

**FONDOS DE PENSIONES Y SU RELACIÓN DE  
DEPENDENCIA CON EL MERCADO DE ACCIONES  
ESPAÑOL. UN ANÁLISIS DE CORRELACIÓN  
CONDICIONAL DINÁMICA – MGARCH.**

Jesús Ancizar Gómez Daza<sup>1</sup> y Luis Ferruz Agudo<sup>2</sup>

**Resumen**

Este artículo explora la relación de dependencia entre el desempeño de los fondos de pensiones y el desempeño del mercado de acciones español. Se usan series de rendimientos compuestos mensuales del precio o valor de la unidad de los fondos de pensiones y del precio del Ibex35. Un modelo CCD-MGARH es utilizado para establecer el comportamiento entre los dos agentes. En términos de resultados se encuentra evidencia de altos niveles de correlación condicional, así como comportamiento persistente de la misma, que generan co-movimientos a través del tiempo. La evidencia empírica encontrada sugiere el efecto desestabilizador que ejercen los fondos de pensiones sobre el mercado accionario, causado por la participación dinámica de este tipo de inversores institucionales en este mercado específico.

**JEL Clasificación:** G10; G23, C1; C32

**Palabras Clave:** Mercados de Capital, Contagio Financiero, Correlación, DCC-MGARH

**Summary**

The paper explores the relationship of dependency between the performance of pension funds and the performance of the Spanish stock market measured

---

<sup>1</sup> Profesor de Finanzas, Departamento Contabilidad y Finanzas, Pontificia Universidad Javeriana Cali, Colombia y miembro del grupo de investigación EIDOS. Actualmente completando sus estudios doctorales en finanzas en la Universidad de Zaragoza, España. [jancizarg@javerianacali.edu.co](mailto:jancizarg@javerianacali.edu.co)

<sup>2</sup> Profesor de Finanzas, Departamento de Contabilidad y Finanzas, Universidad de Zaragoza, España. [lferruz@unizar.es](mailto:lferruz@unizar.es)

Los autores expresan su agradecimiento al grupo de investigación Riskcenter de la Universidad de Barcelona por su apoyo y orientación en el desarrollo del presente proyecto de investigación. Así mismo agradecen a la revista Anales por la evaluación y sugerencias emitidas a la versión preliminar. Este artículo ha sido recibido en versión revisada el 26 de octubre de 2015.

by IBEX35. Compounds monthly returns of the unit value of pension funds and the main index of Spanish stock market are used. DCC-MGARCH model is used to establish the behavior between the two agents. In terms of results there is evidence of high levels of conditional correlations and persistent behavior therein, generating co-movements that are varying over time. The empirical evidence found could suggest a destabilizing behavior of the stock market by pension funds, caused by high and dynamic participation of this institution investors on this specific market.

***JEL Classification:*** G10; G23, C1; C32

***Keywords:*** Capital Markets, Financial Contagion, Correlation, DCC-MGARCH

## **1. Introducción**

Los fondos de pensiones son instituciones financieras que se crearon con el propósito de administrar los planes de pensiones. Estos, a su vez se constituyen en un instrumento financiero de ahorro a largo plazo que garantiza a los partícipes del fondo una pensión que le permitirá, entre otras, gozar de un retiro del mercado laboral en condiciones dignas. En este sentido, el grado de responsabilidad social que cobija a este tipo de instituciones es quizá más significativo que aquel que subyace de otro tipo de relación de un agente con otro tipo de institución financiera, tal como un banco o una sociedad de valores y bolsa entre otras.

Los fondos de pensiones han experimentado en las dos últimas décadas significativos crecimientos en función de los recursos que administran. En algunos países como Holanda, Islandia y Suiza, los recursos administrados en sus correspondientes fondos de pensiones superan ampliamente el 100% de su PIB (OCDE, 2014). Para los 34 países pertenecientes a la OCDE (OECD -Organization for Economic Co-operation Development, por sus siglas en Ingles), se evidencia que en promedio ponderado sus correspondientes fondos de pensiones se encuentran administrando recursos que llegan al 77% de su PIB. (OECD, 2014).

Lo anterior es una fuerte evidencia del importante rol que este tipo de instituciones juega dentro de los mercados financieros, no solo por el poder de negociación que le genera la administración de tales magnitudes de recursos financieros, sino por la liquidez que subyace de dichos recursos, pues en teoría, la administración sobre los aportes de dinero que hacen los trabajadores al plan de pensiones son de largo plazo.

En este sentido, este tipo de instituciones cumplen dos funciones socialmente deseables. La primera se refiere al mecanismo de ahorro de largo plazo, que a su vez y de acuerdo a Yermo, J. (2012) tiene dos objetivos deseables, de un lado, el alivio de la pobreza en la vejez, y de otro lado, el mantenimiento de un nivel de vida más o menos similar después del retiro del mercado laboral. Ambos objetivos serán alcanzables independiente del tipo de sistema pensional, es decir, se debe cumplir tanto para los sistemas de reparto, como para los sistemas de capitalización individual.

La segunda función socialmente deseable tiene relación con su rol en el desarrollo de los mercados de capitales. Al tratarse de un mecanismo de ahorro de largo plazo, este tipo de instituciones financieras cuentan con un alto nivel de liquidez de largo plazo. Esta característica les permite diseñar políticas de inversión de largo alcance, que a su vez se constituyen en una de las principales fuentes de financiación, tanto de gobiernos como de entidades privadas. A este respecto Walker y Lefort (2002) destacan los positivos efectos de los fondos de pensiones sobre variables tan importantes como el ahorro, el crecimiento y el bienestar, así como su conexión indirecta con el desarrollo de los mercados de capitales. Meng y Pfau (2010) encuentran que las inversiones en activos financieros de los fondos tienen impactos positivos sobre la profundidad del mercado de acciones y sobre la liquidez y profundidad del mercado de bonos. Sin embargo estos impactos positivos solo se evidencian en aquellos países con un alto nivel de desarrollo financiero. Otros trabajos de carácter empírico, tales como Levine y Servos (1998), Rousseau y Wachtel (1998) soportan la validez de la existencia de un efecto positivo sobre el desarrollo y crecimiento de los mercados de capitales.

Este artículo indaga sobre el rol que tienen los fondos de pensiones como actores importantes en los mercados de capitales. Puntualmente analiza y cuantifica los posibles efectos que tienen las inversiones institucionales de los fondos de pensiones sobre el desempeño generalizado del principal índice bursátil del mercado español. En particular, el objetivo principal de este artículo es determinar si existe efecto contagio o dependencia entre el desempeño de los fondos de pensiones españoles y el desempeño del índice representativo del mercado de acciones español. El grado de dependencia se determinará utilizando el modelo de Correlación Condicional Dinámica–MGARCH (DCC-MGARCH, por sus siglas en Ingles) propuesto por Engle (2002). Se utilizan datos mensuales que se inician en enero de 2008 y se extiende hasta mayo de 2015 y que corresponden a los rendimientos mensuales compuestos de los precios del Ibex35 y precios del valor de unidad de los fondos de pensiones. A nivel de resultados, se evidencian altas

y persistentes correlaciones, así como co-movimientos que varían a través del tiempo. Esto permite inferir que existen señales de dependencia en el sentido Forbes y Rigobon (2002) entre el desempeño de los fondos de pensiones y el desempeño del mercado de acciones español.

