

IMITACIÓN ENTRE FONDOS DE PENSIONES EN CHILE

IMITATION AMONG PENSION FUNDS IN CHILE

Renato Balbontín Sanhueza^a

Clasificación: empírico – investigación
Recibido: 25 – Agosto - 2018 / Aceptado: 4 – Diciembre - 2018

Resumen

Los fondos de pensiones deben cumplir con una restricción de retorno mínimo que es función de un *benchmark* definido a partir de la diversificación promedio asociada a cada uno de los cinco tipos de fondos que cada empresa vigente en esta industria gestiona y que los trabajadores pueden elegir según su nivel de aversión al riesgo. En caso de no cumplir con esta restricción, la empresa administradora de estos fondos debe cubrir el déficit con recursos propios.

Esta investigación analiza el nivel de imitación en las transacciones de acciones nacionales en los períodos pre y poscrisis *subprime*. El objetivo de este análisis estuvo dirigido a encontrar evidencia empírica respecto del tipo de estrategia que las administradoras de fondos de pensiones adoptaron en ese lapso. El optar por una estrategia de inversión activa significa apropiarse de las mejores opciones en diversificación de cartera detectadas, en tanto que adoptar una estrategia imitativa significa que el objetivo predominante es no apartarse significativamente de la diversificación promedio de la industria y de esta manera no verse expuestas al riesgo de incumplir con la restricción de mínimo retorno.

En este trabajo se detecta cierta evidencia empírica que podría interpretarse como imitación sistemática entre fondos de pensiones, entendiendo como imitación sistemática, el que esta conducta se repita en al menos cuatro meses consecutivos

Palabras clave: diversificación, retorno, riesgo, diferenciación.

Abstract

Pension funds must comply with a restriction of minimum return which is based on a benchmark defined from the average diversification associated with each of the five types of funds that each firm in the industry manages and that the workers can choose according to their level of risk aversion. Failure to comply with this restriction obliges the administrator of each fund, to cover the deficit with its own resources.

This research analyzes the national market share transactions pre and post crisis subprime to the extent to which pension fund administrators adopt an active or an imitative investment strategy. The focus of this analysis was aimed at finding empirical evidence regarding the type of strategy that pension fund administrators adopted in that time frame. Opting for an active investment strategy means appropriating the best portfolio diversification detected, whereas an imitative strategy advises not to deviate significantly from the average industry diversification and consequently do not take any risk to meet the constraint of minimum return.

This paper detects some empirical evidence that could be interpreted as systematic imitation among pension funds, understanding as systematic imitation, that this behavior is repeated in at least four consecutive months

Keywords: Diversification, return, risk, differentiation.

^a Profesor de la Escuela de Ingeniería Comercial de la Universidad Andrés Bello, Santiago, Chile. Correo electrónico: rbalbontin@unab.cl

Introducción

La seguridad social en Chile se basa en un sistema privado, siendo un pilar fundamental de la industria previsional chilena.

El objetivo de este trabajo se enfoca en investigar si las empresas que participan en esta industria diseñan sus estrategias de diversificación imitándose entre ellas, y como consecuencia de este actuar “en manada” no son capaces de lograr una real competencia en pos de un adecuado retorno de largo plazo.

El término “comportamiento manada” (*herding behavior*) se utiliza en el ámbito propio de los mercados de capitales para referirse a inversores que se imitan unos a otros en la compra y venta de activos financieros. Es decir, se comportan de manera homogénea, como un grupo compacto, asemejando una manada.

El sistema privado de fondos previsionales vigente en Chile consideró en su diseño —para cada administrador, por tipo de fondo y según nivel de riesgo— la obligatoriedad de alcanzar una rentabilidad mínima, que es función del rendimiento promedio ponderado por tamaño de todos los fondos en funcionamiento, y prescribe que la empresa que administra cada uno de estos fondos debe cubrir con recursos propios el déficit generado por el incumplimiento de dicha restricción.

La motivación central de este trabajo tiene relación con verificar cuantitativamente si en efecto, al término de cada mes, las administradoras de fondos de pensiones (AFP) toman decisiones, en cada uno de los fondos que gestionan, para asegurar que su retorno no se aparte significativamente del promedio de la industria. Este debe ser un aspecto relevante a considerar, puesto que si se apartan más allá de lo prudente del retorno promedio de la industria, arriesgan enfrentar una delicada situación financiera que puede desembocar en una quiebra.

Cabe destacar que, con un mes de desfase, las AFP tienen la posibilidad de corregir decisiones de inversión que pudiesen inducir las a no cumplir con el retorno mínimo. En efecto, en los primeros días de cada mes, el organismo regulador de esta industria —la Superintendencia de Pensiones— publica la información relevante de diversificación, en términos agregados por las AFP, por tipo de fondo y para todas las categorías de instrumento en renta fija y renta variable, datos referidos al último día del mes anterior¹.

A partir de los resultados de esta investigación se concluye la eventual existencia de una correlación positiva entre las proporciones de fondos que compran o venden acciones en meses adyacentes, indicativo de estrategias imitativas entre AFP (Sias, 2004). Por otra parte, este

fenómeno se observó con mayor frecuencia en la etapa poscrisis *subprime*.

En consecuencia, la principal contribución de este trabajo ha sido la de plantear como una hipótesis plausible el que la restricción de rentabilidad mínima haya inducido a las gestoras de fondos a imitar sus decisiones de inversión, lo cual habría impedido llevar a cabo la mejor estrategia proyectada individualmente por cada una de ellas. Por consiguiente, la restricción vigente podría estar impactando de manera negativa la rentabilidad de largo plazo de los fondos de pensiones.

Este trabajo se ha organizado así: en primer lugar, se desarrolla una reseña del sistema de pensiones en Chile y se revisa la literatura, luego se explica la metodología y fuente de datos utilizada. A continuación, se entregan los resultados, conclusiones, limitaciones del trabajo y líneas de investigaciones futuras.

Reseña del sistema de pensiones y revisión de la literatura

La seguridad social en Chile hasta 1981 se basaba en un sistema público de beneficio definido (sistema de reparto), que es similar al vigente en la mayoría de los países desarrollados, en el cual los trabajadores activos financian las pensiones de los jubilados.

Debido a la caída en la tasa de natalidad y el aumento progresivo de la expectativa de vida, hacia fines de la década de los setenta, se previó un desequilibrio entre trabajadores activos y pensionados, que de continuar con el sistema de beneficio definido desembocaría en una crisis presupuestaria de gran magnitud (Piñera, 1991). Fue esa la principal razón para cambiar el sistema de seguridad chileno, y en mayo de 1981 se dio inicio al actual sistema de pensiones, de contribución definida, que se basa en un aporte obligatorio mensual de 10% de la renta imponible —para cada trabajador durante toda su vida laboral— en una cuenta de capitalización individual gestionada por una empresa privada de giro único, llamada Administradora de Fondos de Pensiones (AFP).

Si bien este sistema es de tipo privado, tiene mecanismos regulatorios de índole estatal. Es el Estado chileno el que regula el funcionamiento de esta industria y otorga complementos para garantizar pensiones mínimas a aquellos trabajadores que, durante su vida laboral, no logren acumular un ahorro previsional que financie una pensión de vejez.

En un comienzo, cada AFP administraba un fondo único que permitía una diversificación solo en instrumentos de renta fija emitidos en Chile. A partir de 1985, se amplió la diversificación a instrumentos de renta variable local. Luego, en la década de los noventa, se extendió la diversificación, permitiéndose la inversión en instrumen-

1 Recuperado de <https://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisticas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sci&menuN1=estfinfp&menuN2=NOID>

tos de renta fija y variable extranjera. Durante esa época, el número de AFP subió hasta veintidós. En los últimos 15 años, el número de AFP se ha reducido significativamente mediante procesos de fusiones y absorciones tendientes a lograr adecuadas economías de escala. En la actualidad, son seis las AFP vigentes (Capital, Cuprum, Habitat, Modelo, Planvital y Provida).

