

Fernando González Vigil (editor)

27

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Fornes
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemí Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Forns
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemi Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

¿Cómo afectan los cambios en el precio de los activos al retorno de mercado de las AFP? El rol aislante de las AFP en Chile⁶

Fátima Alicia Rohde Forns
Alicia Lucía Rego Urrunaga

1. Introducción

Las administradoras de fondos de pensiones (AFP) son los principales inversionistas institucionales en Latinoamérica. Cabe preguntarse cómo el valor a largo plazo de estos inversionistas reacciona ante caídas transitorias en precios de activos en su portafolio. La teoría del rol amplificador de las instituciones financieras postula que la caída en dichos precios deteriora la salud financiera de la institución, produciendo un efecto traspaso de los precios al valor de mercado mayor de 1. Esta amplificación de la pérdida de valor puede iniciar un bucle de retroalimentación adverso en el sistema financiero y en la economía. Alternativamente, las instituciones financieras son inversionistas de largo plazo que pueden sobrellevar las fluctuaciones en precios de activos sin que sus valorizaciones se vean significativamente afectadas. Esto es conocido como el rol aislante de los intermediarios financieros.

Esos distintos roles posibles han motivado estudios que indagan si los inversionistas institucionales han actuado como aislantes de activos o como amplificadores de crisis. En Latinoamérica, se han hecho estudios respecto al rol amplificador y a la importancia sistémica de las AFP, mas no respecto a su rol aislante. Este vacío en la literatura explica el presente trabajo. En con-

⁶ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2022. Las autoras agradecen al profesor Bryan Gutiérrez Cortez por su valiosa asesoría.

creto, nos enfocamos aquí en el caso de Chile, debido a la disponibilidad de información sobre su sistema de pensiones y porque las acciones de sus AFP cotizan en la Bolsa de Santiago. Así, nuestro objetivo es analizar empíricamente si esas AFP, que son inversionistas institucionales con gran peso en el mercado bursátil chileno, han cumplido un rol aislante o amplificador de crisis durante los años 2008-2020. Nuestra pregunta específica es: ¿cuál es el efecto traspaso de cambios en precios de activos en cartera de las AFP en Chile sobre su retorno de mercado? Y nuestra hipótesis plantea que dicho efecto traspaso es menor que 1 (o mitigador) en períodos de volatilidad normal; mientras que es mayor o igual a 1 en períodos de crisis, cuando tales AFP han amplificado la caída de precios de activos financieros o la han traspasado a su valorización de mercado en la misma proporción.

Esta hipótesis emana de lo siguiente: dado que la ley chilena obliga a que las AFP adquieran cuotas de participación en los fondos de pensiones por un monto equivalente al 1% de los activos que administran, y que asciende a cerca del 70% de su patrimonio, entre el capital de las AFP y el valor de los activos en los fondos de pensiones existe tanto una relación directa como una estrategia compartida de inversión de largo plazo. Lo cual abre la posibilidad de que las AFP tengan un rol aislante de fluctuaciones transitorias en los precios de los activos en los fondos de pensiones. Pero, para poder cumplir este papel, es indispensable que gocen de buena salud financiera; la cual se ha visto deteriorada por la pandemia y las políticas de retiros de fondos. Así, en lugar de limitar la propagación de la crisis, estarían contribuyendo a su amplificación.

Y también emana de los estudios revisados. Mientras que la teoría tradicional está enfocada en el efecto amplificador, los estudios más recientes lo están en el rol aislante. Así, por un lado, varios autores encuentran que, en tiempos de crisis, las instituciones financieras han desempeñado un rol clave en la propagación, duración y persistencia de los efectos (Bernanke, 1983; Kiyotaki & Moore, 1997; Dixon, Clancy, & Kumar, 2012; He & Krishnamurthy, 2013). Por otro lado, trabajos recientes, como el de Chodorow-Reich, Ghent y Haddad (2021), plantean que cualquier institución con pasivos estables puede adoptar un papel aislante frente a caídas en precios de los activos (*asset insulation*); pero hallan que, durante la crisis de 2008-2009, el efecto traspaso se incrementó, en consonancia con la teoría del rol amplificador.

Consideramos que el presente trabajo tendrá relevancia para futuras investigaciones en países como el Perú, que tiene un sistema de fondos de pensiones similar al chileno. Bajo el marco de *asset insulation*, la AFP crea valor para el accionista, dado que no necesariamente es perjudicado por caídas transitorias

en los precios de los activos que posee. Este rol aislante tiene implicancias en términos de creación de valor social, ya que el horizonte de inversión de largo plazo de las AFP otorga estabilidad al sistema financiero. Sin embargo, también deben considerarse sus implicancias para los pensionistas, quienes reciben su pensión con base en el valor de liquidación de los activos en el fondo y, por ello, no necesariamente se benefician de la creación de valor derivada de la mantención de activos a largo plazo. Esto debe tenerse en mente al diseñar posibles reformas para proteger al pensionista.

2. Revisión de literatura

2.1 Rol amplificador de los intermediarios financieros

Varios estudios han analizado el rol de las instituciones financieras en la amplificación y duración de las crisis. Bernanke (1983) evalúa la relación entre colapso financiero y caída del producto agregado, con base en la crisis financiera estadounidense (1930-1933), que frustró la recuperación de la recesión de 1929 y llevó a una depresión con gran deterioro del sistema financiero y del PBI. E identifica que la crisis financiera empeoró la contracción económica mediante tres canales. Los dos primeros son los planteados por Friedman y Schwartz (1963): (i) la reducción de la riqueza de los accionistas de los bancos y (ii) la rápida caída de la oferta monetaria. La tercera explicación, introducida por Bernanke (1983), reside en la imperfección del mercado financiero, cuya efectividad se redujo con los problemas bancarios ocurridos entre 1930 y 1933, que incrementaron los costos reales de la intermediación financiera y, así, el crédito se volvió caro y de difícil acceso. Estas significativas restricciones deterioraron aún más la demanda agregada y prolongaron la recesión. Dicho autor enfatiza dos problemas bancarios que agravaron la crisis: (i) la pérdida de confianza en los bancos y el consiguiente retiro masivo de depósitos; y (ii) la insolvencia de los deudores y su elevado *default*. Como profecía autocumplida, las corridas bancarias condujeron a una masiva liquidación, a pérdida de activos bancarios y a quiebras de bancos. Simultáneamente, ante la caída de ingresos, se incrementaron las cargas reales de la deuda contratada en términos nominales, y los consiguientes incumplimientos.

He y Krishnamurthy (2013) argumentan que los métodos tradicionales de valuación de activos suelen ignorar la intermediación financiera, asumiendo que las decisiones de estos intermediarios reflejan perfectamente las preferencias de sus clientes e inversionistas. Sin embargo, en realidad, los activos más complejos son muy sensibles a la solvencia de intermediarios financieros, cuyo

deterioro en tiempos de crisis es amplificado por la pérdida de confianza. En esto, dichos autores coinciden con Bernanke, pero aportan lo suyo al enfocarse en la restricción de capital social que enfrentan las instituciones financieras, y mostrar así que el incremento de las primas por riesgo durante las crisis se debe a la escasez de capital que agudiza dicha restricción.