Aunque este hallazgo parezca natural, dado que el mercado de acciones es el escenario normal para las inversiones de los fondos de pensiones, crea inquietudes acerca de la dinámica de dichas inversiones. Es claro que los fondos de pensiones manejan un horizonte de inversión de largo plazo, con lo cual sus decisiones de estructuración y administración de sus carteras no deberían presentar co-movimientos de corto plazo tan marcados con el principal índice del mercado bursátil. En este sentido, este tipo de comportamientos podrían ser señales de altos niveles de trading por parte de este tipo de inversionistas institucionales. Adicional, y de acuerdo a la evidencia empírica encontrada, se podría argumentar que de mantenerse este comportamiento, los fondos de pensiones podrían convertirse en un importante agente generador de riesgo sistémico.

Habitualmente los estudios de contagio financiero toman un espacio de tiempo sobre el cual se haya presentado un evento de crisis financiera, o en su defecto un choque de volatilidad considerable que ponga en riesgo la estabilidad de los mercados financieros. El aporte e innovación del presente artículo radica en que el análisis de dependencia o contagio no se hace comparando un escenario de crisis con otro bajo condiciones normales, sino que se toma un periodo que combina las altas volatilidades que se presentaron en el año 2008 y condiciones de reversión a la media o normales presentes en los periodos subsiguientes. Así, a través de todo este periodo se analiza el comportamiento dependiente de las variables estudiadas. Además, al usar el concepto de correlación condicional dinámica, del que subyace el cálculo de las varianzas a través de un modelo MGARCH, permite modelar el efecto de persistencia y de comportamiento heterocedástico de la misma y en consecuencia, restarle importancia a observaciones históricas muy alejadas, y asignar mayor relevancia a información histórica reciente. Este análisis demuestra empíricamente cómo unos agentes tan importantes en los mercados financieros, como lo son los fondos de pensiones, impactan directa y significativamente la estabilidad de un mercado financiero local.

Las siguientes secciones del artículo están organizadas de la siguiente manera. En la sección 2 se hace un breve recuento y revisión de la literatura acerca de los conceptos de contagio y dependencia financiera. En la sección 3 se describe la metodología empleada en esta investigación. Posteriormente, en la sección 4 se desarrolla el ejercicio empírico y los principales resultados

de las estimaciones realizadas. En la sección 5 se muestran las principales conclusiones de la investigación.

## 2. Revisión de la literatura.

La liberalización financiera y el alto grado de interrelaciones entre los mercados financieros y sus sistemas de pago han propiciado de manera significativa la alta interdependencia entre mercados internacionales de acciones, deuda, derivados y monedas de diferentes países, así como, la interdependencia a nivel doméstico de estos. La mayoría de los trabajos intentan medir el contagio financiero bajo el enfoque del análisis de los cambios en la matriz varianza-covarianza entre un periodo de altas volatilidades y otro periodo de estabilidad en los mercados.

En este sentido, la crisis del mercado de acciones de USA en 1987, dio origen a innumerables estudios que buscaban medir sus efectos sobre otros mercados financieros. Bertero y Mayer (1990), King y Wadhvani (1990), Lee y Kim (1993) analizan los efectos del crash de 1987, y cómo fueron sus mecanismos de propagación hacia otros grandes mercados financieros internacionales, incluyendo Japón. Longin y Slonik (1995) toma siete países pertenecientes a la OCDE y a través de un análisis que va desde 1960 hasta 1990, encuentra que las correlaciones entre los mercados de acciones de estos países se ha incrementado en un 0.36 en el periodo estudiado.

No obstante lo anterior, en la medida en que las herramientas estadísticas y econométricas han ido evolucionando, los trabajos de investigación sobre contagio, dependencia o simplemente co-movimientos han permitido dejar atrás los sesgos de no linealidad o sesgos de varianzas no constantes a través del tiempo, permitiendo así acercamientos más precisos. Sin duda las relaciones de contagio o interdependencia entre mercados de acciones de diferentes países, es quizá uno de las áreas de mayor interés.

La crisis asiática de 1997 generó gran cantidad de estudios que dieron cuenta de los efectos de contagio entre los países de la zona. Forbes, K. (2004), Arestis, *et al.* (2003), Jeon, B.N. y Seo, B. (2003) y Baig, T. y Goldfajn, I (1999), entre otros, toman como caso de estudio dicha crisis y encuentran fuertes evidencias de contagio y dependencia financiera. Chian, *et al.* (2007) aplica un modelo de Correlación Condicional Dinámica a 9 países de la zona asiática y encuentra evidencias de contagio financiero y herding. Yang, S.Y.(2005) encuentra que para el caso de Japón y los denominados “Tigres Asiáticos”, las correlaciones tienden a ser más altas en periodos de crisis o

de altas volatilidades. Así mismo, la crisis financiera internacional de 2007-2008, sin duda la mayor crisis financiera de los últimos 30 años, ha sido un especial foco de estudios financieros que intentan determinar las causas y los efectos de esta crisis sobre la estabilidad financiera global.

El mercado de acciones internacional y las relaciones de dependencia entre los diferentes mercados domésticos, es quizá el escenario que presenta mayor volumen de estudios de contagio o dependencia financiera. Longin, F. y Solnik, B (1995, 2001), Chen, G., *et al.* (2002), Yang, S.Y (2005), Horvath, R. y Poldauf, P (2012), Kenourgios, D. *et al.* (2011), Forbes, K. y Rigobon, R (2002), Fleming, J. *et al.* (1995), Ammer, J. y Mei, J (1996), Berben, P.B. y Jansen, W.J. (2001), Syllignakis, *et al.*(2011) estudian las diferentes relaciones de interdependencia y co-movimientos que surgen entre las interacciones de los mercados de acciones entre países.

A un nivel más general, es decir, no solo estudiando los mercados de acciones de los países, sino otro tipo de mercados, como el de deuda soberana de los países o los efectos de contagio sobre el mercado de tasas de cambio se encuentran trabajos como los de Eichengreen, *et al.* (1996), Haile, F. y Poso, S (2008), Gravelle, T., *et al.*(2006), Dimitrios, D. y Dimitris, K (2013), Gomez-Puig, M. y Sosvilla-Rivero, S (2014), Claeys, P. y Vasicek, B (2014), Caramazza, F. *et al.*(2004), Keister, T (2009).

### **3. Medidas de Correlación.**

El desarrollo de los mercados financieros, principalmente a partir de la década de 1970 ha permitido entre otras, la creación de todo tipo de productos financieros que de manera casi obligada conduce a que el comportamiento de sus precios en algún momento del tiempo muestre evidencias de estar interrelacionados. De otro lado existen fuertes evidencias de conexiones entre mercados financieros domésticos e internacionales que por efectos de la globalización financiera o del libre tránsito de los flujos financieros a través de las fronteras nacionales, terminen impactando o contagiando a otros mercados financieros.

Los fondos de pensiones son en esencia agentes financieros expertos en la administración de carteras de inversión. Por tal razón estos agentes se ven enfrentados a factores de riesgo que sin duda se encuentran interrelacionados.

Dado que un gestor de un fondo de pensiones se enfrenta a un conjunto finito de factores de riesgo, es de suma importancia la identificación de las interacciones entre estos, pues esto le permitirá tener una fuente valiosa de información para la toma de decisiones.