Desde agosto de 2002, cada AFP gestiona cinco tipos de fondos (A, B, C, D y E), cada uno de ellos con diferentes porcentajes límites de inversión en títulos de renta fija y renta variable.

Los fondos tipo A y B son los de mayor riesgo al estar compuestos por una mayor proporción de instrumentos de renta variable. Los fondos tipo C y D son de riesgo medio y el fondo tipo E, el menos volátil, al concentrar una mayor proporción de instrumentos de renta fija.

Son los afiliados al sistema privado de pensiones los que eligen en qué tipo de fondo invierten sus ahorros de acuerdo con sus preferencias para asumir riesgos, al volumen de ahorro acumulado, a su edad y horizonte de tiempo que mantendrán su fondo hasta que se pensionen.

Garantía de retorno mínimo y el fondo de reserva denominado encaje

El Decreto-Ley 3500 de 1980, que regula el funcionamiento de los fondos de pensiones, establece en los artículos 37 al 42 las disposiciones relativas al uso de encaje y el retorno mínimo exigido por tipo de fondo².

Según la normativa vigente, para el caso de un fondo tipo C, D o E, que haya proporcionado durante los últimos tres años, una rentabilidad real anual inferior en 2 puntos porcentuales al promedio ponderado por tamaño de todos los fondos de pensiones de ese tipo, o bien se hubiese posicionado bajo el 50% de dicha rentabilidad en valor absoluto, debe completar, con recursos propios (de la AFP), el monto necesario para cumplir con el límite inferior de retorno (se considera el menor valor entre esos dos límites).

Para cubrir esta eventualidad, la normativa obliga a cada AFP mantener, con recursos propios, un fondo de reserva denominado “encaje”, que equivale al 1% de cada fondo que ella administre y que debe estar invertido con una diversificación idéntica al respectivo fondo gestionado.

Para los fondos tipo A y B, los 2 puntos porcentuales se amplían a 4, en consideración a la mayor volatilidad que asumen como consecuencia de la mayor proporción de instrumentos de renta variable que admiten.

Por tanto, dada la relación de tamaño entre el volumen de fondos administrados y los recursos propios con que cuenta cada AFP, más de la mitad de su capital está constituido por el encaje, y si esta se equivoca y no sobrepasa el retorno mínimo exigido, aun en uno de los fondos que administre, podría perder parte importante de su patrimonio³.

Teorías que explican el comportamiento imitativo entre inversores

Existe una percepción generalizada de que los inversionistas institucionales son especialmente propensos a imitarse en sus decisiones de inversión, comportamiento que puede justificarse mediante distintas teorías.

Una primera teoría es aquella del “riesgo reputacional”, o *reputational risk model*, en la que podemos destacar la investigación de Scharfstein y Stein (1990), que describe situaciones según las cuales, los administradores de carteras ignoran la información privada que ellos poseen sobre alternativas de inversión con buenas expectativas de retorno, optando por imitar a la mayoría, invirtiendo en activos que según sus estudios son menos atractivos, pero que les evitará ser penalizados en caso de equivocarse.

Una segunda teoría es aquella denominada *investigative herding model*. De acuerdo con los estudios de Froot, Scharfstein y Stein (1992) y Hirshleifer, Subrahmanyam y Titman (1994), se concluye que la conducta imitativa es consecuencia del hecho de que todos los inversores reciben información altamente correlacionada y ponen el énfasis en los mismos indicadores en el proceso de diseño de estrategias de diversificación. En consecuencia, bajo esta teoría, la imitación sería espuria, puesto que los administradores de carteras al invertir en los mismos activos lo estarían haciendo con independencia de cualquier flujo de información entre ellos.

Una tercera teoría llamada *information cascade model*, conforme a las investigaciones de Banerjee (1992) y Bickhchandani, Hirshleifer y Wech (1992), se concluye que algunos administradores de fondos privilegian la información privada de negociaciones previas llevadas a cabo por inversores que suponen están mejor informados que ellos, en desmedro de la propia información sobre expectativas de retornos en potenciales activos candidatos en el proceso de diversificación de sus carteras de inversión. En este caso, el proceso de imitación es secuencial, y en la medida que un mayor número de inversores se incorporen al proceso de imitación, “la cas-

2 Recuperado de http://www.spensiones.cl/portal/informes/581-articulos-3520_libro3500completo.pdf

3 Recuperado de <https://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisticas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sci&menuN1=estfinafp&menuN2=NOID>

cada” se hará más pronunciada y, por tanto, este tipo de “actuación en manada” puede exacerbar los precios en los mercados, provocando ciclos de altas volatilidades.

Los estudios asociados al tema del comportamiento manada, en mercados de capitales de países desarrollados, se han orientado fundamentalmente a investigar si es efectivo que algunos inversores institucionales, como fondos mutuos y fondos de pensiones, se guíen por las decisiones de inversión que ya han tomado otros, y de ser así, si existen patrones comunes que expliquen la forma en que esta imitación se materializa, de modo que el refinamiento de la teoría financiera en esta materia nos podría permitir entender de manera más precisa el impacto que tienen las negociaciones entre inversores institucionales en los mercados de valores, y cómo estos influyen en la incorporación de la información a los precios de los activos financieros.

Desde la perspectiva de la teoría financiera, se considera que un mercado de capitales es eficiente si toda la información privada relevante, que se encuentra dispersa entre los inversionistas, se incorpora instantáneamente a los precios (Fama, 1970).

Entonces, si relacionamos lo anterior con esta concepción de eficiencia, podríamos concluir que de acuerdo con la primera y la tercera teorías, el comportamiento imitativo entre inversores desvirtuaría el concepto de eficiencia, distorsionando el proceso de incorporación de información a los precios en el mercado, dado que algunos inversionistas, ignorando su información de última instancia, invertirían en función de información menos reciente. Sin embargo, es importante advertir que estas teorías son difíciles de probar, puesto que no se tiene acceso a la información privada que dispone cada inversionista en cada momento y, por tanto, no contamos con las herramientas empíricas para afirmar de un modo categórico que en las negociaciones de los inversores institucionales prevalece alguna teoría en particular.

Presentación del modelo utilizado para detectar el comportamiento imitativo entre inversores

La mayoría de las investigaciones sobre imitación en las decisiones de inversión que se han llevado a cabo a partir de la década de los noventa, se han focalizado en verificar si este fenómeno se da en economías desarrolladas y su eventual influencia en que los precios de los activos financieros se aparten de sus valores fundamentales. Específicamente, en los últimos treinta años se han escrito diversos estudios sobre imitación en la compra y venta de acciones entre inversores institucionales, midiendo el impacto que tienen sus negociaciones bursátiles y cómo influyen ellas en la incorporación de la información a los precios.

Uno de los modelos utilizados con este propósito es el definido por Sias (2004), que se enfoca a medir la correlación entre las fracciones de inversores institucionales que compran (venden) valores individuales en períodos adyacentes. Dicha investigación abarcó el período marzo 1983-diciembre 1997 y detectó una relación positiva entre la fracción de instituciones que compraron acciones en trimestres consecutivos. En esa investigación se estudió el comportamiento de 890 inversores institucionales que negociaron 5.500 acciones y se estableció el grado de correlación entre inversores en la compra y venta de acciones, mediante un análisis de regresión de corte transversal aplicado en trimestres adyacentes. Lo más destacable de este trabajo, es una metodología que en él se propuso para descomponer el coeficiente de correlación en dos términos: uno, asociado a la imitación efectiva entre agentes en períodos adyacentes, y el segundo representativo de lo que denomina “inercia”, vale decir, cuando los agentes replican su propia compra (venta) del trimestre anterior. Los resultados de esa investigación fueron indicativos de que existe correlación positiva significativa. El coeficiente de correlación, entre la fracción de instituciones que negocian en trimestres adyacentes, fue de 0,1194 cuando hay al menos un inversor negociando por trimestre. En aquellos casos en que al menos cinco inversores negocian, el coeficiente de correlación entre la fracción de instituciones que compran (venden) en períodos consecutivos subió a 0,1755. En el cuadro 1 se resumen los resultados.

