdo al coeficiente de correlación. Conceptualmente, mayor curtosis implicaría la posibilidad de valores extremos, con grandes ganancias o pérdidas para inversor, quien requería en consecuencia un mayor rendimiento esperado. Una posible explicación a este fenómeno podría encontrarse en los resultados de la tabla 1. El 52% de los fondos analizados corresponden a renta fija evidenciando en su mayoría distribuciones leptocúrticas con asimetrías positivas elevadas. En consecuencia, se podría inferir que existe una preponderancia de los efectos de la asimetría por sobre los resultados esperados para la curtosis.

Si se analiza en detalle, algo similar ocurre con el coeficiente de la asimetría. El signo del coeficiente coincide con lo que se espera pero no con lo que predecía la matriz de correlaciones, aunque en este caso con una intensidad leve. Esto podría estar evidenciando un problema de multicolinealidad. La misma surge cuando existe un coeficiente de correlación muy alto entre dos o más variables de predicción y puede dar lugar a resultados ambiguos, especialmente respecto a los valores de los coeficientes de regresión estimados (Canavos, 1998). En nuestro estudio, la matriz de correlaciones muestra un coeficiente de 0,79 entre la curtosis sistémica y el beta.

Al realizar la regresión por tipo de fondos (Anexo, Tablas A.2, A.3, A.4, A.5) se observan elevados coeficiente de determinación ajustados para los fondos de renta variable (0,99) y renta fija (0,95), con niveles más bajos para los de renta mixta (0,47) y mercado de dinero (0,44). En todos los casos, los coeficientes asociados a las variables explicativas resultan significativos, aunque se evidencian cambios en los signos de los valores asociados a la coasimetría y a la co-curtosis. De este modo, se refuerza la hipótesis de existencia de multicolinealidad entre las variables explicativas.

Por este motivo, se regresan los rendimientos de los FCI alternando los momentos de orden superior normalizados para la cartera de mercado, en pos de comparar los resultados respecto a los obtenidos mediante el FM-CAPM.

La tabla 4 muestra los resultados para la regresión incluyendo solo a beta y a la coasimetría como variables explicativas. El R² ajustado no es significativamente menor al obtenido para el FM-CAPM (0,9266) pero a diferencia de las regresiones previas, los coeficientes no solo son estadísticamente significativos sino que sus signos coinciden con lo esperado. Los resultados refuerzan la hipótesis de una posible multicolinealidad entre el beta y la curtosis, ya que al excluir esta última variable los coeficientes de los regresores responden al comportamiento lógico.

Tabla 4: Resultados de la regresión del TM-CAPM para todos los FCI

Source	SS	df		MS		Number of obs = 49 F(2. 496) = 3144.6					
Model Residual	7.58507071 .59818288									Prob > F = 0.00 R-squared = 0.92	
Total	8.18325359	498	.016	432236		Adj R-squared = 0.926 Root MSE = .0347					
rendimiento	Coef.	Std.	Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval					
beta asimetrias~a cons	.0622446 0097061 0050302	.000 .0006	014	78.89 -16.14 -3.20	0.000 0.000 0.001	.0606945 .063794 0108876008524 0081167001943					

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

La última regresión efectuada (Tabla 5) representa al CAPM en su versión tradicional. Su bondad de ajuste es elevada (89%), esto demuestra que la variable beta es realmente significativa al explicar la variación de los rendimientos de los FCI. Sin embargo, al incorporar la coasimetría, como en el TM-CAPM, la capacidad predictiva se incrementa sensiblemente.