### 3.1. Coeficiente de Correlación Lineal de Pearson

Es quizá una de las medidas de dependencia más conocidas y en consecuencia una de las más usadas. Ha desempeñado un importante papel en modelos clásicos de valoración y asignación de activos como el CAPM y el APT, los cuales fundamentan el concepto de diversificación de la cartera al comportamiento de dicha medida de dependencia.

El coeficiente de correlación lineal de Pearson mide la relación lineal que existe entre un conjunto de variables aleatorias  $X$  e  $Y$ .

El coeficiente de correlación de Pearson se define:

$$\rho_{X,Y} = \frac{COV(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (2.1)$$

Donde:

$\sigma_X \sigma_Y$ : representa la covarianza entre las variables aleatorias  $X$ ,  $Y$

$\sigma_X$ : representa la desviación típica de la variable aleatoria  $X$

$\sigma_Y$ : representa la desviación típica de la variable aleatoria  $Y$

En teoría de riesgo de carteras el coeficiente de correlación de Pearson juega un papel fundamental como elemento básico de la matriz de varianzas y covarianzas, sobre la cual descansa el concepto de diversificación de riesgo de la cartera. A continuación se enumeran algunas de las propiedades del coeficiente de correlación lineal de Pearson presentado en 2.1.

- i)  $\rho(X,Y) = \rho(Y,X)$
- ii)  $[\rho(Y,X)] \leq 1$
- iii)  $\rho(Y,X) = 1, \rho(Y,X) = -1$
- iv)  $\rho(aX + b, Y) = \rho(Y, X), a > 0$
- v)  $[\rho(Y, X)] = 1$  si y solo si existen constantes  $a, b, c \in \mathbb{R}$ , con  $a, b \neq 0$  tal que  $P(aX + bY = c) = 1$
- vi)

Una de las principales razones de la aceptación generalizada de esta medida de dependencia es la simplicidad de su cálculo, pues solamente se debe estimar los dos primeros momentos de los datos observados empíricamente. No obstante esta medida presenta problemas que pueden conducir a

interpretaciones equivocadas. De acuerdo a Embrechts, *et al.* (1997), los principales problemas de esta medida son:

- a. El coeficiente de correlación lineal de Pearson es simplemente una medida escalar de dependencia. En este sentido esta no puede decir todo lo que se necesita acerca de la estructura de dependencia entre dos variables.
- b. Los valores posibles de correlación dependen de la distribución marginal de riesgos. Todos los valores de 1 y -1 no son necesariamente alcanzables.
- c. Los riesgos dependientes perfectamente positivos no tienen necesariamente una correlación de 1. Los riesgos dependientes perfectamente negativos no tienen una correlación de -1.
- d. Una correlación de cero no indica independencia en los riesgos.
- e. La correlación no es invariante bajo transformaciones de los riesgos. Por ejemplo ante transformaciones de tipo  $\log(X)$  y  $\log(Y)$ , por lo general no tienen la misma correlación que las variables originales  $X$  e  $Y$ .
- f. La correlación está definida solamente cuando las varianzas de los riesgos son finitas.

### 3.2. Modelos de Correlación Condicional

De acuerdo a Engle (2002), la correlación condicional entre dos variables aleatorias  $r_1$  y  $r_2$  se define:

$$\rho_{1,2,t} = \frac{E_{t-1}(r_{1,t}r_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)E_{t-1}(r_{2,t}^2)}} \quad (2.2)$$

En la expresión 2.2, la correlación condicional está basada en información conocida de periodos previos. Por leyes de probabilidad, la correlación condicional tomará valores en el intervalo  $[-1, 1]$ , en consecuencia la expresión 2.2 satisface esta restricción para todas las posibles realizaciones de información pasada y para todas las combinaciones lineales de estas variables.

Se toman los rendimientos como una perturbación en el tiempo de su desviación estándar condicional, con el propósito de clarificar la relación entre la correlación condicional y la varianza condicional, de esta manera se plantea:

$$h_{i,t} = E_{t-1}(r_{1,t}^2), \quad r_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}}\varepsilon_{i,t}, i = 1,2$$

Donde épsilon es una perturbación estandarizada que tiene media cero (0) y varianza uno (1), para cada serie, así, reemplazando:

$$\rho_{1,2,t} = \frac{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}^2)E_{t-1}(\varepsilon_{2,t}^2)}} = E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}) \quad (2.3)$$

Así la medida de correlación condicional es también una medida de covarianza condicional entre perturbaciones estandarizadas.

Definiendo la matriz de covarianza condicional de rendimientos como:

$$E_{t-1}(r_t r_t') \equiv H_t$$

Este estimador puede ser expresado en notación matricial así:

$$H_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (r_{t-j} r_{t-j}')$$

$$H_t = \lambda (r_{t-j} r_{t-j}') + (1 - \lambda) H_{t-1}$$

### 3.3. Correlación Condicional Dinámica - CCD

Esta medida de correlación fue propuesta por Engle (2002) y plantea una medida dinámica de correlación que tiene la flexibilidad de un modelo GARCH univariado pero con la complejidad de un modelo GARCH multivariado convencional. Este tipo de modelos son estimados en dos pasos: el primero se refiere a una estimación serie de tiempo univariada de tipo GARCH y el segundo, a la estimación de la correlación dinámica. El modelo CCD tiene claras ventajas computacionales sobre los modelos GARCH multivariados en el sentido que el número de parámetros a ser estimados en el proceso del cálculo de la correlación es independiente del número de series a ser correlacionadas.

En la primera etapa se define un modelo GARCH multivariado de volatilidad implícita. Engle (2002) propone una nueva clase de estimadores GARCH mutivariados:

$$H_t = D_t R D_t \quad (2.4)$$

Donde:

$R$  Es una matriz de correlación que contiene las correlaciones condicionales y es una matriz:

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,t}}\}$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{n,t}^2 \end{bmatrix}$$

En la cual cada término  $\sigma_{i,t}^2$  experimenta un proceso GARCH multivariado. Es decir, tanto la varianza y la covarianza condicional de los errores siguen una estructura autorregresiva de media móvil de la forma:

$$\sigma_{i,t}^2 = s_i + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_j \epsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{q_i} \beta_j \sigma_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{n_i} \gamma_j \epsilon_{i,t-j}^2 \quad (2.5)$$

Donde  $\sigma_{i,t}^2$  es la varianza condicional de la serie,  $s_i$  es el término constante,  $\alpha_j$  captura los efectos ARCH,  $\beta_j$  mide la persistencia de la volatilidad y  $\gamma_j$  captura el efecto asimétrico. Para asegurar que la varianza condicional sea positiva y estable se debe cumplir las restricciones:  $\alpha_j > 0$ ,  $\alpha_j + \beta_j < 1$ .