Basados en este mismo modelo, Lu, Fang, Wong y Wang (2009) analizan el desempeño de calificados inversionistas institucionales extranjeros en Taiwán entre el 2002 y 2007, detectando una mayor propensión a la imitación efectiva en meses adyacentes cuando se negocian acciones de empresas de tamaño menor respecto a las de alta capitalización bursátil. Los resultados, en el cuadro 2, son interpretados por los autores como indicativos de que los inversores evitan el riesgo reputacional, al imitar en mayor medida en aquellas empresas con información menos confiable (las de menor tamaño).

Por otra parte, independiente de su capitalización bursátil, existe un predominio entre los inversores institucionales extranjeros, de imitar sus propias decisiones de inversión de períodos anteriores, lo cual queda reflejado en una mayor componente del coeficiente de correlación asociada a la inercia. Además, al aumentar de 5 a 10 el número mínimo de inversores activos por período, se observa una disminución en la imitación efectiva y una mayor intensidad en la inercia.

También destaca el estudio de Boortz, Jurkatis, Kreamer y Nautz (2013), con el análisis de 1.044 instituciones

Cuadro 1. Resultados artículo Sias (2004)

Número de inversores que negocian acciones por trimestre	Coeficiente de correlación en trimestres adyacentes	Componente del coeficiente de correlación asociada a la inercia		Componente del coeficiente de correlación asociada a la imitación efectiva	
		Fracción	Porcentaje	Fracción	Porcentaje
Más de un inversor por trimestre	0,1194	0,0618	51,76	0,0576	48,24
Más de cinco inversores por trimestre	0,1755	0,0674	38,40	0,1081	61,60

Fuente: elaboración propia, con base en datos de Sias (2004).

que negocian acciones del índice bursátil alemán DAX 30 con una periodicidad diaria.

Esa investigación tuvo como objetivo comparar día a día el nivel de imitación previo al inicio de la crisis *subprime*, desde julio de 2006 hasta agosto de 2007, con los días asociados a la crisis, de septiembre de 2007 a marzo de 2009, concluyendo que no hubo cambio en el comportamiento imitativo entre inversores.

El estudio se llevó a cabo con base en un análisis intradía, con intervalos de tiempo de media hora en que se aplicó separadamente el modelo propuesto por Sias (2004), para la compra y la venta de acciones, con al menos cinco inversores activos por día.

Los resultados en el cuadro 3 son indicativos de intensidades similares en la imitación efectiva, al momento en que los inversores compran o venden acciones en ambos períodos. En efecto, la porción del coeficiente de correlación asociado a la imitación entre inversores, al momento de la venta, fue de 0,0410 antes de la crisis vs. 0,0509 en la

crisis; valores que deben ser comparados con 0,0541 antes de la crisis vs. 0,0574 en la crisis al momento de la compra.

En todo caso, del cuadro 3 también se concluye un predominio entre los inversores de imitar su propia compra o venta en el período anterior (inercia) por sobre la imitación a otros inversores (imitación efectiva).

Los autores destacan la importancia de efectuar la medición de imitación en un contexto de alta frecuencia, debido a la rapidez con que en la actualidad se transmiten las señales informativas.

En todo caso, hay que consignar que el modelo más utilizado para medir el nivel de imitación en las negociaciones entre inversores, corresponde al indicador HM: *herding measure*, que mide la tendencia para una muestra de administradores de cartera, a comprar (vender) los mismos valores en un determinado período de tiempo, relativo a lo esperado si las negociaciones se hubiesen efectuado con independencia total de flujo de información entre ellos (Lakonishok, Shleifer y Vishny, 1992).

Cuadro 2. Resultados artículo Lu et al. (2009)

Tamaño de empresas	Componente del coeficiente de correlación asociada a la inercia		Componente del coeficiente de correlación asociada a la imitación efectiva	
	Menor	Mayor	Menor	Mayor
Más de cinco inversores por mes	0,0498	0,0211	0,0412	0,0085
Más de diez inversores por mes	0,1024	0,0341	0,0289	0,0088

Fuente: elaboración propia, con base en datos de Lu et al. (2009).

Cuadro 3. Resultados artículo Boortz et al. (2013)

Imitación en la venta	Componente del coeficiente de correlación asociada a la inercia	Componente del coeficiente de correlación asociada a la imitación efectiva	
	Precrisis	0,1027	0,0410
Crisis	0,0878	0,0509	
Imitación en la compra	Precrisis	0,1346	0,0541
	Crisis	0,0991	0,0574

Fuente: elaboración propia, con base en datos de Boortz et al. (2013).

En Raddatz y Schmukler (2012) se analiza la conducta imitativa entre las AFP chilenas durante el período 2002-2005. Se determina un indicador HM promedio igual a 6,3% para las acciones nacionales transadas por los fondos tipo A. Esto significa que en promedio, 56,3% de las negociaciones mensuales se inclinan en la misma dirección (con un HM igual a cero, no hay imitación entre fondos, vale decir, en promedio la mitad de las AFP venden mientras que la otra mitad compra acciones).

En esta misma investigación se determina un indicador HM igual a 13,6% para los bonos corporativos negociados por los fondos tipo A.

Por otra parte, para los fondos tipo C determinan un indicador HM de 20,8% y 10,4% para bonos corporativos y acciones, respectivamente.

Finalmente, en Raddatz y Schmukler (2012) también se aplica el modelo definido por Sias (2004), pero sin separar el efecto inercia de la imitación efectiva, obteniendo coeficientes de correlación negativos; es decir, no detectan imitación en períodos adyacentes. Concluyen que solo existe imitación entre AFP al interior de las negociaciones mensuales y determinan una mayor intensidad en la imitación en el mercado de bonos corporativos, advierten que esto se produce básicamente cuando los administradores de estos fondos pueden derivar escasa información del mercado, en donde el actuar en manada les facilitaría la superación de eventuales problemas en caso de equivocarse.

Metodología y fuente de datos

En el presente trabajo nos concentramos en aplicar el modelo definido en Sias (2004) para medir el nivel de significancia asociado a la imitación entre AFP cuando compran y venden acciones en el mercado local en meses consecutivos. En un estudio futuro utilizaremos los resultados de esta investigación para cuantificar el indicador HM (*herding measure*) en aquellos períodos bimensuales donde detectemos imitación significativa.

Tipo de fondos seleccionados y sus retornos

Como ya se indicó, en agosto de 2002 se crearon los multifondos; previo a esa fecha, las AFP solo administraban dos fondos: uno, con una diversificación similar al fondo tipo C que concentraba la mayoría de los afiliados al sistema, y el otro, correspondía a un fondo de renta fija (similar al fondo tipo E) diseñado para aquellos afiliados próximos a pensionarse.

Nuestro análisis se inicia en septiembre de 2004 cuando el nuevo sistema de multifondos se encontraba en estado de régimen, los afiliados ya se habían trasladado desde el fondo tipo C, según su grado de aversión

al riesgo, a los nuevos fondos gestionados: tipo A, B y D, que se diferencian en el porcentaje de títulos de renta variable y renta fija en que diversifican sus carteras.