Tabla 5: Resultados de la regresión del CAPM tradicional para todos los FCI

Source	SS	df		MS		Number of obs = 499 F(1. 497) = 3960.80
Model Residual	7.27090195 .91235164	1 497		090195 835718		Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.8885
Total	8.18325359	498	.016	432236		Adj R-squared = 0.8883 Root MSE = .04285
rendimiento	Coef.	Std.	Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
beta _cons	.0583983 0058116	.0009		62.93 -3.00	0.000 0.003	.0565752 .0602215 00961770020055

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

5. Conclusiones

Al caracterizar empíricamente los cuatro momentos de la función de densidad de los rendimientos diarios de los fondos comunes de inversión en la Argentina para el periodo comprendido entre enero 2007 y enero 2018, se ha logrado demostrar a partir de *tests* econométricos que su distribución no puede ser considerada normal. De hecho, se encuentra evidencia de asimetría y curtosis, tercer y cuarto momento respectivamente, que difieren de los parámetros de la distribución normal. La asimetría positiva elevada y la leptocurtosis, constituyen el comportamiento más observado dentro de los FCI, especialmente en el caso de los fondos de

renta fija que representan el 52% del conjunto analizado. Es importante destacar que no existen FCI con distribuciones mesocúrticas ni con asimetrías negativas altas. Esto podría indicar resultados satisfactorios en la gestión de los FCI para evitar resultados inferiores a la media.

A partir de este hallazgo, cobra sentido evaluar los resultados que pueda brindar incorporar momentos de orden superior al CAPM tradicional, que incluye entre sus supuestos, la normalidad de la distribución de los rendimientos de los activos financieros, que como ya se ha mencionado no se cumple para el mercado local de FCI. Así se procede a incorporar a la asimetría y a la curtosis sistémica.

Mediante regresiones lineales múltiples, se encuentra evidencia de parámetros significativos y elevados niveles de determinación. El principal aporte del presente trabajo resulta ser el planteo de la necesidad de abordar un análisis más detallado que permita estimar de manera correcta las primas de riesgo de mercado asignadas a cada uno de los parámetros del modelo, enfocado en subsanar los problemas de multicolinealidad detectados entre las variables explicativas que conforman el FM-CAPM. De todos modos, los resultados vislumbran que el CAPM de tres momentos aporta capacidad explicativa de los rendimientos de los FCI en la Argentina, mientras que la co-curtosis (cuarto momento) pareciera no adicionar demasiada capacidad predictiva, posiblemente por su alta correlación con el coeficiente beta.

Resulta importante destacar que al realizar una regresión por tipo de fondo, los resultados asociados al coeficiente R² ajustado cambian notablemente. Mientras que los fondos de renta variable y fija muestran niveles más altos que para la regresión general, los de mercado de dinero y renta mixta, reducen su poder explicativo. Esto puede estar evidenciando la dificultad de aplicar un mismo modelo de valuación para carteras con distintos tipos de activos y objetivos de inversión.

REFERENCIAS

- Breeden, D. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. Journal of Financial Economics, 7(3), 265-296.
- Canavos, G. C. (1998). Probabilidad y Estadística: Aplicaciones y métodos. Mexico D.F.: Mc Graw-Hill.
- Christie-David, R. & Chaudhry, M. (2001). *Coskewness and cokurtosis in futures markets*. Journal of Empirical Finance, 8, 55-81.
- Cox, J., Ingersoll, J. & Ross, S. (1985). *An intertemporal general equilibrium model of asset prices*. Econometrica, 53, 363-384.
- Fama, E. & French, K. (1996). *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*. Journal of Finance, 51(1), 55-84.
- Fang, H. & Lai, T. (1997). Co-kurtosis and capital asset pricing. Financial Review, 32(2), 293-307.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011). Econometria Básica-5. Amgh Editora.
- Hogan, W. & Warren, W. (1974). Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semi variance. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 9(1), 1-11.
- Hwang, S. & Satchell, E. (1999). *Modelling emerging market risk premia using higher moments*. International Journal of Finance and Economics, 4: 271–296.
- Kraus, A. & Litzenberger, R. (1976). *Skewness preference and the valuation of risky assets*. The Journal of Finance, 31(4), 1085-1100.