Otro estudio clave es el de Kiyotaki y Moore (1997), quienes, aplicando un modelo dinámico, plantean que la interacción entre límites al crédito y precios de activos es un mecanismo de transmisión potente, por el cual los efectos de los *shocks* persisten, se amplifican y se extienden hacia otros sectores. Así, incluso pequeños choques temporales en tecnología o ingreso pueden causar grandes fluctuaciones en precios de activos y el producto. Este planteo es corroborado por Kasa (1998), quien, utilizando datos de precios de activos inmuebles en Hong Kong, Japón y Corea del Sur, encuentra que las restricciones al crédito están positivamente correlacionadas con la persistencia de fluctuaciones en los precios. Por ello, cuando ocurre una crisis y se percibe mayor riesgo de *default*, las instituciones financieras suelen imponer más barreras al crédito, que ahondan la crisis.

Por su parte, Dixon *et al.* (2012) evalúan el impacto de los *hedge funds* sobre el riesgo sistémico en la crisis de 2008. Este tipo de fondos son abiertos a inversionistas institucionales y de alto patrimonio, por lo cual la información sobre sus posiciones y valorización es escasa y opaca. Esta falta de información es un factor adicional de incertidumbre e inestabilidad financiera en tiempos de crisis. Entre las posibles fuentes del incremento de la percepción de riesgo en el mercado, mencionan que las ventas en corto por fondos grandes pueden resultar en injustificadas caídas de precios de los activos o disminuciones del valor real de patrimonios.

Los estudios citados arriba ponen en evidencia el efecto amplificador del sistema financiero. Muestran que las instituciones financieras pueden volverse ineficientes en períodos de fuerte contracción económica, ya sea por el incremento de costos de transacción, restricciones de capital social de los intermediarios, límites al crédito o escasez de información públicamente accesible. Sus hallazgos dan luces para estudios enfocados específicamente en las AFP y la medida en que estas pueden incrementar la magnitud de una crisis o su duración a resultas de choques negativos.

2.2 Límites al arbitraje

La importancia sistémica del rol de las instituciones financieras es acentuada por los límites al arbitraje. Shleifer y Vishny (1997) explican que, cuando el

mercado es muy volátil, el precio de los activos difiere de su valor fundamental porque a los arbitrajistas suele serles más relevante el riesgo idiosincrático que el sistémico debido a que no suelen estar diversificados. En su modelo, los activos no son racionalmente valorizados y el riesgo idiosincrático deteriora el arbitraje. Específicamente, algunos activos con alta varianza idiosincrática pueden estar sobrevalorados, y este desbalance no es eliminado por el arbitraje, porque venderlos en corto implica un riesgo alto que no es compensado por un retorno esperado suficiente. Entre las causas que empeoran el arbitraje durante una crisis, señalan que las instituciones financieras con financiamiento inestable agravan las situaciones de ventas de emergencia o *fire sales*, y que la interconectividad entre bancos puede causar una cascada de liquidaciones. Así, un banco que sufre pérdidas y está muy apalancado se ve forzado a vender activos a precios descontados, y, como otros bancos deben reevaluar sus activos a esos valores de mercado temporalmente bajos, puede desatarse una cadena de ventas con grandes pérdidas.

Los siguientes estudios se enfocan en otros factores que agravan los límites al arbitraje durante una crisis: Duffie, Gârleanu y Pedersen (2005) encuentran que los costos de transacción pueden ser distorsionantes; Ellul, Jotikasthira y Lundblad (2011) muestran que el precio de los bonos y la calificación de los intermediarios financieros bajan a resultas de restricciones regulatorias que les hacen vender bonos; y Dow (2004) argumenta que cae un determinante clave del precio que los inversionistas están dispuestos a pagar, como es el grado de liquidez.

En suma, los límites al arbitraje conducen a diferencias entre los precios de los activos y sus valores fundamentales, amplificadas durante una crisis por *fire sales*, costos de transacción distorsionantes, restricciones regulatorias, y baja liquidez. Estos factores también agrandan los desvíos en los precios de los activos de las AFP respecto a sus valores fundamentales.

2.3 Rol aislante de activos de los intermediarios financieros

Como alternativa a los estudios reveladores del efecto amplificador de las instituciones financieras, otros estudios plantean que dichas instituciones pueden tener un rol aislante de *shocks* originados en mercados financieros. Ello porque las instituciones que son inversionistas de largo plazo pueden sobrellevar las fluctuaciones transitorias en precios de activos financieros sin ver su valoración de mercado afectada significativamente.

Entre los estudios pioneros del rol aislante, Hanson *et al.* (2015) se enfocan en los bancos comerciales y en la importancia de contar con una fuente de

financiamiento estable para poder crear valor. En particular, señalan que los grandes bancos comerciales pueden sobrellevar situaciones de *fire sales* porque tienen pasivos «dormidos», con depositantes insensibles al valor de los activos del banco debido al seguro de depósitos del Gobierno. Esos bancos tienen una ventaja comparativa, pues su valuación no es afectada significativamente por los límites al arbitraje generadores de desviaciones transitorias en precios de activos, ya que pueden mantener, en sus portafolios de largo plazo, activos poco líquidos sujetos a fluctuaciones transitorias de precios, pero con bajo riesgo fundamental. Dichos autores también hacen una distinción, al igual que Shleifer y Vishny (2011) y Hanson *et al.* (2015), entre instituciones financieras con pasivos estables e inestables respecto a su interacción con las *fire sales*. Las primeras pueden invertir en activos poco líquidos y mantenerlos hasta el vencimiento, mientras que las segundas deben invertir en activos más líquidos porque su riesgo ante corridas es mayor. Estas últimas no pueden adoptar un rol aislante porque su estructura de pasivos las hace propensas a involucrarse en *fire sales*. Utilizando datos contemporáneos, comprueban empíricamente que las clases de activos más ilíquidas son mantenidas hasta su vencimiento por intermediarios menos inestables financieramente.

Similarmente, Diamond y Rajan (2011) hallan evidencia de cómo las instituciones con financiamiento inestable se ven obligadas a involucrarse en *fire sales*. Asimismo, Diamond y Dybvig (1983) y Gorton y Pennacchi (1990) discuten cómo las instituciones financieras pueden dar estabilidad a sus pasivos financieros para poder invertir en activos poco líquidos.

Chodorow-Reich *et al.* (2021) aportan al respecto cuando precisan que de la buena salud del mercado depende que una institución financiera con pasivos estables pueda adoptar el papel de *asset insulator*, evitando fricciones en el mercado financiero y protegiendo activos de las fluctuaciones transitorias debido a su hoja de balance estable y horizonte de inversión de largo plazo. Si las condiciones del mercado se deterioran lo suficiente, la institución puede perder su habilidad de invertir a largo plazo y tener que liquidar sus tenencias a precios de un mercado a la baja. Por ende, a medida que aumenta el riesgo de liquidación forzosa, la capacidad de aislar activos disminuye y las fluctuaciones transitorias de los activos financieros sí impactan la valorización de mercado. Dichos autores estiman el efecto traspaso de las tenencias de activos al valor de mercado de las compañías de seguros de vida en Estados Unidos y encuentran que, durante la crisis 2008-2009, la pérdida de un dólar en activos crea una pérdida de US\$ 1 en el valor de mercado de la compañía, versus un traspaso mucho menor –de aproximadamente US\$ 0.10– en otros años.