La presente investigación abarca 96 períodos bimensuales comprendidos entre septiembre de 2004 y agosto de 2012. El lapso total analizado se ha subdividido en dos etapas separadas por el momento más emblemático de la llamada crisis *subprime*, la caída de Lehman Brothers Holdings Inc.; o sea, 48 bimestres pre y pos septiembre de 2008, esto con el propósito de identificar si esta crisis ha provocado un incremento en imitación entre fondos.

Para llevar a cabo esta investigación, hemos seleccionado los fondos tipo A y tipo C: el primero es el que concentra la mayor proporción de instrumentos de renta variable, vale decir, acciones individuales; el segundo corresponde al de mayor tamaño en cuanto al volumen de fondos que administra, tal como se aprecia en el cuadro 4.

Con objeto de visualizar la situación de proximidad al retorno promedio de la industria por parte de las AFP, en los cuadros 5 a 8 se detallan, para los fondos tipo A y tipo C, los retornos anuales obtenidos en el período 2005-2012 y los diferenciales en puntos porcentuales respecto a la industria.

Cabe destacar los retornos extremos observados en el 2008 y 2009, producto de la alta volatilidad provocada por la quiebra de Lehman Brothers.

Aunque para los fondos tipo A la restricción de rentabilidad mínima permite un desvío de 4 puntos porcentuales, independiente de los valores absolutos en retornos anuales, se observa una proximidad al retorno de la industria bastante estable que no supera los 2 puntos porcentuales. Solo en el 2007 y 2008, se detectan desviaciones negativas superiores a un punto porcentual, para AFP Planvital y AFP Provida, respectivamente.

No obstante que para los fondos tipo C la restricción de retorno mínimo permite una desviación de hasta 2 puntos porcentuales respecto al promedio de industria, en general no se observan desvíos negativos que superen los 0,7 puntos; la excepción la constituye la AFP Planvital en el 2009.

Recolección de datos y base muestral utilizada

Para este estudio, hemos seleccionado las 100 acciones locales con mayor frecuencia de transacción y con al menos tres AFP que negocian en la compra o venta de estos valores por mes.

Para la determinación del número de AFP activas en la compra y venta de acciones nacionales, la presente investigación se basó en los archivos publicados en la página web de la Superintendencia de Pensiones⁴.

4 Recuperado de <https://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisti>

Cuadro 4. Fondos administrados por industria de pensiones en Chile (en millones de dólares y en porcentaje)

	sep-04	dic-04	dic-05	dic-06	dic-07	dic-08	dic-09	dic-10	dic-11	sep-12
FONDO A (USD)	4.213	6.159	10.277	16.858	26.298	11.951	25.184	33.205	24.683	27.087
RVN (%)	23,0	22,9	17,6	20,6	19,5	23,2	17,6	20,0	21,0	19,2
RVE (%)	53,0	55,1	59,8	53,0	55,8	52,2	61,5	57,5	56,0	56,8
Total R.V. (%)	76,0	78,0	77,4	73,6	75,3	75,4	79,1	77,5	77,0	76,0
Total R.F. (%)	24,0	22,0	22,6	26,4	24,7	24,6	20,9	22,5	23,0	24,0
FONDO B (USD)	10.778	14.278	16.539	20.375	25.294	14.053	24.422	30.809	24.926	28.045
RVN (%)	22,0	22,9	20,5	22,2	19,1	20,6	18,9	22,0	21,3	19,5
RVE (%)	32,0	34,3	38,9	39,5	41,6	38,1	41,1	37,2	34,8	34,8
Total R.V. (%)	54,0	57,2	59,4	61,7	60,7	58,7	60,0	59,2	56,1	54,3
Total R.F. (%)	46,0	42,8	40,6	38,3	39,3	41,3	40,0	40,8	43,9	45,7
FONDO C (USD)	28.633	36.359	36.975	40.340	46.640	32.713	49.677	61.197	54.656	62.295
RVN (%)	18,0	18,5	17,8	21,2	20,5	17,0	17,5	19,7	17,1	16,0
RVE (%)	21,0	21,6	23,1	25,3	26,0	19,6	22,6	19,2	17,3	17,8
Total R.V. (%)	39,0	40,1	40,9	46,5	46,5	36,6	40,1	38,9	34,4	33,8
Total R.F. (%)	61,0	59,9	59,1	53,5	53,5	63,4	59,9	61,1	65,6	66,2
FONDO D (USD)	7.946	9.810	9.333	9.647	11.223	9.715	14.425	18.549	20.020	23.968
RVN (%)	12,0	12,0	12,1	14,8	12,9	9,4	9,4	10,5	7,8	7,0
RVE (%)	9,0	9,4	10,8	11,6	11,7	8,4	10,5	8,8	6,7	7,1
Total R.V. (%)	21,0	21,4	22,9	26,4	24,6	17,8	19,9	19,3	14,5	14,1
Total R.F. (%)	79,0	78,6	77,1	73,6	75,4	82,2	80,1	80,7	85,5	85,9
FONDO E (USD)	1.737	2.035	1.632	1.411	1.582	5.882	4.344	4.678	10.678	17.794
TOTAL INDUSTRIA (USD)	57.307	68.641	74.756	88.631	111.037	74.314	118.052	148.438	134.963	159.189
RVN (%)	18,0	18,3	17,3	20,3	18,9	16,4	16,2	18,5	15,8	14,0
RVE (%)	23,0	24,9	29,6	31,9	34,8	25,3	32,4	29,6	24,7	23,8
Total R.V. (%)	41,0	43,2	46,9	52,2	53,7	41,7	48,6	48,1	40,5	37,8
Total R.F. (%)	59,0	56,8	53,1	47,8	46,3	58,3	51,4	51,9	59,5	62,2

RVN corresponde a instrumentos de Renta Variable Nacional. RVE corresponde a instrumentos de Renta Variable Extranjera. RF corresponde a instrumentos de Renta Fija.

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Cuadro 5. Retornos reales para el fondo tipo A por AFP (cifras en porcentaje)

AFP	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Bansander (1)	11,24	22,64	10,07					
Capital				-38,82	42,51	10,44	-11,68	6,01
Cuprum	10,77	21,87	9,24	-40,90	42,54	12,18	-10,64	5,99
Habitat	9,98	22,09	10,26	-39,91	45,14	12,40	-10,66	6,15
Modelo (2)							-9,39	5,47
Planvital	9,95	23,13	8,43	-38,99	44,19	11,03	-10,57	6,84
Provida	11,20	22,33	11,23	-41,32	43,78	11,58	-11,59	6,01
Santa María (1)	10,47	22,41	8,69					
Promedio industria (3)	10,71	22,25	10,06	-40,26	43,49	11,64	-11,13	6,06

(1) AFP Bansander y AFP Santa María se fusionan a partir de marzo de 2008, constituyendo AFP Capital.

(2) AFP Modelo comienza a operar en septiembre de 2010.

(3) El retorno promedio de la industria corresponde al ponderado según participación por tamaño de AFP. Al inicio del 2005 y septiembre de 2012, las participaciones en porcentaje eran: Capital (24,4 y 23,2), Cuprum (24,1 y 25,6), Habitat (24,0 y 24,7), Planvital (3,2 y 2,0), Provida (24,3 y 24,0).

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Cuadro 6. Diferencias en retornos reales respecto a industria, fondo tipo A (cifras en porcentaje)

AFP	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Bansander (1)	0,53	0,39	0,01					
Capital				1,44	-0,98	-1,20	-0,55	-0,05
Cuprum	0,06	-0,38	-0,82	-0,64	-0,95	0,54	0,49	-0,07
Habitat	-0,73	-0,16	0,20	0,35	1,65	0,76	0,47	0,09
Modelo (2)							1,74	-0,59
Planvital	-0,76	0,88	-1,63	1,27	0,70	-0,61	0,56	0,78
Provida	0,49	0,08	1,17	-1,06	-0,29	-0,06	-0,46	-0,05
Santa María (1)	-0,24	0,16	-1,37					

(1) AFP Bansander y AFP Santa María se fusionan a partir de marzo de 2008, constituyendo AFP Capital.