En la segunda etapa se estima una matriz  $R$  de correlación que contiene las correlaciones condicionales y que pueden ser escritas en notación matricial como:

$$E_{t-1}(\epsilon_t \epsilon_t') = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R_t$$

$$\epsilon_t = D_t^{-1} \tau_t$$

Probablemente la estimación más sencilla de la matriz de correlaciones se logra a través de un proceso de suavización exponencial que se expresa de la siguiente forma:

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{i,t-s} \epsilon_{j,t-s}}{\sqrt{(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{i,t-s}^2)(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{j,t-s}^2)}} = [R_t]_{i,j} \quad (2.6)$$

La ecuación (2.6) produce una matriz de correlación en cada punto del tiempo y una forma fácil de construirla es a través de un proceso de suavización exponencial, siguiendo el siguiente proceso:

$$q_{i,j,t} = (1 - \lambda)(\epsilon_{i,t-1}\epsilon_{j,t-1}) + \lambda(q_{i,j,t-1})$$

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$$

Dado lo anterior, la matriz de correlaciones queda definida como:

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2,t} & \rho_{1,3,t} \\ \rho_{2,1,t} & 1 & \rho_{2,3,t} \\ \rho_{3,1,t} & \rho_{3,2,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (2.7)$$

La versión matricial de los estimadores de las ecuaciones 2.5, 2.6 y 2.7 se describen a continuación:

$$Q_t = (1 - \lambda)(\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}') + \lambda Q_{t-1} \quad (2.8)$$

$$Q_t = S(1 - \alpha - \beta) + \alpha(\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}') + \beta Q_{t-1} \quad (2.9)$$

Donde  $S$  es la matriz de correlaciones no condicional de epsilon's.

Dado lo anterior, el estimador propuesto denominado correlación dinámica condicional o CCD difiere del modelo tradicional de correlación dinámica solamente en el término  $R$ , que en este caso también depende del tiempo:

$$H_t = D_t R_t D_t$$

El elemento clave en la anterior modelación de la correlación dinámica condicional lo constituye el término:

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$$

El cual representa la correlación condicional entre el rendimiento del índice bursátil representativo, que en este caso corresponde al IBEX35 y el rendimiento del índice que agrupa el comportamiento de los fondos de pensiones españoles.

#### **4. Modelo, base de datos y ejercicio empírico**

Dado el importante rol que juegan los fondos de pensiones en los mercados financieros, es de vital importancia generar medidas que permitan advertir momentos de inestabilidad financiera o de altas volatilidades en función del comportamiento de estos agentes y su impacto sobre las volatilidades de los mercados. En este sentido analizar el comportamiento y medir las relaciones que se establecen entre este par de agentes permitirá entre otras; a dichos agentes a tomar decisiones de conformación de sus carteras que afronten de mejor manera las inestabilidades temporales. Desde otro punto de vista, permitirá a entidades reguladoras identificar periodos de choques de volatilidad y en este sentido emitir normas que permitan a los fondos de pensiones cumplir su objetivo de estabilizar los mercados financieros cuando estos estén experimentando choques exógenos de volatilidad.

En este contexto medir a dependencia adquiere especial relevancia. Este artículo desarrolla medidas de series de tiempo que indagan sobre la relación entre la volatilidad del valor de la unidad de los fondos de pensiones y la volatilidad del mercado, medida en función del comportamiento del índice representativo.

En este marco de referencia, el objetivo principal es medir el grado de dependencia que posiblemente exista entre la volatilidad de un mercado financiero de un país y la volatilidad en el precio de los fondos de pensiones correspondientes a ese país. Finalmente se pretende medir el grado de correlación condicional dinámico que posiblemente exista entre las variables mencionadas.

La metodología utilizada en la presente investigación corresponde a modelos de series temporales, por tal razón, la información recopilada se ajusta a las exigencias de dicho tipo de modelación financiera. No obstante, y para futuras investigaciones, con esta información e información adicional, se podrá construir un panel de datos que permitirá medir los efectos que, sobre el comportamiento del mercado de acciones, tienen variables inherentes a los fondos de pensiones, tales como el tamaño del fondo, su rentabilidad, su nivel de riesgo y liquidez, entre otros.

##### **4.1 Base de datos.**

La base de datos corresponde a los fondos y planes de pensiones reportados a INVERCO (Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones), de España. Con corte a mayo de 2015, la base de datos

reportaba un total de 1.268 planes de pensiones, sin embargo para evitar problemas de sesgo en la muestra, se aplicaron dos filtros:

- Sesgo de supervivencia: consiste en que solamente se tendrán en cuenta aquellos fondos de pensiones que se encuentren vigentes en la fecha de corte final de la muestra. Esto significa que aquellos fondos que han desaparecido por razones de supervivencia o aquellos que han cambiado de nombre por fusiones, adquisiciones, entre otras, no se tomarán en cuenta. Se aplican los conceptos planteados por Elton, E.J *et al.* (1996) para evitar que dicho sesgo tenga implicaciones en los resultados obtenidos en el ejercicio empírico.
- Sesgo de tamaño: se refiere a que solamente se tendrán en cuenta aquellos fondos de pensiones con un nivel mínimo de recursos administrados. Este nivel mínimo se ha establecido en 100.000 euros. El argumento a favor de este límite es que tan solo aquellos fondos de pensiones que administren como mínimo este nivel de recursos participan activamente en los mercados de capitales domésticos e internacionales.

Como resultado de la aplicación de los dos anteriores filtros, la muestra final consistió en 688 planes de pensiones, de los cuales, la variable a analizar es la denominada “Valor de Unidad de Cuenta”. Este “Valor de Unidad de Cuenta” es el resultado del proceso de valoración a precios de mercado que los fondos de pensiones están obligados a realizar a sus correspondientes carteras de inversión. El periodo de la muestra corresponde a observaciones mensuales que inician en el mes de enero de 2008 y terminan en el mes de mayo de 2015, lo que equivale a tener 89 observaciones en la serie de tiempo.

No obstante, al comparar la longitud de la serie de tiempo ( $N=89$ ) con la longitud del corte transversal ( $T = 688$ ), se evidencia que  $T \gg N$ , lo que obliga a agrupar el comportamiento de los fondos en unos índices que describan el comportamiento generalizado de los mismos.

Los números índices construidos a partir de la información individual son:

- Índice de Laspeyres
- Índice de Paasche
- Índice de Fisher

Los números índices han sido ampliamente usados, especialmente en el cálculo de los índices de precios al consumidor y otros trabajos de carácter macroeconómico. Algunos trabajos económicos que sustentan su uso son Crowe W.R (1965), Mudgett B.D (1951), Zarnowitz V (1961), Allen R.G.D (1963), entre otros. Este tipo de índices son válidos al momento de representar el comportamiento general de los precios de un sector. En este caso, su construcción se justifica dado que permiten modelar los precios (Unidad de cuenta de cada fondo) de los 688 fondos tomados como muestra en un solo índice<sup>3</sup>.

El índice representativo de la Bolsa de Valores de Madrid, el IBEX 35, es la variable contra la cual se compara el comportamiento de los fondos de pensiones, representado por los índices mencionados arriba. El índice bursátil IBEX 35 es el índice representativo de la principal Bolsa de Valores de España. La información correspondiente a este índice, se encuentra en observaciones mensuales y el periodo muestral es similar al de la información de los fondos de pensiones.

Para ambos casos, es decir, para la información de los precios resultantes de los índices, así como para el valor del IBEX 35, se obtienen los rendimientos compuestos mensuales. Esto permite contar con series de tiempo estacionarias, requisito fundamental para aplicar análisis de series temporales.

El rendimiento compuesto se expresa como:

$$r_{i,t} = \ln \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right)$$

Donde:

- $r_{i,t}$  corresponde al rendimiento mensual del activo  $i$  en el momento  $t$
- $p_{i,t}$  corresponde al precio del activo  $i$  en el momento  $t$
- $p_{i,t-1}$  corresponde al precio del activo  $i$  en el momento  $t-1$

Las estadísticas descriptivas para la muestra correspondiente a los rendimientos compuestos mensuales de los números índice y del IBEX35 se muestran en la tabla 1.