Estos resultados indican, bajo el marco de *asset insulation*, que: (i) el pequeño efecto traspaso en condiciones normales ejemplifica el rol aislante; pero, (ii) en tiempos de crisis, el riesgo de liquidación reduce la habilidad de mitigar *shocks*. Sin embargo, Chodorow-Reich *et al.* (2021) también demuestran que, durante dicha crisis, varias aseguradoras no cayeron en insolvencia porque fueron capaces de aislar –aunque sea parcialmente– gran parte de su portafolio de la gran dislocación en los precios. Esos autores concluyen recomendando que se evalúe empíricamente el rol aislante de otras instituciones financieras, de los fondos de pensiones en particular.

En síntesis, los estudios recientes plantean que las instituciones financieras pueden mitigar *shocks* transitorios. La explicación que ofrecen radica en que son inversionistas de largo plazo, con capacidad de soportar fluctuaciones en los precios de los activos sin que su valor de mercado varíe. Sin embargo, esta capacidad de aislar puede verse eliminada o muy reducida por el incremento del riesgo de liquidación durante una crisis. Ello nos motivó a indagar si las AFP son aislantes o amplificadoras de choques transitorios, en un contexto latinoamericano.

3. Marco analítico

3.1 Modelo teórico base

Según el modelo del rol aislante de activos de Chodorow-Reich *et al.* (2021), debido a los límites al arbitraje, pueden coexistir dos valorizaciones para un mismo activo. Una es la valorización fundamental (A^*t), que refleja el valor del activo para un inversionista de largo plazo, considerando los flujos de caja esperados descontados:

$$A^*_t = \mathbb{E}^*_t[\sum_t^\infty \delta^t C_t] \dots (1)$$

La otra es la valorización de mercado (A_t), que refleja condiciones transitorias y no coincide exactamente con el valor presente de los flujos de caja de los activos en cada punto del tiempo. Por ello, el precio de mercado de los activos puede representarse como una función del valor fundamental, donde w_t puede ser distinto de 1 y varía en el tiempo:

$$A_t = w_t A^*_t \dots (2)$$

Un aislante de activos es una institución capaz de protegerlos de las fluctuaciones transitorias al mantenerlos a largo plazo, y de crear valor a partir del diferencial entre el precio de mercado (A_t) y la valorización fundamental

(A^*). Ello causa que los accionistas fijen el valor de mercado del capital del intermediario (E_t) de manera diferente a la brecha entre el valor de mercado actual de sus activos y pasivos. En la ecuación (3), podemos observar que el valor de mercado del intermediario (E_t), en el largo plazo, se compone de: (i) el valor presente del precio de largo plazo de sus activos $\delta^T A_T$ (en el período T, que representa el momento en que es liquidado el activo); (ii) el valor presente de los cupones hasta el momento de liquidación $\sum_0^T \delta^t C_t$; y (iii) los pagos fijos de pasivos en cada período $\sum_0^\infty I$.

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T A_T + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (3)$$

3.2 Aplicación a las AFP

Ese modelo puede ser aplicado al caso de las AFP en Chile, donde por ley deben invertir gran parte de su capital del mismo modo en que invierten los ahorros de sus afiliados. Este encaje legal suma cerca del 70% del patrimonio de esas AFP. Por ello, desagregamos el componente de activos ($\delta^T A_T$) de la ecuación (3), respecto a los activos del encaje legal ($\delta^T R_T$) y otros activos (O_t) en el balance de la AFP.

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T R_T + O_t + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (4)$$

Como la inversión de los ahorros para la jubilación es a largo plazo, en condiciones normales, las AFP pueden esperar que las fluctuaciones en los precios de los activos en los fondos de pensiones se disipen, y no sea urgente venderlos. Por ello, consideramos el valor de mercado de los activos en el encaje legal en el largo plazo ($\delta^T R_T$); mientras que, para los otros activos, tomamos directamente el valor de liquidación en el período actual (O_t). Así, las AFP pueden crear valor al mantener activos a largo plazo en el encaje legal que, por el contrario, estarían sujetos a *shocks* de valorización. Con ello, se produce un efecto traspaso menor de 1 de los precios de los activos en el encaje al valor de mercado de las AFP (E_t). Esto se especifica reemplazando la ecuación (5) en la ecuación (4) y derivando la ecuación (6).

$$R_t = w_t R_t^* \dots (5)$$

$$E_t = \mathbb{E}_t^*[\delta^T w_t R_t^* + O_t + \sum_0^T \delta^t C_t - \sum_0^\infty I] \dots (6)$$

Solo los *shocks* que afectan el valor de largo plazo de los activos en el encaje legal afectan el valor de mercado de la AFP ($\partial E_t / \partial R_t^* = 1$). En cambio, los

shocks específicos al valor de mercado de los activos no deberían impactar sobre el valor de mercado de la AFP ($\partial E_t / \partial w_t = 0$), dado que por el encaje no van a poder liquidar sus posiciones. Por ello, en la ecuación (6) no aparece el término w_t y solo aparece el precio de los activos en el largo plazo. El promedio de las dos derivadas se traduce en un efecto traspaso menor de 1 en condiciones normales, ejemplificando el rol aislante de las AFP.

Sin embargo, dicho efecto traspaso depende de la salud financiera de la institución y la probabilidad de liquidación. Durante una crisis, los activos cotizan a grandes descuentos (w_t está muy debajo de 1) y las condiciones de las AFP pueden deteriorarse de tal forma que los inversionistas perciben que podrían liquidar sus posiciones a precios descontados. Así, a medida que los inversionistas perciben que la AFP podría perder su habilidad de aislar y cambiar su horizonte de inversión al corto plazo, la valorización a largo plazo de la AFP ya no aplica, y esta pasa a depender únicamente de la diferencia entre el valor de liquidación de sus activos ($w_t R_t^* + O_t$) y sus pasivos ($\frac{1}{\delta}$), como indica la ecuación (7):

$$E_t = w_t R_t^* + O_t - \frac{1}{\delta} \dots (7)$$

Dado que ($\partial E_t / \partial w_t > 0$), se incrementa el efecto traspaso. Es más, el efecto traspaso puede ser mayor de 1, pues la caída en el precio de los activos incrementa la probabilidad de costos por estrés financiero. Así, las AFP dejan de proteger a los activos de las turbulencias y se convierten en instigadoras de la dinámica de *fire sales*.

3.3 Efecto traspaso

En suma, si analizamos la ley de movimiento de la empresa en el modelo de Chodorow-Reich *et al.* (2021):

$$R_{i,t}^E = p_t^A R_{i,t}^A - p_t^L R_{i,t}^L + R_{i,t}^{OB} \dots (8)$$

el retorno de mercado de la AFP ($R_{i,t}^E$) depende del cambio en el valor de sus activos ($R_{i,t}^A$) y pasivos ($R_{i,t}^L$), escalado por el valor de mercado de la AFP, así como de otros factores subjetivos, incluidos en el valor de franquicia escalado ($R_{i,t}^{OB}$).