(2) AFP Modelo comienza a operar en septiembre de 2010.

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Cuadro 7. Retornos reales para el fondo tipo C por AFP (cifras en porcentaje)

AFP	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Bansander (1)	4,77	15,91	4,84					
Capital				-19,32	21,86	8,91	-4,18	4,63
Cuprum	5,14	15,43	5,28	-19,52	23,12	10,27	-3,72	4,28
Habitat	4,59	16,05	5,29	-17,64	22,98	9,78	-3,07	4,77
Modelo (2)							-2,92	4,98
Planvital	4,46	16,02	5,51	-17,66	20,89	9,27	-3,55	5,00
Provida	4,28	15,65	4,55	-19,49	22,48	8,77	-4,16	4,61
Santa María (1)	4,48	15,77	5,19					
Promedio industria (3)	4,58	15,77	4,99	-18,94	22,53	9,34	-3,79	4,61

(1) AFP Bansander y AFP Santa María se fusionan a partir de marzo de 2008, constituyendo AFP Capital.

(2) AFP Modelo comienza a operar en septiembre de 2010.

(3) El retorno promedio de la industria corresponde al ponderado según participación por tamaño de AFP. Al inicio del 2005 y septiembre de 2012, las participaciones en porcentaje eran: Capital (24,4 y 23,2), Cuprum (24,1 y 25,6), Habitat (24,0 y 24,7), Planvital (3,2 y 2,0), Provida (24,3 y 24,0).

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Cuadro 8. Diferencias en retornos reales respecto a industria, fondo tipo C (cifras en porcentaje)

AFP	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Bansander (1)	0,19	0,14	-0,15					
Capital				-0,38	-0,67	-0,43	-0,39	0,02
Cuprum	0,56	-0,34	0,29	-0,58	0,59	0,93	0,07	-0,33
Habitat	0,01	0,28	0,30	1,30	0,45	0,44	0,72	0,16
Modelo (2)							0,87	0,37
Planvital	-0,12	0,25	0,52	1,28	-1,64	-0,07	0,24	0,39
Provida	-0,30	-0,12	-0,44	-0,55	-0,05	-0,57	-0,37	0,00
Santa María (1)	-0,10	0,00	0,20					

(1) AFP Bansander y AFP Santa María se fusionan a partir de marzo de 2008, constituyendo AFP Capital.

(2) AFP Modelo comienza a operar en septiembre de 2010.

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Se analizaron 192 archivos (fondos tipo A y tipo C seguidos durante 96 meses). Con base en esta información, se dispuso de al menos 15.552 datos (3 fondos activos para un promedio de 27 acciones negociadas por mes), que constituyeron la base muestral para modelar las matrices bimensuales a las cuales se les aplicaron los modelos que se describen a continuación.

Modelos utilizados

El primer paso de nuestra investigación consistió en aplicar un modelo de regresión simple, de corte transversal, para detectar si las proporciones de AFP que compran o venden acciones en el mercado local en meses consecutivos, se correlacionan a un nivel de significatividad que permita afirmar que efectivamente hubo imitación (Sias, 2004).

La variable dependiente corresponde a la fracción estandarizada de las AFP que compran un determinado valor en un mes cualquiera, siendo la variable explicativa la fracción de la AFP que ha comprado el mismo valor en el mes anterior.

Entonces, en la determinación de las variables de nuestro modelo se procedió como sigue:

$B_{k,t}$ Representa el número de fondos que compran el valor k en el mes t .

$S_{k,t}$ Corresponde al número de fondos que venden el valor k en el mes t .

$P_{k,t}$ Es la proporción de compradores sobre todos los fondos que negocian el valor k en el mes t : $\frac{B_{k,t}}{B_{k,t} + S_{k,t}}$.

$E[P_{k,t}]$ Es igual a $\bar{P}_{k,t}$ y representa la esperanza de $P_{k,t}$, asociada a todos los valores que se negocian en el mes t .

$\sigma(P_{k,t})$ Representa la desviación estándar de $P_{k,t}$, asociada a todos los valores que se negocian en el mes t .

La fracción estandarizada de las AFP que compran el valor k en el mes t , según notación (Sias, 2004), la definiremos como:

$$\Delta_{k,t} = \frac{P_{k,t} - E(P_{k,t})}{\sigma(P_{k,t})}$$

El modelo de regresión simple que utilizaremos en el primer paso de esta investigación es:

cas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sci&menuN1=estfinfp&menuN2=NOID

$$\Delta_{k,t} = \beta \cdot \Delta_{k,t-1} + \varepsilon_{k,t} \quad (1)$$

Conforme a los resultados de este análisis y respecto de aquellos períodos bimensuales donde se detectó imitación significativa, hubo que dar un segundo paso. De acuerdo con lo señalado en Sias (2004), se descompone el coeficiente de correlación (β) en sus dos componentes: la primera asociada a la inercia, vale decir, cuando una AFP ha imitado su propia compra o venta del mes anterior, y la segunda que constituye imitación efectiva entre las AFP en períodos adyacentes.

Este modelo se puede expresar a partir de la siguiente ecuación, donde el primer término es indicativo de la componente del coeficiente de correlación asociada a la inercia, el segundo término representa la imitación.

$$\beta = \frac{1}{(K-1)\sigma(P_{k,t})\sigma(P_{k,t-1})} \sum_{k=1}^K \left[\sum_{n=1}^{N_{k,t}} \frac{(D_{n,k,t} - E[P_{k,t}])(D_{n,k,t-1} - E[P_{k,t-1}])}{N_{k,t}N_{k,t-1}} \right] + \frac{1}{(K-1)\sigma(P_{k,t})\sigma(P_{k,t-1})} \sum_{k=1}^K \left[\sum_{n=1}^{N_{k,t}} \sum_{m=1, m \neq n}^{N_{k,t-1}} \frac{(D_{n,k,t} - E[P_{k,t}])(D_{m,k,t-1} - E[P_{k,t-1}])}{N_{k,t}N_{k,t-1}} \right] \quad (2)$$

Donde:

K Número total de valores negociados en dos meses consecutivos.

$N_{k,t}$ Número de AFP que negocian el valor k en el mes t .

$N_{k,t-1}$ Número de AFP que negocian el valor k en el mes $t-1$.

$D_{n,k,t}$ Variable dummy 1(0) si la AFP n compra (vende) el valor k en el mes t .

$D_{n,k,t-1}$ Variable dummy 1(0) si la AFP n compra (vende) el valor k en el mes $t-1$.

$D_{m,k,t-1}$ Variable dummy 1(0) si la AFP m (m distinta de n) compra (vende) el valor k en el mes $t-1$.

Los demás parámetros de esta expresión ya se definieron en la presentación del primer modelo para el mes t , ahora son válidos para el mes t y para el mes $t-1$.

Resultados

En las tablas 1 y 2 se detallan los resultados de la primera etapa de la investigación que consistió en aplicar la ecuación (1) a las proporciones estandarizadas de fondos que compran o venden acciones en meses consecutivos.

La tabla 1 incluye los 48 bimestres previos a la crisis *subprime*, la tabla 2 incluye los 48 bimestres posterior-

res al momento cúlmine de la crisis, mes de septiembre de 2008.

Del análisis de los estadísticos t asociados a las proporciones de fondos tipo A y tipo C que son indicativos de correlación positiva en meses adyacentes, se concluye que este fenómeno se dio con mayor frecuencia en la etapa poscrisis *subprime*. En efecto, para ambos tipos de fondos se observan en 33 de los 48 bimestres analizados, una relación positiva con significancia estadística. Por otra parte, en la etapa precrisis solo se detectaron 15 casos para el fondo tipo A y 18 para el fondo tipo C, indicativos de imitación en meses adyacentes.