---

<sup>3</sup> Más adelante se dará el sustento estadístico que permite inferir que la modelación a través de los mismos es válida.

**Tabla 1.**

**Estadísticas descriptivas de los índices número representativos**

	<b>libex35</b>	<b>llaspeyres</b>	<b>lpaasche</b>	<b>lfisher</b>
Media	-0.0018741	0.0019449	0.0034573	0.002701
N	88	88	88	88
Suma	-0.16492	0.17115	0.30424	0.23769
Máximo	0.15379	0.03026	0.08765	0.05364
Mínimo	-0.18673	-0.03975	-0.05594	-0.10378
Rango	0.34052	0.07001	0.14359	0.10148
Des Estandar	0.0633543	0.0145575	0.0213811	0.0164879
Varianza	0.0040138	0.0002119	0.0004572	0.0002719
Coef. Variación	-33.80533	7.484995	6.184375	6.104331
Simetría	-0.3095287	-0.529819	0.5817328	-0.3027228
kurtosis	3.655218	3.125228	5.468622	4.136978

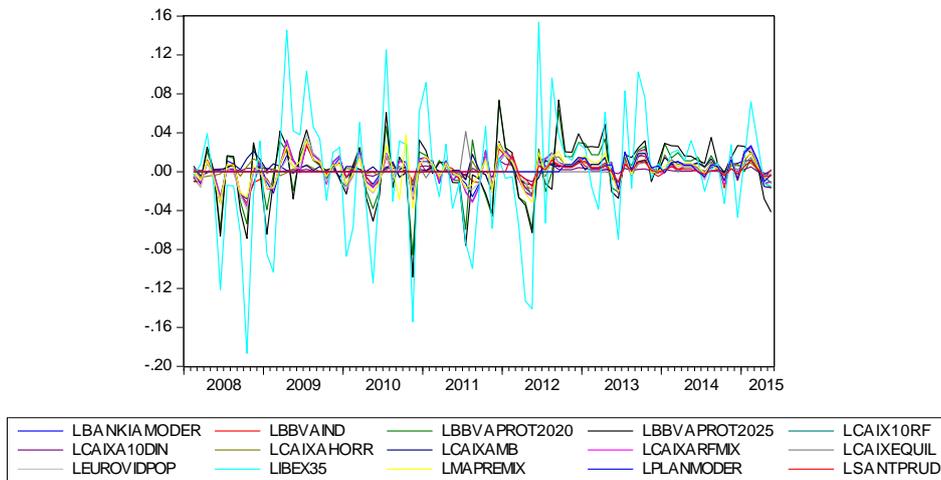
**Nota:** Las estadísticas corresponden a las series históricas de los rendimientos compuestos mensuales. El comportamiento de estos índices muestran el comportamiento generalizado de los 688 fondos de pensión tomados en la muestra y el índice representativo del mercado, el IBEX35

En todos los casos, los valores de la media del rendimiento son aproximadamente iguales a cero, no obstante, en todos los casos se evidencia un valor significativo para la curtosis y valores diferentes de cero para el coeficiente de simetría, lo que lleva a concluir que las series de rendimientos se alejan de un comportamiento normal.

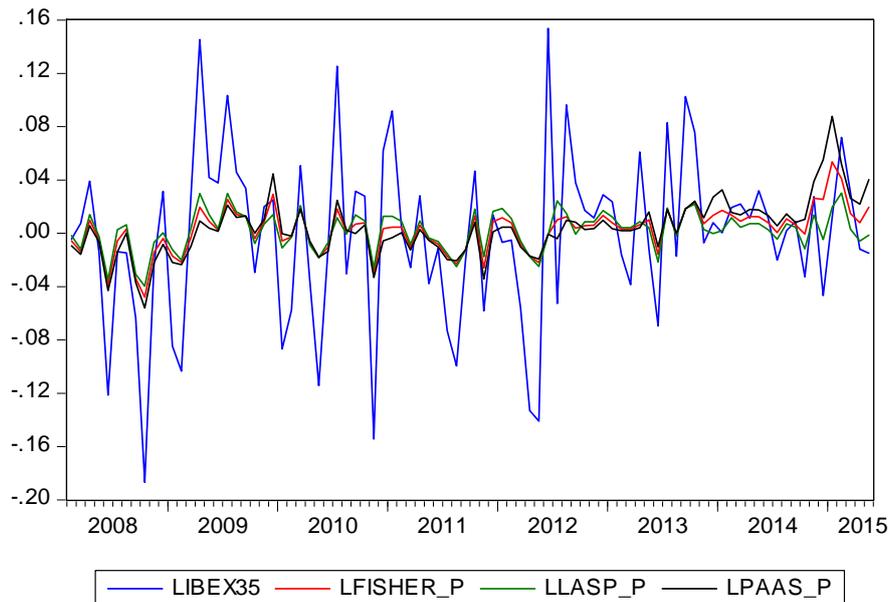
En la figura 1, se muestra un comparativo entre el comportamiento del índice IBEX35 y el comportamiento de los 14 fondos de pensiones más representativos en términos de recursos administrados del mercado español. Estos 14 fondos de pensiones administran el 25.02% del total de los recursos administrados por el sistema pensional. Se evidencia perfectamente un comportamiento similar en las trayectorias través del tiempo entre las dos variables analizadas.

La figura 2 muestra el comportamiento a través del tiempo de los rendimientos compuestos mensuales del IBEX35 y de los tres índices que se crearon para modelar el comportamiento generalizado de los 688 fondos de pensiones tomados en la muestra.

**Figura 1. Rendimientos mensuales compuestos del IBEX35 y los 14 fondos de pensiones de mayor tamaño en recursos administrados**



**Figura 2. Rendimientos mensuales compuestos del IBEX35 y los tres índices representativos: Laspeyres, Paasche y Fisher.**



Al comparar el comportamiento a través del tiempo del índice IBEX35 con los 14 fondos de pensiones de mayor tamaño, así como con los tres índices representativos, se evidencia, al menos a nivel gráfico, señales de una alta correlación, lo cual permite, de un lado inferir que la hipótesis planteada de alta correlación entre este par de agentes sea correcta, y de otro lado, que los índices creados si están modelando correctamente el comportamiento generalizado del total de fondos incluidos en la muestra, pues a pesar que el comportamiento de estos es más suavizado, la trayectoria de ellos a través del tiempo es muy similar a la trayectoria del IBEX35.

Es importante destacar que el propósito de esta investigación es analizar el comportamiento de dos series temporales, de un lado se encuentra las series de rendimientos de los fondos de pensiones<sup>4</sup>, y de otro lado, la serie de rendimientos del índice representativo Ibex35. Al comparar dichas trayectorias se obtendrán elementos que permitan identificar procesos de dependencia entre ellas, lo que a su vez reconocerá la magnitud de la influencia que ejercen los fondos de pensiones sobre la estabilidad del mercado de acciones español.