El coeficiente de interés es el p_t^A , que representa el efecto traspaso de los activos al valor de mercado de la AFP. El efecto traspaso p_t^A responde a lo siguiente: ¿cuál es el efecto en el valor de mercado de la AFP de una variación de US\$ 1 en el valor de los activos que posee? Al respecto, los resultados de

Chodorow-Reich *et al.* (2021) discrepan de la teoría de Modigliani-Miller, según la cual el intermediario financiero no crea valor al financiarse a valor de mercado y comprar activos a valor de mercado, planteando por ello que el valor de mercado del capital equivale a la diferencia entre el valor de mercado de activos y pasivos: $p^A_t = 1$ y $p^L_t = 1$. Mientras que, en realidad, los valores divergentes de p^A_t abren paso al análisis de los roles aislante y amplificador de intermediarios financieros, objeto de los estudios antes reseñados y de la presente investigación.

4. Metodología

Nuestra especificación empírica parte de la siguiente regresión mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$R^E_{i,t} = \beta + p^A_t R^A_{i,t} + \alpha_t + \gamma_i X_t + \varepsilon_t \dots \quad (9)$$

$R^E_{i,t}$ es el retorno de mercado de la AFP i , mientras que $R^A_{i,t}$ es el cambio en el precio de mercado de los activos en el portafolio de la AFP, escalado por el valor de mercado de la AFP. Pero esta regresión puede producir una estimación sesgada de p^A_t , porque el rendimiento observado de los activos en el portafolio de la AFP podría estar correlacionado con los cambios en el valor de otros activos en los balances de las AFP, de sus pasivos y negocios futuros. Por ejemplo, una disminución de la tasa libre de riesgo aumentaría el valor tanto de los activos como de los pasivos.

De hecho, al ser endógena la selección de activos que mantienen las AFP, necesitamos instrumentalizar choques exógenos para identificar sin sesgos el parámetro de interés: p^A_t . Por ello, utilizamos variables instrumentales, enfocándonos en los retornos anormales y grandes de los activos en el encaje, valiéndonos de la variación en los retornos de los activos que se desvían sustancialmente de un *benchmark* de la industria en cada fecha. Así, al centrarnos en movimientos anormales grandes, además de controlar por los movimientos de precios agregados y específicos del sector, despejamos la endogeneidad, porque es improbable que una variable omitida pueda generar retornos anormales grandes. También hacemos una diferenciación entre los choques en períodos de crisis y en los sin crisis.

Primero, dividimos $R^A_{i,t}$, el retorno de los activos, en la parte que proviene de los activos para los que podemos construir un rendimiento, $R^A_{i,t}(T)$ (T denota «*traded*»), y la que proviene de los activos para los cuales no conocemos el rendimiento, $R^A_{i,t}(NT)$. Consideramos $R^{A,x}_{i,t}(T)$, que denota el retorno anormal y dividimos $R^{A,x}_{i,t}(T)$ en la parte procedente de activos con grandes

rendimientos anormales (sin escalar) $R^{A,x}_{i,t}(b)$, $b \subseteq T$ (b por «big»), y la parte procedente de activos sin grandes rendimientos anormales.

A continuación, aplicamos la especificación de variables instrumentales para estimar el efecto traspaso p^A_t separadamente para los períodos de crisis y sin crisis. Nuestra ecuación estructural contiene los efectos traspaso en crisis y no crisis de los retornos de los activos:

$$R^E_{i,t} = \beta + p^A_{crisis} I\{t \subseteq crisis\} R^A_{i,t}(T) + p^A_{noncrisis} I\{t \notin crisis\} R^A_{i,t}(T) + \alpha_t + \gamma_i X_t + \varepsilon_t \dots (10)$$

El período de crisis cubre de octubre de 2008 a diciembre de 2009, y también de enero de 2019 a julio de 2020. Cabe destacar que, a finales de julio de 2020, se dio en Chile la primera política de retiros de fondos de pensiones. Los retiros son fenómenos exógenos no generalizables, que implican venta forzosa de activos por parte de las AFP. Por ello, se excluye de la muestra el período entre agosto de 2020 a la fecha.

Así, los instrumentos de la primera etapa son los retornos anormales grandes en crisis, $I\{t \subseteq crisis\} R^{A,x}_{i,t}(b)$, y no crisis $I\{t \notin crisis\} R^{A,x}_{i,t}(b)$.

Entonces, agregamos y escalamos las rentabilidades de los activos de cada AFP para generar una rentabilidad a nivel de AFP sobre su cartera, y la rentabilidad procedente únicamente de las grandes rentabilidades anormales; tal que:

$$R^A_{i,t}(T) = \sum_j s_{i,j,t-1} \tilde{R}^A_{j,t} \dots (11)$$

$$R^{A,x}_{i,t}(b) = \sum_{j \in b} s_{i,j,t-1} \tilde{R}^{A,x}_{j,t} \dots (12)$$

$$s_{i,j,t} \equiv \frac{P_{j,t} Q_{i,j,t}}{E_{i,t}} \dots (13)$$

Donde $s_{i,j,t}$ denota las tenencias del activo j por parte de la AFPi como proporción del capital de mercado de la AFPi.

Respecto a la efectividad de nuestra estrategia de identificación, cabe enfatizar: primero, que el instrumento $R^{A,x}_{i,t}(b)$ incluye solo los rendimientos de los activos que se desvían sustancialmente del rendimiento de los activos del sector. Si los grandes retornos reflejan movimientos idiosincrásicos en el activo particular, en lugar de características sistemáticas que la AFP tiene como objetivo para su cartera, entonces no estarán correlacionados con otras partes del balance. Segundo, tanto el instrumento como la variable endógena incluyen solo la parte del rendimiento de estos activos que no se explica por el

sector. Por ende, los factores comunes a todos los rendimientos de los activos en una fecha determinada no contaminan la estimación del efecto traspaso, p^A_t .

Adicionalmente, eliminamos los efectos fijos de tiempo (α_t) e incluimos variables de control ($\gamma_i'X_t$). Porque el efecto fijo de fecha α_t , al controlar paramétricamente las perturbaciones macro que afectan a todas las AFP por igual, conduciría al error de explicar el efecto traspaso por el aumento de las correlaciones entre activos durante una crisis. En cambio, el término $\gamma_i'X_t$ permite a las AFP cargar de forma diferente los factores agregados contenidos en X_t que también podrían estar correlacionados con sus elecciones de cartera. En nuestra especificación de referencia, X_t contiene el rendimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

En suma, nuestra identificación asume que $R^{Ax}_{i,t}(b)$ no está correlacionado con los retornos de otras partes del balance de la AFP_{i,t}, ni con los cambios en el valor de otros negocios no capturados por los efectos fijos de tiempo (α_t) o las variables de control ($\gamma_i'X_t$).

5. Análisis de resultados

5.1 Sección empírica

5.1.1 Datos y variables

Nos basamos en datos mensuales publicados por la Superintendencia de Pensiones de Chile (SPC) y datos en línea de Terminal Bloomberg, de octubre de 2008 a julio de 2020.

Con esos datos, construimos un índice (en adelante, «el Índice») del retorno de los activos de las AFP, considerando los retornos de los fondos de pensiones (A, B, C, D, E) y ponderándolos por el peso de cada fondo en el encaje legal de cada AFP.