En las tablas 3 y 4 se muestran los resultados de aplicar el modelo asociado a la ecuación (2), en aquellos bimestres que superaron la primera prueba de nuestra investigación. Este análisis nos permitió identificar la fracción del coeficiente de correlación que explica la presencia de imitación efectiva en meses adyacentes.

Del análisis de los resultados en la tabla 3 se concluye que, para los fondos tipo C, hubo bimestres en que fue preciso descartar la presunción de imitación, pues la porción del coeficiente de correlación representativa de la imitación efectiva fue negativa; vale decir, que las AFP tomaron decisiones de diversificación contrarias a las de sus competidores en la compra y venta de acciones. Los períodos descartados fueron: mayo-abril de 2007, octubre-septiembre de 2007, noviembre-octubre de 2007 y agosto-julio de 2008.

En definitiva, en la etapa precrisis *subprime*, para los fondos tipo A y tipo C, hubo solo 13 de los 48 bimestres analizados con imitación efectiva.

Por otra parte, se debe destacar el período enero de 2006-septiembre de 2006 para los fondos tipo C en que se observa imitación sistemática, definiendo imitación sistemática cuando se tienen cuatro o más bimestres consecutivos con imitación.

Del análisis de los resultados expuestos en la tabla 4, se concluye que, de los 48 bimestres analizados, hubo 33 con imitación efectiva para los fondos tipo A y 32 en el caso de los fondos tipo C, hubo que descartar el período septiembre de 2008-agosto de 2008 con coeficiente de correlación negativa en imitación efectiva.

Es importante destacar el nivel de imitación sistemática observada con posterioridad a la crisis *subprime*, muy superior a la detectada en el análisis previo a la crisis. En efecto, para los fondos tipo A, los períodos abril de 2010-febrero de 2011 y junio de 2011-abril de 2012 cumplen con el criterio predefinido de sistematicidad en la imitación; de igual forma, para los fondos tipo C, los períodos octubre de 2008-marzo de 2009, junio de 2009-octubre de 2009, mayo de 2010-marzo de 2011 y febrero de 2012-agosto de 2012. En total son 20

y 25 bimestres con imitación sistemática para los fondos tipo A y tipo C, respectivamente, comparado con solo 8 bimestres para los fondos tipo C en la etapa previa a la crisis *subprime*.

Conclusiones

Con base en los resultados de este trabajo, se concluye un importante incremento en los niveles de imitación entre AFP en los 48 meses posteriores a septiembre de 2008. En efecto, el número de bimestres con imitación efectiva se triplicó. Por otra parte, también hubo un alza en imitación sistemática.

El incremento en la conducta imitativa entre fondos de pensiones desde septiembre de 2008 en adelante puede explicarse —en parte— por la mayor incertidumbre en los retornos de los activos que se transan en los mercados. De hecho, la desviación estándar de los retornos del índice de precio selectivo de acciones (IPSA) fue de 4,0% en los 48 meses previos a la crisis *subprime*, mientras que en los siguientes 48 meses fue de 5,2%. Según las teorías que explican la imitación, esta se exacerba con altas volatilidades en retornos, los inversores tienden a seguir a “la manada” enfrentados al temor de equivocarse al tomar decisiones propias (Scharfstein y Stein, 1990).

El aspecto más importante que debe tenerse presente, tal como se señaló en la introducción de esta investigación, es la influencia de la restricción de rentabilidad mínima. Postulamos la hipótesis de que esta restricción incentiva la imitación entre AFP, ya que de esta forma se garantiza el no apartarse de la diversificación promedio de la industria, lo cual impediría llevar a cabo la mejor estrategia proyectada individualmente por cada una de ellas.

Se debe considerar que esta restricción corresponde al retorno promedio ponderado por tamaño de todos los fondos partícipes de esta industria, por tipo de fondo, por lo cual las AFP de menor tamaño tienen un incentivo adicional para imitar a aquellas de mayor tamaño.

En todo caso, debe destacarse que es necesario disponer de una restricción de retorno mínimo que pueda ser replicada por las AFP, para garantizar a cada trabajador cotizante un retorno mínimo en el largo plazo que no sea significativamente diferente del obtenido por otros fondos de similar riesgo, que de manera alternativa pudiere haber elegido (Turner y Rajnes, 2001).

Una manera de mitigar la conducta imitativa entre AFP, podría enfocarse en la definición de *benchmarks* que incentiven la visión de largo plazo y la diferenciación entre AFP al definir sus estrategias de inversión. Por ejemplo, para cada tipo de fondo independiente de la diversificación promedio de la industria, se podrían

Tabla 1. Coeficiente de correlación y nivel de significancia de la imitación total en meses adyacentes. Etapa precrisis *subprime*

Período	ANÁLISIS FONDO TIPO A			ANÁLISIS FONDO TIPO C		
	Coefficiente de correlación	Valor estadístico <i>t</i>	Nivel de significancia	Coefficiente de correlación	Valor estadístico <i>t</i>	Nivel de significancia
se-ag04	0,482	2,805	(***)	0,027	0,173	
oc-se04	0,141	0,768		0,113	0,713	
no-oc04	0,352	2,025		0,091	0,494	
di-no04	0,315	1,789		-0,071	-0,347	
en05-di04	0,353	2,032		0,010	0,052	
fb-en05	0,211	1,164		0,633	3,653	(***)
mr-fb05	0,589	3,925	(***)	-0,059	-0,243	
ab-mr05	0,510	3,196	(***)			
my-ab05	0,477	3,019	(***)	-0,232	-0,893	
jn-my05	0,228	1,216		-0,307	-1,291	
ju-jn05	0,160	0,843		0,615	3,822	(***)
ag-ju05	0,301	1,757		0,455	2,843	(***)
se-ag05	0,434	2,767	(**)	-0,957	-23,638	
oc-se05	0,450	2,361	(**)	-0,413	-2,601	
no-oc05	0,355	1,820		0,223	1,187	
di-no05	0,167	0,845		0,542	3,530	(**)
en06-di05	0,161	0,861		0,119	0,665	
fb-en06	0,208	1,145		0,369	2,281	(**)
mr-fb06	0,123	0,679		0,503	3,544	(***)
ab-mr06	0,480	3,000	(***)	0,441	2,948	(***)
my-ab06	0,382	2,188	(**)	0,313	2,110	(**)
jn-my06	0,186	1,056		0,349	2,439	(**)
ju-jn06	0,230	1,295		0,470	3,061	(***)
ag-ju06	0,582	3,916	(***)	0,580	3,836	(***)
se-ag06	-0,031	-0,174		0,509	3,401	(***)
oc-se06	0,134	0,754		-0,093	-0,542	
no-oc06	0,061	0,339		0,454	2,839	(***)
di-no06	0,081	0,454		0,130	0,719	
en 07-di06	-0,056	-0,310		-0,032	-0,179	
fb-en07	0,073	0,409				
mr-fb07	0,199	1,131				
ab-mr07	0,339	2,006		0,300	1,406	
my-ab07	0,374	2,243	(**)	0,505	2,110	(**)
jn-my07	0,004	0,019				
ju-jn07	-0,007	-0,038				
ag-ju07	0,019	0,104				
se-ag07	0,268	1,551		0,599	2,894	(**)
oc-se07	0,172	0,973		0,291	1,180	
no-oc07	0,443	2,751	(***)	0,557	3,353	(***)
di-no07	0,125	0,702		0,202	1,050	
en-di07	0,238	1,363		-0,188	-1,028	
fb-en08	0,009	0,050		0,284	1,627	
mr-fb08	0,115	0,645		-0,008	-0,050	
ab-mr08	0,476	3,009	(***)	0,160	1,051	
my-ab08	0,050	0,280		0,085	0,534	
jn-my08	0,602	3,985	(***)	0,328	2,196	(**)
ju-jn08	0,543	3,935	(***)	0,202	1,336	
ag-ju08	0,528	3,781	(***)	0,381	3,053	(***)

Significatividad: 10% (*), 5% (**) y 1% (***). Hay que consignar que hubo que desechar para fondos tipo A los períodos abril de 2005-mayo de 2005 (autocorrelación entre residuos) y marzo de 2006-abril de 2006 (heterocedasticidad en residuos). Para los fondos tipo C hubo que descartar el período enero de 2005-febrero de 2005 (heterocedasticidad en residuos).