- Lal, I., Mubeen, M., Hussain, A. & Zubair, M. (2016). *An empirical analysis of higher moment capital asset pricing model for Karachi Stock Exchange (KSE)*. Open Journal of Social Sciences, 4, 53-60. doi:http://dx.doi.org/10.4236/jss.2016.46006
- Lintner, J. (1965). *The valuation of risk assets and selection of risky investments in stock portfolio and capital*. Review of Economics and Statistics, 47, 13-47. doi:http://dx.doi.org/10.2307/1924119
- Markowitz, H. (1952). *Portfolio selection*. Journal of Finance, 7(1), 77–99.
- Mata, A. D. (2013). Estadística aplicada a la administración y la economía. México, D.F.: McGraw-Hill
- Merton, R. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. Econometrica, 41(5), 867-887.
- Pesce, G., Redondo, J., Milanesi, G., Menna, J. y Amarilla, R. (2018). *Índice multifactorial para la evaluación del desempeño financiero de fondos comunes*. Estudios Gerenciales, 34(147), 200-215.
- Ranaldo, A. & Laurent, F. (2003). *How to price hedge funds: From two- to four-moment CAPM*. UBS Research Paper, 1-26.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. Journal of Financial Economics, 4(2), 129-176.
- Roll, R. & Ross, S. (1980). *An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory*. The Journal of Finance, 35(5), 1073-1103.
- Ross, S. (1976). *The arbitrage theory of capital asset pricing*. Journal of Economic Theory, 13(3), 341-360.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance, 19, 425-442.
- Stehle, R. (1977). An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risky assets. The Journal of Finance, 32(2), 493-502.

ANEXO

Detalle de resultados

En las tablas A.1 a A.5 se muestran los resultados de los test efectuados para los rendimientos de todos los fondos que se analizan.

Tabla A.1: Resultados para la muestra de FCI analizados

FCI	Tipo de FCI	Asimetría	Curtosis	Beta	Asimetría sis- témica	Curtosis sis- témica	Coeficiente de correlación	Variable Stata	Normali- dad (1)	Estaciona- riedad (2)
Merval	Índice	Simétrica	Leptocúrtica				1	merval	No	Sí
680	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.964912620	1.001510238	0.990540942	0.989701772	v258	No	Sí
21	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.937375111	0.974758552	0.937215430	0.988893317	v210	No	Sí
22	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.934181241	0.964752835	0.933195695	0.988789687	v216	No	Sí
148	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.951345006	0.962665214	0.947949156	0.987520152	v476	No	Sí
39	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.942306826	0.960784588	0.962865034	0.986637508	v369	No	Sí
51	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.935693083	0.964986785	0.934010081	0.981016276	v496	No	Sí
227	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.927683370	0.982983889	0.963131639	0.980972008	v394	No	Sí
200	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.951372283	1.011643426	0.970076243	0.979736381	v197	No	Sí
29	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.928800659	0.862127560	0.921137053	0.977085873	v285	No	Sí
275	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.915883935	0.922502242	0.896152925	0.973455509	v9	No	Sí
35	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.914456129	0.930331360	0.935234258	0.972489809	v39	No	Sí
118	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.933122832	0.861928228	0.951318066	0.970403188	v355	No	Sí
41	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.840498417	0.967908879	0.850409620	0.965339179	v16	No	Sí
661	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.873483056	0.947165638	0.928566110	0.956033270	v163	No	Sí
147	Renta variable	Neg Mod	Leptocúrtica	0.813541680	0.976359812	0.827466749	0.955287909	v504	No	Sí
381	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.928441555	0.876289710	0.940889738	0.946513169	v43	No	Sí
164	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.944792014	0.842896586	0.969671314	0.929530265	v284	No	Sí
341	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.954878698	0.818230125	1.036043449	0.879123374	v126	No	Sí