Para armar la variable instrumental por activo, recurrimos a los montos de inversión (US\$) en cada activo del portafolio de cada AFP; los cuales, al contener el precio por la cantidad de cada instrumento en cada mes en el período de análisis ($P_{j,t}Q_{ij,t}$), son necesarios para escalar las rentabilidades anormales de los activos de cada AFP. Estos montos de inversión mensuales por activo pueden extraerse de la página web de la SPC para bonos locales, acciones de empresas locales y activos extranjeros.

Tuvimos que excluir los siguientes activos con información faltante en dicha fuente de la SPC: fondos mutuos y de inversión locales, activos alternativos nacionales, bonos financieros locales y activos de instituciones estatales. Pero para nuestro análisis no es una limitación relevante la exclusión de los

fondos mutuos / de inversión locales y activos alternativos nacionales, porque solo representan ~2.5% del portafolio de las AFP en promedio. Tampoco resulta problemática la exclusión de los bonos financieros locales (<15%), porque la información disponible sobre los bonos financieros extranjeros nos permite capturar la dinámica del sector financiero; ni la exclusión de los bonos de instituciones estatales (<20%), dado que, utilizando efectos fijos, controlamos por las perturbaciones macroeconómicas que afectan a todas las AFP por igual.

Y de Bloomberg obtuvimos el capital de mercado (*market capitalization*) de cada AFP en cada mes durante el período de análisis de $(E_{i,t})$, necesario para identificar el peso por el cual se pondera cada retorno anormal: $s_{i,j,t} \equiv \frac{P_{j,t}Q_{j,t}}{E_{i,t}}$.

También utilizamos Terminal Bloomberg para obtener los retornos del instrumento en cada mes del período de análisis, tomando los precios en la moneda original del instrumento (para excluir el efecto del tipo de cambio) y calculando el retorno mensual. Cabe resaltar que solo nos fue posible obtener el retorno de los activos públicos, pero que estos son representativos para explicar el retorno del portafolio completo de la AFP; ya que, como muestran las tablas 1, 2 y 3, el retorno de esos activos públicos tiene un efecto positivo y significativo al 99% sobre el retorno de la AFP. Por ello, analizamos la relación entre el retorno del Índice contra el retorno de la AFP, obteniendo un estimador positivo y significativo. Esta relación fuerte nos permitió emplear el retorno del Índice como *proxy* del retorno de los activos de la AFP y usar ambas variables indistintamente al correr regresiones. Consecuentemente, analizamos el efecto del retorno de los activos públicos sobre el retorno del Índice; el cual resultó ser positivo y significativo, quedando clara así la representatividad de los activos considerados para el instrumento.

Por último, a fin de identificar los activos que tienen retornos grandes anormales, fue necesario calcular $R^{Ax}_{i,t}(b)$. Para ello, clasificamos los activos en análisis por industria y los comparamos contra el *benchmark* en cada fecha, obtenido de Bloomberg. Consideramos los retornos que se desvían sustancialmente del *benchmark*, aplicando un criterio validado por especialistas (6% en valor absoluto, según Chodorow-Reich *et al.*, 2021). Y de Terminal Bloomberg obtuvimos el rendimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

Tabla 1
Regresión del retorno de la AFP contra el retorno de los activos públicos

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP
Retorno de los activos	2.864*** (4.05)
Constante	0.00612 (1.49)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 2
Regresión del retorno de la AFP contra el retorno del Índice

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	1.239*** (6.42)
Constante	0.000944 (0.23)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 3
Regresión del retorno del Índice contra el retorno de los activos públicos

	Oct. 2008 – Jul. 2020
	Retorno del Índice
Retorno de los activos	2.250*** (13.91)
Constante	0.0042*** (4.49)
N	284

Notas. t *statistics* entre paréntesis. *** p<0.001.
Fuentes: SPC(2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

5.1.2 Modelo empírico y estadísticos obtenidos

Para evaluar la validez de nuestra hipótesis, pusimos a prueba el modelo teórico. Corrimos un modelo con variables instrumentales y efectos fijos por mes. La variable dependiente es el retorno de mercado de la AFP ($R_{i,t}^E$), y la variable independiente es el retorno del Índice ($R_{i,t}^A$) como *proxy* del retorno de los activos de la AFP, instrumentalizado por los grandes retornos anormales ($R_{i,t}^{A,x}(b)$). Las variables independientes son: una *dummy* que toma el valor de 1 cuando ocurre una crisis y cero en caso contrario, y la interacción entre esa *dummy* y el coeficiente estimado de la regresión entre $R_{i,t}^A$ y $R_{i,t}^{A,x}(b)$. Y la variable de control es el rendimiento (*yield*) del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

Definimos la variable $R_{i,t}^{A,x}(b)$ como la sumatoria del retorno de los activos ($R_{i,t}^A$) que exceden, en valor absoluto, el retorno promedio de la industria a la que pertenecen en +6%, porcentaje propuesto por Chodorow-Reich *et al.* (2021). Así, en la primera etapa del modelo, empleamos el gran retorno anormal $R_{i,t}^{A,x}(b)$ como instrumento para el retorno del Índice ($R_{i,t}^A$).

Además, separamos el período de estudio (Oct. 2008 – Jul. 2020) en dos muestras (Oct. 2008 – Dic. 2014 y Ene. 2015 – Jul. 2020) debido a que, en el período completo, la duración de la época sin crisis es mucho mayor que la duración de la época con crisis. Ello causaba multicolinealidad. No logramos capturar el impacto de la crisis por la COVID-19, porque excluimos los meses a partir de Jul. 2020 debido a los retiros de fondos legalmente permitidos desde entonces.

Tabla 4
Regresión entre el retorno del Índice y el instrumento (retorno anormal grande)

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Ene. 2015 – Jul. 2020
	Retorno del Índice	Retorno del Índice
Retorno anormal grande	8.239*** (7.77)	4.184*** (9.46)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	-0.000609 (-0.25)	0.00149 (0.59)
<i>Dummy crisis</i>	-0.00334 (-0.95)	0.00686* (2.03)
Constante	0.00672** (1.08)	0.0000215 (0.00)
N	150	134

Notas. t *statistics* entre paréntesis. ** p<0.01 *** p<0.001.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Cabe destacar la relevancia del instrumento empleado, evidenciada por los resultados de la primera etapa del modelo (tabla 4). Así, en ambas muestras (Oct. 2008 – Dic. 2014 y Ene. 2015 – Jul. 2020), el retorno anormal grande tiene un efecto positivo y significativo al 99% sobre el retorno del Índice, demostrativo de la existencia de una relación directa entre el instrumento y la variable dependiente. Además, la magnitud del impacto es mayor en la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014, debido a que hay una menor proporción de activos públicos para dicho período.

A la luz de la regresión principal (tabla 5), se concluye, para la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014, que en crisis es positivo y significativo al 95% el impacto del retorno anormal grande sobre el retorno de la AFP. Para Dic. 2015 – Jul. 2020, este impacto es no significativo y de poca magnitud, pero sigue siendo positivo. Como se esperaba, los años comprendidos en la primera muestra hacen que sus resultados reflejen mejor el impacto de la crisis, razón por la cual los priorizamos sobre los resultados de la segunda muestra. Por otro lado, en épocas sin crisis, el impacto del retorno de los activos es no significativo y muy cercano a cero, para ambas muestras. Las otras variables tienen un impacto no significativo sobre el retorno de la AFP.