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Tabla 2. Coeficiente de correlación y nivel de significancia de la imitación total en meses adyacentes. Etapa poscrisis *subprime*

Periodo	ANÁLISIS FONDO TIPO A			ANÁLISIS FONDO TIPO C		
	Coeficiente de correlación	Valor estadístico <i>t</i>	Nivel de significancia	Coeficiente de correlación	Valor estadístico <i>t</i>	Nivel de significancia
se-ag08	0,361	1,937	(*)	0,369	1,865	(*)
oc-se08	0,047	0,242		0,018	0,085	
no-oc08	0,315	1,759	(*)	0,428	2,319	(**)
di-no08	-0,111	-0,461		0,559	3,159	(***)
en-di08	0,466	2,416	(**)	0,655	3,878	(***)
fb-en09	0,585	2,698	(**)	0,740	4,257	(***)
mr-fb09	0,562	2,800	(**)	0,581	2,942	(***)
ab-mr09	-0,078	-0,330		0,373	1,607	
my-ab09	-0,102	-0,483		0,359	1,675	
jn-my09	0,462	2,706	(**)	0,293	1,534	
ju-jn09	0,480	2,625	(**)	0,389	1,937	(*)
ag-ju09	0,600	3,440	(***)	0,542	2,881	(***)
se-ag09	0,242	1,088		0,595	3,054	(***)
oc-se09	0,220	0,984		0,439	2,237	(**)
no-oc09	0,352	1,681		0,209	0,978	
di-no09	0,510	2,715	(**)	0,288	1,443	
en-di09	0,347	1,657		0,346	1,687	
fb-en10	0,197	0,850		0,310	1,422	
mr-fb10	0,349	1,579		0,036	0,164	
ab-mr10	0,419	1,666		0,546	2,163	(**)
my-ab10	0,559	2,023	(*)	0,366	1,829	
jn-my10	0,786	4,210	(***)	0,748	3,380	(***)
ju-jn10	0,536	2,768	(**)	0,623	3,189	(***)
ag-ju10	0,593	3,293	(***)	0,732	4,023	(***)
se-ag10	0,661	4,136	(***)	0,791	5,476	(***)
oc-se10	0,727	4,845	(***)	0,667	4,007	(***)
no-oc10	0,592	3,362	(***)	0,713	4,764	(***)
di-no10	0,644	4,032	(***)	0,861	7,937	(***)
en-di10	0,497	2,806	(***)	0,539	2,998	(***)
fb-en11	0,291	1,927	(*)	0,771	5,921	(***)
mr-fb11	-0,667	-6,390		0,430	2,281	(**)
ab-mr11	-0,337	-2,146		0,238	1,094	
my-ab11	0,558	3,080	(***)	0,469	2,489	(**)
jn-my11	0,254	1,312		0,321	1,623	
ju-jn11	0,429	2,423	(**)	0,423	2,289	(**)
ag-ju11	0,616	3,982	(***)	0,639	4,153	(***)
se-ag11	0,425	2,439	(**)	0,419	2,351	(**)
oc-se11	0,668	4,307	(***)	0,198	0,902	
no-oc11	0,495	2,730	(**)	0,493	2,334	(**)
di-no11	0,768	5,487	(***)	0,761	4,972	(***)
en-di11	0,573	3,493	(***)	0,350	1,632	
fb-en12	0,395	2,107	(**)	0,178	0,956	
mr-fb12	0,502	2,904	(***)	0,648	4,585	(***)
ab-mr12	0,715	5,407	(***)	0,472	2,782	(***)
my-ab12	0,182	0,944		0,390	2,073	(**)
jn-my12	0,386	1,918	(*)	0,389	1,891	(*)
ju-jn12	0,749	5,176	(***)	0,874	7,405	(***)
ag-ju12	0,611	3,698	(***)	0,660	3,825	(***)

Significatividad: 10% (*), 5% (**) y 1% (***)

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Tabla 3. Descomposición del coeficiente de correlación en sus componentes: imitación efectiva e inercia en bimestres previos a la crisis *subprime*

Período	ANÁLISIS FONDO TIPO A					ANÁLISIS FONDO TIPO C				
	Porcentaje de imitación (%)	Coefficiente de correlación	Imitación efectiva	Inercia	Significancia en imitación	Porcentaje de imitación (%)	Coefficiente de correlación	Imitación efectiva	Inercia	Significancia en imitación
se-ag04	13,3	0,482	0,064	0,418	(***)					
oc-se04										
no-oc04										
di-no04										
en05-di04										
fb-en05										
mr-fb05	83,2	0,589	0,490	0,099	(***)					
ab-mr05	48,2	0,510	0,246	0,265	(***)					
my-ab05										
jn-my05										
ju-jn05						24,6	0,615	0,151	0,465	(***)
ag-ju05						59,1	0,455	0,269	0,186	(***)
se-ag05	42,2	0,434	0,183	0,251	(**)					
oc-se05	40,4	0,450	0,182	0,268	(**)					
no-oc05										
di-no05						31,2	0,542	0,169	0,373	(**)
en06-di05										
fb-en06						19,8	0,369	0,073	0,296	(**)
mr-fb06						27,8	0,503	0,140	0,363	(***)
ab-mr06						49,7	0,441	0,219	0,222	(***)
my-ab06	111,8	0,382	0,427	-0,045	(**)	43,5	0,313	0,136	0,177	(**)
jn-my06						21,5	0,349	0,075	0,274	(**)
ju-jn06						55,3	0,470	0,260	0,211	(***)
ag-ju06	56,0	0,582	0,326	0,256	(***)	55,9	0,580	0,324	0,256	(***)
se-ag06						38,1	0,509	0,194	0,316	(***)
oc-se06										
no-oc06						21,8	0,454	0,099	0,355	(***)
di-no06										
en 07-di06										
fb-en07										
mr-fb07										
ab-mr07										
my-ab07	77,5	0,374	0,290	0,084	(**)	-6,5	0,505	-0,033	0,538	(**)
jn-my07										
ju-jn07										
ag-ju07										
se-ag07						-11,2	0,599	-0,067	0,665	(**)
oc-se07										
no-oc07	48,5	0,443	0,215	0,228	(***)	-10,4	0,557	-0,058	0,615	(***)
di-no07										
en-di07										
fb-en08										
mr-fb08										
ab-mr08	51,3	0,476	0,244	0,232	(***)					
my-ab08										
jn-my08	30,6	0,602	0,184	0,418	(***)	44,2	0,328	0,145	0,183	(**)
ju-jn08	66,9	0,543	0,363	0,180	(***)					
ag-ju08	63,4	0,528	0,335	0,193	(***)	-96,9	0,381	-0,369	0,750	(***)

Significatividad: 10% (*), 5% (**) y 1% (***)

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

Tabla 4. Descomposición del coeficiente de correlación en sus componentes: imitación efectiva e inercia en bimestres posteriores a la crisis *subprime*