⁽¹⁾ Normalidad test Jarque-Bera

⁽²⁾ Estacionariedad test Dickey-Fuller

Tabla A.1 (continuac): Resultados para la muestra de FCI analizados

FCI	Tipo de FCI	Asimetría	Curtosis	Beta	Asimetría sis- témica	Curtosis sis- témica	Coeficiente de correlación	Variable Stata	Normali- dad (1)	Estaciona- riedad (2)
521	Renta mixta	Neg Mod	Leptocúrtica	0.515097413	0.677200820	0.616745651	0.822163570	v360	No	Sí
725	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.762324379	0.748834358	0.781959662	0.819662250	v182	No	Sí
693	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.872792972	0.724260017	0.932437172	0.806198653	v192	No	Sí
213	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.838065659	0.810422949	0.914495058	0.800127702	v487	No	Sí
788	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.823327450	0.730215035	0.973325866	0.765608054	v127	No	Sí
689	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.907177427	0.859911840	1.024278458	0.763124115	v477	No	Sí
205	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.496582781	0.892055845	0.688582278	0.708956197	v111	No	Sí
791	Renta variable	Pos Mod	Leptocúrtica	0.660750811	0.707168292	0.780382184	0.673164041	v136	No	Sí
668	Renta variable	Pos Mod	Leptocúrtica	0.665093787	0.530951260	0.745496700	0.670244910	v177	No	Sí
773	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.448264061	0.400087314	0.471681150	0.634579715	v176	No	Sí
678	Renta variable	Simétrica	Leptocúrtica	0.888991028	0.671209083	0.949182383	0.559689206	v259	No	Sí
226	Renta mixta	Simétrica	Leptocúrtica	0.228221919	0.213920150	0.195297285	0.537483190	v497	No	Sí
102	Renta fija	Simétrica	Leptocúrtica	0.246384009	0.417651151	0.324056228	0.511690543	v14	No	Sí
709	Renta mixta	Neg Mod	Leptocúrtica	0.243970016	0.322531515	0.245111138	0.490124070	v471	No	Sí
793	Infraestructura	Simétrica	Leptocúrtica	0.328779350	0.508208890	0.514550092	0.474918116	v188	No	Sí
34	Renta mixta	Neg Mod	Leptocúrtica	0.316582104	0.615139591	0.374507721	0.470217650	v77	No	Sí
166	Renta fija	Simétrica	Leptocúrtica	0.276298822	0.678606162	0.400925449	0.455598198	v492	No	Sí
119	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.238788862	0.505818983	0.383217479	0.451392745	v365	No	Sí
334	Infraestructura	Simétrica	Leptocúrtica	0.280375948	0.478711710	0.456612720	0.444952863	v187	No	Sí

⁽¹⁾ Normalidad test Jarque-Bera

⁽²⁾ Estacionariedad test Dickey-Fuller

Tabla A.1 (final): Resultados para la muestra de FCI analizados

FCI	Tipo de FCI	Asimetría	Curtosis	Beta	Asimetría sis- témica	Curtosis sis- témica	Coeficiente de correlación	Variable Stata	Normali- dad (1)	Estaciona- riedad (2)
77	Renta fija	Simétrica	Leptocúrtica	0.225473980	0.541902978	0.349909103	0.421665240	v13	No	Sí
149	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.073253807	0.214600334	0.126374671	0.407548045	v490	No	Sí
675	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.210703727	0.537254461	0.364510211	0.403871444	v266	No	Sí
201	Renta fija	Pos Alta	Leptocúrtica	0.253029235	0.415471667	0.337383865	0.383186107	v268	No	Sí
623	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.102426256	0.263728608	0.163439574	0.362193702	v289	No	Sí
670	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.108329520	0.312921915	0.119668401	0.359401910	v410	No	Sí
350	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.134592749	0.480169465	0.204385848	0.354659622	v198	No	Sí
101	Renta fija	Simétrica	Leptocúrtica	0.104844218	0.254917169	0.150168359	0.352600300	v375	No	Sí
1	Renta fija	Simétrica	Leptocúrtica	0.087982905	0.244811110	0.127702932	0.352056875	v30	No	Sí
162	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.125690147	0.246935444	0.155480312	0.346446944	v290	No	Sí
68	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.070679441	0.211376349	0.137403010	0.341903163	v220	No	Sí
787	Renta mixta	Neg Mod	Leptocúrtica	0.139187369	0.431500833	0.328615294	0.336427537	v395	No	Sí
180	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.147883643	0.404294033	0.191615052	0.332168819	v391	No	Sí
672	PyMes	Pos Alta	Leptocúrtica	0.261059917	0.496641060	0.497830123	0.328964769	v125	No	Sí
677	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.066098496	0.236966230	0.146086402	0.325784025	v269	No	Sí
636	Renta fija	Neg Mod	Leptocúrtica	0.093659454	0.309784912	0.114706825	0.311236712	v53	No	Sí