Tabla 5
Regresión principal con variable instrumental y efectos fijos

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Dic. 2015 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.711 (0.62)	0.277 (0.17)
Interacción	4.194* (1.97)	0.800 (0.45)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.00904 (0.77)	0.00448 (0.35)
<i>Dummy crisis</i>	-0.0451 (-1.67)	-0.0238 (-1.56)
1.mes	0	0
...	(.)	(.)
75.mes / 67.mes / 142.mes	0.00545 (0.07)	-0.00225 (-0.03)
Constante	-0.0346 (-0.63)	-0.00848 (-0.16)
N	150	134

Notas. t statistics entre paréntesis. * p<0.05.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

5.2 Discusión de resultados

5.2.1 Análisis

Los resultados obtenidos respaldan nuestra hipótesis. En efecto, el coeficiente $p^A_{noncrisis}$ no significativo indica que el efecto traspaso de las tenencias de activos al valor de mercado de las AFP es menor de 1 en períodos sin crisis. Y el coeficiente p^A_{crisis} , significativo y mayor de 1 para la muestra de Oct. 2008 a Dic. 2014, es señal de que, durante esa crisis, las AFP han amplificado la caída de precios de los activos financieros. Bajo el marco de *asset insulation*, esos resultados indican que: (i) el pequeño efecto traspaso en condiciones normales ejemplifica el rol aislante; pero, (ii) en crisis, el riesgo de liquidación reduce la habilidad de mitigar *shocks*, y estos son amplificados.

El hecho de que, en años sin crisis, el traspaso tenga un valor sustancialmente inferior a uno y potencialmente igual a cero, es un reflejo de los límites del arbitraje que generan variaciones en precios de mercado de activos no relacionadas con sus valores a largo plazo.

Similarmente al estudio de Chodorow-Reich *et al.* (2021), el nuestro también rechaza el planteo de irrelevancia formulado por la teoría de Modigliani-Miller, según el cual el valor de mercado del capital equivale a la diferencia entre el valor de mercado de los activos y los pasivos con $p^A_t = 1$. Los datos rechazan la igualdad de los coeficientes durante y fuera de crisis, así como también que el coeficiente fuera de crisis sea igual a 1. Los divergentes valores hallados de p^A_t en crisis y no crisis refuerzan los análisis de los sendos roles amplificador y aislante de los intermediarios financieros.

5.2.2 Pruebas de robustez

Realizamos una serie de pruebas a fin de evaluar la robustez de los resultados. Primero, con un modelo sencillo sin variables instrumentales ni efectos fijos; segundamente, con la regresión principal sin efectos fijos; y, terceramente, mediante la misma regresión, pero con dos criterios distintos para definir el instrumento. También optamos por comparar entre ventanas de la muestra agregándoles años (Oct. 2008 – Dic. 2014, Oct. 2008 – Dic. 2016, Oct. 2008 – Dic. 2018), para evaluar si nuestros resultados se sostienen en períodos más largos. Por último, evaluamos si nuestros resultados se mantienen cuando se consideran no solo las crisis de gran magnitud internacional, sino también las desencadenadas por problemas políticos/sociales internos de Chile. Específicamente:

Primero, utilizamos un MCO sencillo, sin variables instrumentales ni efectos fijos, donde la variable dependiente sigue siendo el retorno de la AFP, y las explicativas son el retorno del Índice y una interacción entre la *dummy* de crisis y el retorno del Índice. Cuyos resultados (tabla 6) indican que, en crisis, el efecto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es mayor de uno y significativo para todas las muestras. En cambio, sin crisis ese efecto es cercano a cero (a excepción de la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014). Estos resultados son consistentes con los obtenidos de la regresión principal para la muestra 2008-2014, en términos de signos y de la divergencia entre el efecto traspaso durante y sin crisis.

Tabla 6
Prueba de robustez 1

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	1.193** (2.87)	0.696* -2.03	0.742* (2.45)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x retorno del Índice)	1.236* (2.30)	1.739*** -3.65	1.700*** (3.89)
Constante	0.0113 (1.87)	0.00936 (1.86)	0.00709 (1.65)
N	150	198	246

Notas. *t statistics* entre paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En segundo lugar, aplicamos una regresión similar a la regresión principal, pero sin efectos fijos por mes y excluyendo el control del rendimiento (*yield*) del bono del Tesoro de Estados Unidos. El resultado (tabla 7) indica un efecto positivo y significativo del retorno de los activos sobre el retorno de las AFP en épocas con crisis para todas las muestras evaluadas, mientras que tal efecto es cercano a cero en magnitud y no significativo en épocas sin crisis.

Tabla 7
Prueba de robustez 2

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.235 (0.18)	0.572 (0.51)	0.855 (0.87)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	5.082* (2.08)	4.705* (2.12)	5.208* (2.10)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0544* (-2.37)	-0.0412* (-2.14)	-0.0383* (-2.04)
Constante	0.0252* (2.19)	0.0145 (1.66)	0.00927 (1.29)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria en valor absoluto sea mayor del 6%. *t* statistics entre paréntesis. * $p < 0.05$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Tabla 8
Prueba de robustez 3

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.4616 (0.38)	0.8725 (0.85)	1.1305 (1.37)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	5.8676* (1.91)	3.909 (1.23)	3.532 (0.96)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.0083 (0.69)	0.0251 (1.9)	0.0081 (0.77)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0411 (0.11)	-0.0535 (-2.24)	-0.0157 (-0.83)
1.mes	0	0	0
...	(.)	(.)	(.)
n-ésimo.mes	-0.0043 (-0.06)	0.0032 (0.04)	-0.0381 (-0.53)
Constante	-0.0398 (-0.71)	-0.044 (-0.78)	-0.0581 (-0.98)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria sea en valor absoluto mayor que su desviación estándar. *t* statistics entre paréntesis. * $p < 0.05$.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En tercer lugar, aplicamos la regresión principal con dos criterios distintos al propuesto por Chodorow-Reich *et al.* (2021) para definir el instrumento. Como primer criterio alternativo, planteamos que sean retornos anormales grandes aquellos cuyo exceso sobre el promedio de la industria en valor absoluto es mayor que su desviación estándar. Así, obtuvimos (tabla 8) que, en todas las muestras, el efecto de los retornos de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo en épocas con crisis, aunque solo es significativo en la primera muestra, probablemente porque esta captura mejor la crisis *subprime*. En épocas sin crisis, dicho efecto es cercano a cero y no significativo.

El otro criterio alternativo consistió en considerar como retornos anormales grandes aquellos cuyo exceso sobre el promedio de la industria al cuadrado es mayor que su varianza. En este caso, al igual que en el anterior, obtuvimos (tabla 9) que, en todas las muestras, el efecto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo en épocas con crisis, aunque significativo solo en la primera muestra. En épocas sin crisis, ese efecto es cercano a cero y no significativo.