Período	ANÁLISIS FONDO TIPO A					ANÁLISIS FONDO TIPO C				
	Porcentaje de imitación (%)	Coefficiente de correlación	Imitación efectiva	Inercia	Significancia en imitación	Porcentaje de imitación (%)	Coefficiente de correlación	Imitación efectiva	Inercia	Significancia en imitación
se-ag08	35,5	0,361	0,128	0,233	(*)	-56,4	0,369	-0,208	0,577	(*)
oc-se08										
no-oc08	18,4	0,315	0,058	0,257	(*)	29,2	0,428	0,125	0,303	(**)
di-no08						73,3	0,559	0,410	0,149	(***)
en-di08	63,9	0,466	0,298	0,168	(**)	55,0	0,655	0,360	0,295	(***)
fb-en09	44,8	0,585	0,262	0,323	(**)	43,6	0,740	0,323	0,417	(***)
mr-fb09	48,4	0,562	0,272	0,290	(**)	38,7	0,581	0,225	0,356	(***)
ab-mr09										
my-ab09										
jn-my09	49,6	0,462	0,229	0,233	(**)					
ju-jn09	89,6	0,480	0,430	0,050	(**)	15,7	0,389	0,061	0,328	(*)
ag-ju09	57,7	0,600	0,346	0,254	(***)	38,2	0,542	0,207	0,335	(***)
se-ag09						36,1	0,595	0,215	0,380	(***)
oc-se09						24,4	0,439	0,107	0,332	(**)
no-oc09										
di-no09	74,9	0,510	0,382	0,128	(**)					
en-di09										
fb-en10										
mr-fb10										
ab-mr10						55,5	0,546	0,303	0,243	(**)
my-ab10	22,0	0,559	0,123	0,436	(*)					
jn-my10	68,7	0,786	0,540	0,246	(***)	55,2	0,748	0,413	0,335	(***)
ju-jn10	82,5	0,536	0,442	0,094	(**)	62,6	0,623	0,390	0,233	(***)
ag-ju10	81,3	0,593	0,482	0,111	(***)	57,9	0,732	0,424	0,308	(***)
se-ag10	44,5	0,661	0,294	0,367	(***)	44,8	0,791	0,354	0,437	(***)
oc-se10	45,9	0,727	0,334	0,393	(***)	31,0	0,667	0,207	0,460	(***)
no-oc10	43,6	0,592	0,258	0,334	(***)	20,2	0,713	0,144	0,569	(***)
di-no10	42,9	0,644	0,276	0,368	(***)	51,9	0,861	0,447	0,414	(***)
en-di10	54,9	0,497	0,273	0,224	(***)	44,9	0,539	0,242	0,297	(***)
fb-en11	75,6	0,291	0,220	0,071	(*)	71,5	0,771	0,551	0,220	(***)
mr-fb11						64,7	0,430	0,278	0,152	(**)
ab-mr11										
my-ab11	46,8	0,558	0,261	0,297	(***)	32,0	0,469	0,150	0,319	(**)
jn-my11										
ju-jn11	13,8	0,429	0,059	0,370	(**)	74,2	0,423	0,314	0,109	(**)
ag-ju11	72,9	0,616	0,449	0,167	(***)	58,7	0,639	0,375	0,264	(***)
se-ag11	73,2	0,425	0,311	0,114	(**)	47,7	0,419	0,200	0,219	(**)
oc-se11	62,9	0,668	0,420	0,248	(***)					
no-oc11	71,1	0,495	0,352	0,143	(**)	69,4	0,493	0,342	0,151	(**)
di-no11	55,1	0,768	0,423	0,345	(***)	59,4	0,761	0,452	0,309	(***)
en-di11	14,5	0,573	0,083	0,490	(***)					
fb-en12	23,8	0,395	0,094	0,301	(**)					
mr-fb12	47,8	0,502	0,240	0,262	(***)	25,6	0,648	0,166	0,482	(***)
ab-mr12	50,1	0,715	0,358	0,357	(***)	63,1	0,472	0,298	0,174	(***)
my-ab12						39,0	0,390	0,152	0,238	(**)
jn-my12	18,4	0,386	0,071	0,315	(*)	45,2	0,389	0,176	0,213	(*)
ju-jn12	39,3	0,749	0,294	0,455	(***)	80,3	0,874	0,702	0,172	(***)
ag-ju12	27,2	0,611	0,166	0,445	(***)	63,0	0,660	0,416	0,244	(***)

Significatividad: 10% (*), 5% (**) y 1% (***)

Fuente: elaboración propia, con base en datos publicados por la Superintendencia de Pensiones.

definir carteras representativas, que sirvan de referencia para garantizar ese retorno mínimo con base en un nivel de encaje variable, de acuerdo con su particular relación riesgo-retorno.

En consecuencia, existe un debate pendiente en esta materia, orientado a buscar un equilibrio entre el interés de los trabajadores por obtener una pensión razonable y el interés general de que exista un sistema que resguarde el valor de la competencia, sin inspirar temor a diferenciarse en las inversiones, en especial respecto de las nuevas AFP que eventualmente ingresen a este mercado y también respecto de aquellas que, en forma proporcional, no administren grandes volúmenes de fondos.

Limitaciones del estudio y futuras líneas de investigación

En esta investigación nos hemos limitado al análisis de corte transversal, solo para acciones locales para los fondos tipo A y tipo C. También debe consignarse que este estudio abarca un período con retornos anormales, asociado a un ciclo caracterizado por bajos retornos y pronunciadas volatilidades en los precios de los valores bursátiles, esto principalmente ha sido consecuencia de la llamada crisis *subprime*.

Respecto a futuras líneas de investigación, será de interés analizar formas alternativas para medir el nivel de imitación entre fondos de pensiones y el retorno mínimo exigido a una cartera de inversiones, focalizando el análisis en la búsqueda del modelo que mejor se ajuste en la medición de la eficiencia con que se administra un fondo de pensiones, posiblemente con base en la construcción de carteras de referencia constituidas por índices de bonos y acciones relevantes para cada mercado donde se invierten los fondos y capaces de ser replicadas de manera individual por las AFP.

Referencias

- Banerjee, A. (1992). A simple model of herd behavior, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 797-817.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom and cultural change as international cascades, *Journal of Political Economy*, 100, 992-1026.
- Boortz, C., Jurkatis, S., Kremer, S., & Nautz, D. (2013). Herding in financial markets: Bridging the gap between theory and evidence, SFB 649, *Discussion Paper* 2013-036, Humboldt-Universität. Retrieved from <https://edoc.hu-berlin.de/bitstream/handle/18452/5128/36.pdf?sequence=1>.
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Froot, K., Scharfstein, D., & Stein, J. (1992). Herd on the street: Informational efficiencies in a market with short-term speculation, *Journal of Finance*, 47, 1461-1484.
- Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., & Titman, S. (1994). Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others, *Journal of Finance*, 49, 1885-1698.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices, *Journal of Financial Economics*, 32, 23-43.
- Lu, R., Fang, H., Wong, J., & Wang, J. (2009). Information contents of QFIIs' cascades in the Taiwan stock market, Ming Chuan University, Department of Finance. Retrieved from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1343433.
- Piñera, J. (1991). *El cascabel al gato, la batalla por la reforma previsional en Chile*. Chile: Editorial Zig-Zag.
- Raddatz, C., & Schmukler, S. (2012). Deconstructing herding evidence from pension fund investment behavior. Retrieved from <http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/Deconstructing.pdf>.
- Scharfstein, D., & Stein, J. (1990). Herd behavior investment, *American Economic Review*, 80, 465-479.
- Sias, R. W. (2004). Institutional herding, *Review of Financial Studies*, 17(1), 165-206.
- Turner, J., & Rajnes, D. (2001). Rate of guarantees for mandatory defined contribution plans, *International Social Security Review*, 54(4), 49-66.