Si bien es cierto que reducir el comportamiento de 688 fondos de pensiones en un solo índice podría parecer poco representativo, tal grado de simplificación se soporta en dos argumentos fundamentales: primero, con la información contenida en el número índice no se realizará ningún tipo de inferencia estadística, sino simplemente será el insumo para comparar su comportamiento contra la trayectoria del Ibex35 y así determinar el grado de dependencia. Segundo, en la Fig. 1 se muestra el comportamiento de los rendimientos del Ibex35, así como el comportamiento de los rendimientos de los 14 fondos de pensiones de mayor tamaño del sistema.<sup>5</sup> De igual forma, en la Fig. 2, se grafica las trayectorias de los tres números índices utilizados y la del Ibex35. Tal como se mencionó arriba, al comparar las Figuras 1 y 2, claramente se evidencia que las trayectorias de los índices a pesar de tener un comportamiento más suavizado, son representativas de las trayectorias de los 688 fondos de pensiones.

---

<sup>4</sup> El comportamiento a través del tiempo de las series de rendimientos de los fondos de pensiones se modelará a través de los números índices construidos para tal fin.

<sup>5</sup> Se optó por presentar el comportamiento solamente de los 14 fondos de pensiones más importantes, porque al graficar el comportamiento de los 688 fondos de pensiones, seguramente la gráfica estaría demasiado cargada de trayectorias.

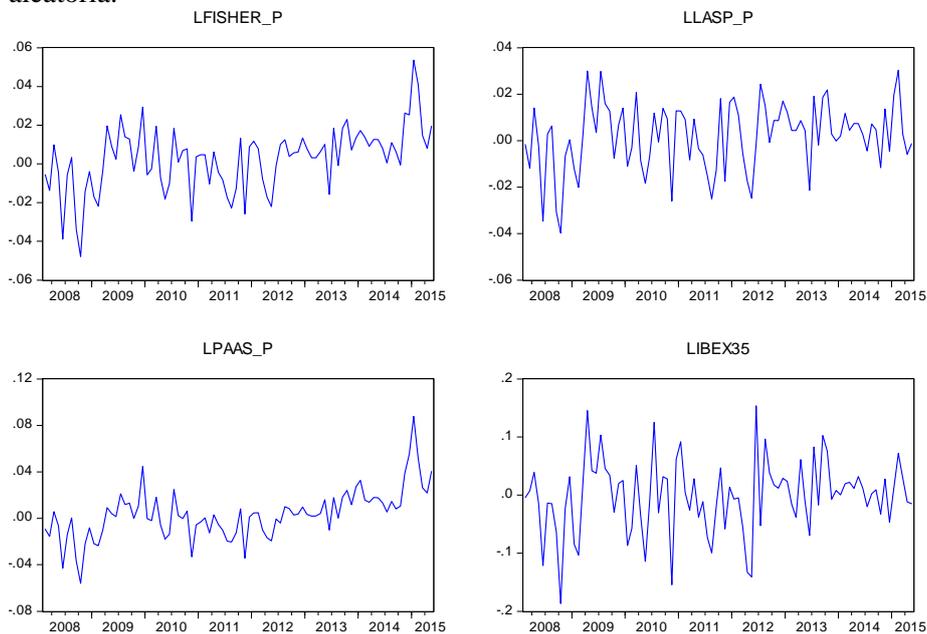
### Análisis de Series Temporales

Teniendo en cuenta que el planteamiento del modelo de Correlación Condicional Dinámica – CCD en su primera etapa se fundamenta en un modelo GARCH, es necesario realizar los test que permitan comprobar el comportamiento estacionario de las series analizadas.

En la figura 3 se muestra el comportamiento de las series de tiempo de las variables a considerar en el modelo CCD. Se evidencia que las series temporales de las variables no presentan tendencia determinística y adicional a esto, hay indicios de que su comportamiento se acerque a una caminata

**Figura 3. Trayectorias de los rendimientos mensuales compuestos del IBEX35 y los tres índices representativos: Laspeyres, Paasche y Fisher.**

aleatoria.



En la tabla 2 se muestran los resultados de los test de raíz unitaria, autocorrelación y heterocedasticidad.

El test de Dickey-Fuller aumentado que comprueba la existencia de una raíz unitaria, se aplicó a las series de rendimientos compuestos mensuales. Tal como se observa, en las cuatro variables se rechaza la hipótesis nula de

existencia de una o más raíces unitarias con un nivel de significancia estadística del 1%, lo que en consecuencia permite concluir que las series tienen un comportamiento estacionario.

El test ARCH para comprobar la existencia de heterocedasticidad se aplicó a los residuales generados de un proceso AR(1) en su ecuación de media y un proceso GARCH(1,1) en su ecuación de varianza. En los cuatro casos no se rechaza la hipótesis nula de existencia de Homocedasticidad, con un nivel de significancia estadística del 1%. En consecuencia se descartan problemas de heterocedasticidad en el proceso autoregresivo.

Finalmente, y de acuerdo a los resultados del estadístico Durbin Watson, se descartan problemas de autocorrelación en los residuos generados en el proceso autorregresivo.

**Tabla 2.**  
**Test de Raíz unitaria, Autocorrelación y Heterocedasticidad**

	libex35	llaspeyres	lpaasche	lfisher
<b>Test de Raíz Unitaria: Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>				
t-Statistic	-8.40527	-7.402172	-4.221155	-5.675931
P-Value	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
<b>Test de Autocorrelación</b>				
Durbin-Watson statistic	2.0476***	1.8758***	1.8180**	1.9733***
<b>Test de Heterocedasticidad: ARCH Statistic</b>				
F-statistic	0.163599	0.266617	0.126721	2.727901
P-Value	0.6869***	0.6070***	0.7227***	0.1023***

Nota: \*\*\* denota significancia al 1%, \*\* denota significancia al 5%, \* denota significancia al 10%

#### 4.1 Modelo Correlación Condicional Dinámica

Tal como se mencionó en la sesión 2.1, el coeficiente de correlación de Pearson presenta varias debilidades que no permiten un entendimiento razonable del grado de dependencia entre dos o más variables. Sin embargo y a modo de ilustración, en la tabla 3 se presenta la matriz de correlaciones compuesta por los coeficientes de correlación de Pearson.

**Tabla 3**  
**Matriz de Correlaciones**

	libex35	llaspeyres	lpaasche	lfisher
<b>libex35</b>	1	0.8139	0.551	0.7165
<b>llaspeyres</b>	0.8139	1	0.6723	0.8773
<b>lpaasche</b>	0.551	0.6723	1	0.9451
<b>lfisher</b>	0.7165	0.8773	0.9451	1

Nota: Los valores corresponden al valor del coeficiente de correlación lineal de Pearson.

Con el propósito de superar las debilidades del coeficiente de correlación de Pearson como medida de dependencia, en este artículo se emplea el Modelo CCD – Correlación Condicional Dinámica, propuesto por Engle (2002).