Tabla 9
Prueba de robustez 4

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Oct. 2008 – Dic. 2016	Oct. 2008 – Dic. 2018
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.3441 (0.27)	0.9722 (0.78)	0.8681 (1.06)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	6.6367* (1.86)	5.145 (1.12)	4.498 (1.12)
1.mes	0	0	0
...	(.)	(.)	(.)
n-ésimo.mes	0.0031 (0.04)	0.0072 (0.09)	-0.0387 (-0.54)
Constante	-0.0426 (-0.77)	0.0066 (0.13)	-0.0459 (-0.97)
N	150	198	246

Notas. El estimado de la regresión principal se obtuvo mediante la regresión entre el retorno del Índice y el retorno anormal grande, con la condición de que el exceso de retorno sobre el promedio de la industria al cuadrado sea mayor que su varianza. *t statistics* entre paréntesis. * $p < 0.05$.
Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

Por último, optamos por aplicar la regresión principal agregándole como períodos de crisis los meses en que hubo crisis locales en Chile. Identificamos estos períodos con base tanto en el PBI de Chile como en coyunturas de inestabilidad interna en ese país. Incluimos así los meses en que el PBI fue negativo o decreció en una magnitud mayor que la desviación estándar del PBI promedio en valor absoluto. E incluimos también las siguientes coyunturas de inestabilidad por cuestiones políticas/sociales/económicas internas: movilizaciones

estudiantiles en 2011 por el rechazo al fuerte carácter privado y comercial del sistema educativo; la crisis política durante el gobierno de Michelle Bachelet, entre octubre de 2015 y julio de 2016; y el estallido social por el alza de la tarifa en el sistema del transporte público de Santiago en octubre de 2019. Al asignar para esos el valor de 1 a la variable *dummy*, obtuvimos (tabla 10) que el impacto del retorno de los activos sobre el retorno de la AFP es positivo, de gran magnitud, pero no significativo. Lo cual indicaría que, en las etapas de crisis internas, las expectativas de los inversionistas en torno a la probabilidad de falla de las AFP no aumentan suficientemente para gatillar un significativo efecto traspaso mayor de 1. Sin crisis, el impacto es muy cercano a cero y no significativo, consistente con el rol aislante.

Tabla 10
Prueba de robustez 5

	Oct. 2008 – Dic. 2014	Dic. 2015 – Jul. 2020
	Retorno de la AFP	Retorno de la AFP
Retorno del Índice	0.0662 (0.04)	0.5059 (-0.22)
Interacción (<i>dummy</i> crisis x estimado de la regresión principal)	4.5249 (1.47)	1.678 (0.68)
<i>Yield Treasury 10yr</i>	0.0126 (0.96)	0.0062 (0.42)
<i>Dummy</i> crisis	-0.0316 (-1.24)	-0.0189 (-0.76)
1.mes	0	0
...	(.)	(.)
75.mes / 67.mes / 142.mes	-0.0902 (-0.95)	0.023 (0.27)
Constante	-0.0209 (-0.36)	-0.0248 (-0.47)
N	150	134

Nota. t *statistics* entre paréntesis.

Fuentes: SPC (2021) y Bloomberg. Elaboración propia, 2022.

En síntesis, nuestros hallazgos se sostienen frente a distintas variaciones en el método de estimación. Tanto para el caso de la regresión con MCO como para la regresión con variables instrumentales sin efectos fijos, el coeficiente que refleja el efecto del retorno de los activos es positivo y significativo durante crisis; y, sin crisis, este efecto es de magnitud cercana a cero. Al emplear dos criterios alternativos para definir el instrumento, se mantienen ambos resultados, aunque el efecto en crisis solo muestra significancia en la primera muestra debido a que esta captura mejor la crisis. El efecto del retorno de los activos resulta no significativo, tanto en crisis como sin crisis, únicamente cuando está asociado a crisis internas; indicando así que estas no han sido de la magnitud o duración suficiente para gatillar un efecto traspaso mayor de 1, probablemente debido a que los inversionistas no percibieron un incremento preocupante en la probabilidad de liquidación a corto plazo de las AFP. Dado que un gran porcentaje de activos del portafolio de las AFP se rigen por factores internacionales, los inversionistas reaccionan más ante crisis globales y salidas de capitales.

5.2.3 Implicancias de política

Según nuestro marco analítico, en crisis, el efecto traspaso puede ser mayor de 1, dado que la caída en el precio de los activos incrementa la probabilidad de costos por estrés financiero. Así, los inversionistas perciben que las AFP pueden perder su habilidad de proteger a los activos de las turbulencias y convertirse en instigadoras de *fire sales*. Según nuestros hallazgos, la magnitud de dicho efecto puede mucho mayor que 1, en señal de una sobrereacción de inversionistas al entrar en una crisis de duración y consecuencias inciertas. A ello agréguese que el mercado de valores latinoamericano tiene problemas estructurales y su eficiencia es imperfecta. Esto implica que sus agentes pueden guiarse menos por los fundamentos de largo plazo durante una crisis, y reaccionar bruscamente en un contexto de salidas de capitales e incrementada percepción del riesgo de liquidaciones de AFP. Y también implica que los costos por estrés financiero enfrentados por las AFP en Latinoamérica sean mayores que los de un mercado desarrollado, dada su menor fortaleza institucional. La confluencia de estos factores explicaría nuestro hallazgo de la magnitud muy por encima de 1 del efecto traspaso en época de crisis.

El análisis de tales factores daría lugar a interesantes extensiones de la presente investigación, que permitirían entender mejor la sobrereacción del mercado en época de crisis. Bajo el marco de *asset insulation*, la AFP crea valor para el accionista al proteger el valor de mercado de los activos en su portafolio, de choques transitorios a los precios de tales. Pero los jubilados

no se benefician de esta creación de valor, porque reciben su pensión según el valor de liquidación de los activos en el momento de jubilarse. Lo cual no implica que sería beneficioso para los pensionistas ser dueños de acciones de la AFP, en lugar de serlo de una cuota del fondo de pensiones, porque se verían expuestos a choques idiosincráticos de la AFP y al gran efecto amplificador de caídas en precios de activos del portafolio en épocas de crisis. Una mejor alternativa de política para proteger al pensionista sería que los fondos de pensiones puedan cotizar en bolsa, y así los pensionistas estén menos expuestos al riesgo idiosincrático de la AFP y además tengan la posibilidad de vender sus cuotas a precio de mercado. Así, el pensionista podría beneficiarse de la creación de valor al vender a precio de mercado, el cual debiera regirse por los valores fundamentales de largo plazo de los activos en el fondo.

Cabe preguntarse si nuestros resultados para el caso chileno también podrían ser válidos para el peruano, dada la similitud en la legislación y el funcionamiento del Sistema Privado de Pensiones. En Chile, el encaje legal es el 1% de los fondos de pensiones, lo cual establece una relación directa entre la rentabilidad de la AFP y el desempeño de los fondos de pensiones. En el Perú, este encaje no es un porcentaje fijo de los fondos de pensiones, sino que varía según el nivel de riesgo de los valores en los que está invertido el fondo. En una contracción económica, el BCRP reduce el encaje para disminuir las restricciones al crédito y brindar liquidez a la economía. Esto puede causar que las AFP vendan activos y el rol amplificador se vea reforzado. También puede suceder que el encaje actúe como una protección de la rentabilidad de la AFP durante una crisis, lo que amenguaría el efecto amplificador. Por otro lado, la mayor rigidez que enfrentan las AFP en el Perú en materia de límites a la inversión y comisiones por saldo puede afectar la estimación del efecto amplificador/aislante si se usa la metodología empleada para Chile. Por ello, un estudio similar para el Perú debería considerar las comisiones por saldo, los límites a la inversión y la estructura del encaje.