⁽¹⁾ Normalidad test Jarque-Bera

⁽²⁾ Estacionariedad test Dickey-Fuller

Tabla A.2: Resultados de la regresión del FM-CAPM: Fondos de Renta Variable

Source	SS	df	MS		Number of obs F(3, 56)	= 60 = 3010.98
Model Residual	.540755403 .003352431		.180251801 .000059865		Prob > F R-squared	= 0.0000 = 0.9938
Total	.544107833	59	.009222167		Adj R-squared Root MSE	= 0.9935 = .00774
rendimiento	Coef.	Std. Er	rr. t	P> t	[95% Conf.	Interval]
beta asimetrias~a curtosissi~a _cons	0081516 0411555 .0643507 014495	.010159 .00268 .009870	88 -15.31 03 6.52	0.426 0.000 0.000 0.000	0285029 0465401 .044578 0204387	.0121996 0357709 .0841233 0085513

Tabla A.3: Resultados de la regresión del FM-CAPM: Fondos de Renta Fija

Source	SS	df	MS			Number of obs F(3. 260)	= 264 = 1675.97	
Model Residual	7.23357051 .374058654	3 260		119017 438687		Prob > F R-squared Adi R-squared	= 0.0000 = 0.9508	
Total	7.60762917	263	.028	3926347		Root MSE	= .03793	
rendimiento	Coef.	Std.	Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]	
beta asimetrias~a curtosissi~a _cons	.0715424 0106852 0489078 .0019512	.0034 .0007 .015	272 961	20.71 -14.69 -2.49 0.77	0.000 0.000 0.013 0.445	.0647406 0121172 0875225 0030699	.0783441 0092532 0102931 .0069723	

Fuente: Elaboración propia a partir de software Stata/SE

Tabla A.4: Resultados de la regresión del FM-CAPM: Fondos de Renta Mixta

Source	SS	df		MS		Number of obs	
Model Residual	.003643206 .003804821	3 88		214402 043237		Prob > F R-squared Adi R-squared	= 0.0000 = 0.4892
Total	.007448027	91	.000	081846		Root MSE	= .00658
rendimiento	Coef.	Std.	Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
beta asimetrias~a curtosissi~a _cons	0504129 0086871 .0792224 .0021028	.0072 .002 .0087	345 733	-7.00 -3.70 9.03 2.48	0.000 0.000 0.000 0.015	0647344 0133474 .0617874 .0004173	0360914 0040268 .0966575

Tabla A.5: Resultados de la regresión del FM-CAPM: Fondos de Mercado de Dinero

Source Model Residual	SS 9.2524e-07 9.4911e-07	df 3 29		MS 41e-07 28e-08		Number of obs F(3, 29) Prob > F R-squared	= 9.42 = 0.0002 = 0.4936
Total	1.8744e-06	32	5.85	74e-08		Adj R-squared Root MSE	= 0.4412 = .00018
rendimiento	Coef.	Std.	Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
beta asimetrias~a curtosissi~a _cons	.0237356 .0094024 0255159 .0005049	.0173 .0020 .0107	264 684	1.37 4.64 -2.37 15.15	0.181 0.000 0.025 0.000	0117109 .005258 0475398 .0004368	.0591821 .0135469 0034921 .0005731