La especificación del modelo CCD para cada uno de los índices  $r_{i,t}$  se muestra a continuación:

**Ecuación de media:**

$$r_{i,t} = u_i + \sum_{j=1}^{p_j} \gamma_{i,j} r_{i,t-j} + \phi_i r_t^{ibex} + \varepsilon_{i,t},$$

para  $i = 1, \dots, k$

$$r_t^{ibex} = u_{ibex} + \sum_{j=1}^{p_{ibex}} \gamma_j^{ibex} r_{t-j}^{ibex} + \varepsilon_{ibex,t}$$

Donde:  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{k,t}, \varepsilon_{ibex,t})' \sim (0, H_t)$

**Ecuación Correlación Condicional Dinámica**

$$H_t = D_t R_t D_t$$

Donde:  $D_t$  es una matriz diagonal con  $[D_t]_{ii} = \sqrt{h_{i,t}}$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}$$

Con  $\omega_i > 0, (\alpha_i, \beta_i) \geq 0, \alpha_i + \beta_i < 1$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$$

Donde:  $Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a\eta_{t-1}\eta_{t-1}' + bQ_{t-1}$

Con  $(a, b) \geq 0, a + b < 1$

En este caso  $\bar{Q}$  es una matriz de covarianzas no condicionales de los residuos estandarizados de  $\eta_t$

$$\eta_t = D_t^{-1} \varepsilon_t, [Q_t]_{i,j} = q_{i,j,t} \text{ y } Q_t^* \text{ es la matriz diagonal con } [Q_t^*]_{ii} = \sqrt{q_{ii,t}}$$

Donde:

$i = \{laspeyres, lpaasche, lfisher\}$  y en consecuencia  $k = 3$ .

De acuerdo a Engle (2002), la correlación dinámica puede ser calculada para dos activos financieros, siguiendo la expresión:

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$$

En la tabla 4 se muestran los principales resultados de las estimaciones del modelo CCD – GARCH. El primer aspecto a destacar lo constituyen los coeficientes de la varianza rezagada y los coeficientes del término del error al cuadrado, los cuales son altamente significativos justificando así las propiedades de la especificación del modelo GARCH (1,1).

**Tabla 4.**  
**Resultados de estimaciones. Modelo de Correlación Condicional Dinámica - GARCH.**

Ecuación de media			
	$r_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p_j} \gamma_{i,j} r_{i,t-j} + \phi_i r_t^{ibex} + \varepsilon_{i,t}$		
	Libex35	llaspeyres	lpaasche
	0.1748596 (0.1700383)	-0.9670645 (0.9128998)	0.5368919 (0.3085077)
$\phi_i$	0.0891542*** (0.0430772)	-0.344327 (0.2329682)	0.1929088* (0.0814658)
	0.018755 (0.0348443)	-0.5418603*** (0.1926082)	0.8504304*** (0.0884651)
$\mu_i$	-0.0040694 (0.0054226)	0.0008646 (0.0012759)	-0.0007253 (0.0016081)
Ecuación de Varianza			
	$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}$		
	Libex35	llaspeyres	lpaasche
$\omega_i$	0.0011819*** (0.0005518)	0.0003747*** (0.0000611)	0.0003903*** (0.0000663)
$\alpha_i$	0.4501194*** (0.1490848)	-0.8007039*** (0.0881233)	-0.7723786*** (0.1238971)
$\beta_i$	0.3155668*** (0.1308771)	0.1532203*** (0.0520321)	0.1183925*** (0.0433469)
Ecuación CCD - multivariada			
	$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a\eta_{t-1}\eta'_{t-1} + bQ_{t-1}$		
$a$	0.2930626*** (0.0866198)		
$b$	0.5556375*** (0.0750696)		
Correlation Condicional			
	Libex35	llaspeyres	lpaasche
<b>Libex35</b>	1	0.8939292*** (0.0495209)	0.7187665*** (0.1137925)
<b>llaspeyres</b>	0.8939292*** (0.0495209)	1	0.6983225*** (0.1289273)
<b>lpaasche</b>	0.7187665*** (0.1137925)	0.6983225*** (0.1289273)	1

Nota: \*\*\* indica significancia al 1%, \*\* indica significancia al 5%, \* indica significancia al 10%  
Los valores entre parentesis indican el error estandar.

Asimismo, se destacan los resultados obtenidos de la ecuación CCD, que muestran a sus coeficientes con un alto nivel de significancia estadística (99%), sugiriendo que los co-movimientos de los rendimientos varían a través del tiempo. Adicional, la suma de los valores (a + b) se aproxima a 1, lo cual evidencia alta persistencia en la correlación entre el IBEX35 y los índices propuestos.

De otro lado los coeficientes de correlación condicional son superiores a los coeficientes de correlación lineal de Pearson mostrados en la tabla 3. Este resultado es consistente con la persistencia de la correlación dinámica frente al resultado discreto de Pearson.

En la tabla 5 se comprueba a través del Test de Wald, la validez de los coeficientes de ajuste a y b. De acuerdo al valor P de estadístico de prueba  $\chi^2$ , se rechaza la  $H_0: a = b = 0$ .

**Tabla 5**

**Test de Wald: [Adjustment: a] = [Adjustment: b] = 0**

---

(1) [Adjustment] a - [Adjustment] b = 0

(2) [Adjustment] a = 0

$\chi^2(2) = 1102.45$

---

Prob >  $\chi^2 = 0.00000$

En consecuencia, el test permite concluir que las correlaciones condicionales del modelo cambian a través del tiempo, lo que valida la utilización del modelo MGARCH para la obtención de la ecuación de varianza.

## 5. Conclusiones

Este artículo investiga la relación de dependencia que existe entre los rendimientos del índice representativo del mercado bursátil español, el Ibex35 y el comportamiento de los rendimientos de los fondos de pensiones pertenecientes al mismo mercado. Para tal efecto, se tomaron los precios con periodicidad mensual en ambos tipos de variables. El periodo muestral comprendió desde enero de 2008 hasta mayo de 2015. Para modelar el comportamiento de los fondos y teniendo en cuenta que la muestra de los fondos (N) era muy superior al tiempo (T) de la misma, se calcularon los índices número de Laspeyres, Paasche y Fisher.

Teniendo en cuenta los problemas que presenta el coeficiente de correlación lineal de Pearson como medida más dependencia, en esta investigación se empleó el modelo CCD-MGARCH, el cual permite modelar de manera

dinámica la dependencia o correlación existente entre las variables mencionadas.

Los resultados de las estimaciones en el ejercicio empírico permiten concluir la existencia de altas correlaciones entre el comportamiento de los fondos y el comportamiento del índice de mercado. Estos niveles de altas correlaciones fueron más evidentes bajo el modelo CCD-MGARCH que aquellas correlaciones calculadas con el coeficiente de correlación lineal de Pearson. Adicional a lo anterior, se evidencia un comportamiento persistente en la correlación y co-movimientos que varían a través del tiempo.

Si bien es cierto que el mercado de acciones y sus diferentes instrumentos son el escenario natural de inversión para los fondos de pensiones, consideramos que de acuerdo a los resultados obtenidos de altas correlaciones, estos altos niveles de dependencia podrían ocasionar problemas de inestabilidad de los mercados, más si se tiene en cuenta el gran poder de negociación de este tipo de inversores institucionales. En este sentido, los fondos de pensiones podrían convertirse en agentes desestabilizadores de los mercados financieros inyectando choques de volatilidad en lugar de comportarse como agentes estabilizadores de los mismos. Es importante destacar que este tipo de instituciones financiera fueron creadas con el propósito de brindar un instrumento de ahorro de largo plazo, con lo cual su naturaleza por definición debería ser de agentes estabilizadores de los mercados financieros y no lo contrario.

Adicional a lo anterior, y de acuerdo a los resultados del ejercicio empírico, se evidencian señales de altas concentraciones de inversiones en instrumentos de renta variable, lo cual podría indicar bajas participaciones en inversiones en instrumentos de deuda pública, derivados y monedas, entre otros. Esto podría incrementar, no solo el problema de la alta influencia negativa que ejercen los fondos de pensiones sobre la estabilidad de los mercados, sino que los ahorros de los trabajadores que son administrados por este tipo de instituciones financieras, experimenten choques de volatilidad que generen pérdidas en un ahorro que en teoría debería conservarse lo más seguro posible con el fin de que cumpla su objetivo de brindar un retiro adecuado y una vejez digna los trabajadores que durante su vida laboral confiaron en este tipo de instituciones como administradores de su pensión. Finalmente, y de acuerdo a lo evidenciado en la presente investigación, solo queda plantear dos caminos que permitan continuar con esta línea de investigación: el primero hace referencia a que los fondos de pensiones se podrían constituir en un importante agente de riesgo sistémico, y el segundo hace referencia a la posibilidad que sea la regulación sobre este tipo de

instituciones la que esté generando dicha situación, lo cual de ser así, valdría la pena su revisión.

### **Bibliografía.**

- Allen, R.G.D., Furst, G.M.W., Loftus, P.J., Castellano, V., Barberi, B. & Khamis, S.H. (1963). Price Index Numbers. *Review of International Statistical Institute*. 31, 281-306.
- Ammer, J. & Mei, J. (1996). Measuring International Economic Linkages with Stock Markets Data. *The Journal of Finance*. 51, 1743-1763.
- Arestis, P., Caporale, G.M. & Cipollini, A. (2003). Testing for financial contagion between developed and emerging markets during the 1997 east Asian crisis. *The Levy Economics Institute of Bard College working paper 370*.
- Baig, T. & Goldfajn, I. (1997). Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF staff papers 2*, 167-195.
- Berben, R.P. & Jansen, W.J. (2001). Comovements in International Equity Markets: A Sectoral View. *Nederland Bank*.
- Bertero, E. & Mayer, C. (1990). Structure and performance: Global interdependence of stock markets around the crash of October 1987. *European Economic Review*. 34, 1155-1180.
- Billio, M., Getmansky, M., Lo, W.A. & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics*. 104, 535-559
- Capiello, L., Engle, R.F. & Sheppard, K. (2006). Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Economics*. 4, 537-572
- Caramazza, F., Ricci, L. & Salgado, R. (2004). International financial contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*. 23, 51-70
- Chan, N., Getmansky, M., Hass, S.M. & Lo, A.W. (2005). Systemic Risk and Hedge Funds. In: Carey, M., Stulz, R. M. (Eds.), *The Risk of Financial Institutions*. University of Chicago Press, Chicago/London, P. 235-338.
- Chen, G.M., Firth, M. & Meng, R.O. (2002). Stock markets linkages: evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance*. 26, 1113-1141
- Chance, W.A. (1966). A Note on the Origins of Index Numbers. *The Review of Economics and Statistics*. 48, 108-110.
- Chiang, T.C., Jeon, B.N. & Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*. 26, 1206-1228
- Claeys, P. & Vasicek, B. (2014). Measuring bilateral spillover and testing contagion on sovereign bond markets in Europe. *Journal of Banking and Finance*. 46, 151-165
- Crowe, W.R. (1965). *Index Numbers. Theory and Application*. Macd & E. First Edition. USA

- Dimitrios, D. & Dimitris, K. (2013). Financial crisis and dynamic linkages among international currencies. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 26, 319-332
- Embrechts, P., Klüppelberg, C., & Mikosch, T. (1997). Modelling Extremal Events for Insurance and Finance. Berlin: Springer-Verlag.
- Eichengreen, B., Rose, A. & Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises: First Test. *The Scandinavian Journal of Economics*. 98, 463-484
- Engle, R. F. (2002). Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*. 20, 339-350
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (1996). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*. 9, 1097-1120.
- Fleming, J., Ostdiek, B., & Whaley, R. (1995). Predicting stock market volatility: A new measure. *Journal of Future markets*. 15, 265-302
- Forbes, K. (2004). The Asian flu and Russian virus: firm level evidence on how crisis are transmitted internationally. *Journal of International Economics*. 63, 59-92
- Forbes, K. & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *Journal of Finance*. 57, 2223-2261
- Gomez-Puig, M. & Sosvilla-Rivero, S. (2014). Causality and contagion in EMU sovereign debt markets. *International Review of Economics and Finance*. 33, 12-27
- Gravelle, T., Kichian, M. & Morley, J. (2006). Detecting shift-contagion in currency and bond markets. *Journal of International Economics*. 68, 409-423
- Haile, F. & Pozo, S. (2008). Currency crisis contagion and the identification of transmission channels. *International Review of Economics and Finance*. 17, 572-588
- Horvath, R., & Poldauf, P. (2011). International stock markets comovements: what happened during the financial crisis?. *Global Economy Journal*. 12, 1
- Jeon, B.N. & Seo, B. (2003). The impact of the Asian financial crisis on foreign exchange markets efficiency: the case of East Asian countries. *Pacific Basin Financial Journal*. 11, 509-525
- Keister, Todd. (2009). Expectation and Contagion in Self-Fulfilling Currency Attacks. *International Economic Review*. 50, 991-1012
- Kenourgios, D., Samitas, A. & Paltalidis, N. (2011). Financial crisis and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*. 21, 92-106
- Kenourgios, Dimitris. (2014). On financial contagion and implied market volatility. *International Review of Financial Analysis*. 34, 21-30
- King, M. & Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*. 3, 5-33
- Kotkatvouri-Örnberg, J., Nikkinen, J. & Äijö, J. (2013). Stock market correlations during the financial crisis of 2008-2009: Evidence from 50 equity markets. *International Review of Financial analysis*. 28, 70-78

- Lee, S.B. & Kim, K.J. (1993). Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets?. *Review of Financial Economics*. 3, 89-102
- Levine, R. & S. Zervos (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *The American Economic Review*. 88, 537-558.
- Longuin, F. & Slonik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990. *Journal of International Money and Finance*. 14, 3-26
- Longuin, F. & Slonik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance*. 56, 649-676
- Meng, C., & Pfau, W.D. (2010). The role of pension funds in capital markets development. *National Graduate Institute for Policy Studies, GRIPS Discussion Paper* 10-17.
- Mudgett, B.D. (1951). *Index Numbers*. John Wiley and Sons. First Edition. USA
- Pension Markets in Focus. Annual Report of OECD (2014). <http://www.oecd.org/daf/pensions/pensionmarkets>. P. 7-11.
- Rousseau, P.L. & Paul W. (1998). Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrialized Countries. *Journal of Money Credit and Banking*. 30, 657-678.
- Syllignakis, M.N. & Kouretas, G.P. (2011). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics and Finance*. 20, 717-732
- Thomas, A., Spataro, L. & Mathew, N. (2014). Pension funds and stock market volatility: An empirical analysis of OECD countries. *Journal of Financial Stability*. 11, 92-103.
- Walker, E. & Lefort, F. (2002). Pension reform and capital markets: are there any (hard) links? *Revista ABANTE*, 5, 77-149.
- Yang, S.Y. (2005). A DCC analysis of international stock markets correlations: the role of Japan on the Asian Four Tigers. *Applied Financial Economic Letters*. 1, 89-93
- Yermo, Juan. (2012). The Role of Funded Pensions in Retirement Income Systems: Issues for the Russian Federation. *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*, 27, OECD Publishing.
- Zarnowitz, V. (1961). Index numbers and the seasonality of quantities and prices. *Government Price Statistics. Staff Paper* 5, 233-304