5.3 Limitaciones

Respecto a la disponibilidad de información, la SPC no presenta los montos de inversión mensuales por activo de todos los activos en el portafolio de las AFP. Por ello, nuestro estudio tuvo que excluir a los fondos mutuos y de inversión locales, activos alternativos nacionales, bonos financieros locales y activos estatales. Sería mejor tener la información completa. Asimismo, los datos del SPC son mensuales. Utilizar datos diarios tal vez hubiera arrojado resultados más precisos.

Otra limitación es que los retornos de muchos activos dentro del portafolio de las AFP son privados; por tanto, no pudimos tomarlos en cuenta en el estudio.

Asimismo, a pesar de que en Chile existan actualmente siete AFP, nos hemos enfocado solo en las dos más líquidas (Hábitat y Provida). Dichas AFP son las únicas que cotizan en la Bolsa de Santiago y tienen una frecuencia de negociación suficiente para el estudio. Esto limita el estudio y lo vuelve difícilmente generalizable.

Finalmente, no nos hemos enfocado en el período de la crisis por la COVID-19, cuando se permitieron retiros de fondos pensionarios y estos ocuparon un lugar protagónico en el ámbito político chileno. El enfoque de nuestro trabajo no permite entender realmente el rol o impacto de las AFP durante ese período. Está por verse si el uso político de dichos retiros se repite o no en adelante, y así futuros estudios empíricos podrán evaluar su impacto en el rol amplificador o aislante de las AFP.

6. Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio ha analizado empíricamente si las AFP en Chile, que son inversionistas institucionales con gran peso en el mercado financiero de ese país, han desempeñado un rol aislante o amplificador de turbulencias financieras durante el período 2008-2020. Con tal fin, hemos buscado responder la siguiente pregunta específica: ¿cuál es el efecto traspaso del cambio en el precio de los activos que mantienen las AFP en Chile sobre su retorno de mercado?, planteándonos como hipótesis que dicho efecto traspaso en épocas de volatilidad normal es distinto que en épocas de crisis. Específicamente, que en épocas normales el efecto es menor que 1, en señal de que las AFP cumplen un rol aislante, porque son capaces de mantener sus inversiones a largo plazo y superar etapas de *fire sales* de activos sin que estas afecten significativamente su valorización de mercado; mientras que, en épocas de crisis, el efecto es mayor de 1, en señal de que las AFP amplifican el impacto de caídas en precios de activos financieros en su portafolio sobre su valorización de mercado, debido a que se incrementan el riesgo de liquidación que enfrentan y los límites al arbitraje.

Utilizando variables instrumentales, logramos resultados que verifican nuestra hipótesis con cierto grado de confianza, validados por pruebas de robustez. Así, el resultado de que el coeficiente $p^A_{noncrisis}$ es no significativo verifica nuestra hipótesis de que, en épocas normales, ha sido menor que 1 el efecto traspaso de caídas en precios de tenencias de activos al valor de mercado

de las AFP en Chile. Y que el coeficiente p^A_{crisis} resulte significativo y mucho mayor que 1 para la muestra Oct. 2008 – Dic. 2014 verifica nuestra hipótesis respecto a épocas de crisis: en estas, dichas AFP han amplificado el impacto sobre su valor de mercado de caídas en precios de activos en su portafolio. Ambos resultados se explican bajo el marco de *asset insulation*.

Lo cual implica que las AFP pueden cumplir un rol aislante de fluctuaciones financieras en épocas normales, mitigando el impacto sobre su valor de mercado de choques transitorios a precios de activos financieros en su portafolio, debido a sus pasivos estables y a su horizonte de inversión de largo plazo. Pero esa función mitigante se debilita o anula en tiempos de crisis, debido al incremento del riesgo de liquidación que las puede convertir en amplificadoras de choques transitorios.

Si bien es cierto que la creación de valor de largo plazo asociada al *asset insulation* beneficia más a los accionistas de la AFP que a los jubilados, para los pensionistas no sería beneficioso ser dueños de acciones de la AFP en vez de ser dueños del valor cuota del fondo de pensiones, pues se verían expuestos a choques idiosincráticos de la AFP y al efecto amplificador de caídas en precios de activos del portafolio durante una crisis. Mejor sería que los fondos de pensiones puedan cotizar en la bolsa; así los pensionistas no se verían expuestos al riesgo idiosincrático de la AFP y podrían vender sus participaciones a precio de mercado.

Sobre posibles estudios futuros, cabe señalar que, si bien el Sistema Privado de Pensiones peruano es similar legal y operativamente al chileno, existen tres diferencias. En el Perú: (i) el encaje no es un porcentaje fijo de los fondos de pensiones; (ii) son más rígidos los límites a la inversión; y (iii) existen comisiones por saldo. Por ello, de realizarse un estudio similar al nuestro, pero aplicado al caso peruano, la metodología tendría que ser modificada para considerar esas tres diferencias, a fin de que no causen ruido en la estimación del efecto amplificador/aislante. También invitamos a profundizar sobre los factores que pueden propiciar o frenar la repetición de los retiros permitidos como paliativos durante la crisis de la COVID-19, y sobre cómo impactaría ello en el rol aislante o amplificador de las AFP. Si se generaliza el recurso a tales retiros, estos pueden forzar *fire sales* que potenciarían el rol amplificador de las AFP en épocas de crisis.

Referencias bibliográficas

Bernanke, B. S. (1983). Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. *American Economic Review*, 73(3), 257-276. doi:10.3386/w1054

- Chodorow-Reich, G., Ghent, A. C., & Haddad, V. (2021). Asset insulators. *Review of Financial Studies*, 34(3), 1509-1539. doi:10.2139/ssrn.2810553
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419. doi:10.1086/261155
- Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2011). Fear of fire sales, illiquidity seeking, and credit freezes. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 557-591. doi:10.1093/qj/qlr012
- Dixon, L., Clancy, N., & Kumar, K. B. (2012). *Hedge funds and systemic risk*. RAND Corporation. https://www.rand.org/.../pubs/.../2012/RAND_MG1236.pdf
- Dow, J. (2004). Is liquidity self-fulfilling? *The Journal of Business*, 77(4), 895-908. doi:10.1086/422628
- Duffie, D., Gârleanu, N., & Pedersen, L. H. (2005). Over-the-counter markets. *Econometrica*, 73(6), 1815-1847. doi:10.1111/j.1468-0262.2005.00639.x
- Ellul, A., Jotikasthira, C., & Lundblad, C. T. (2011). Regulatory pressure and fire sales in the corporate bond market. *Journal of Finance*, 101(3), 596-620. doi:10.2139/ssrn.1362182
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States 1867-1960*. Princeton University Press. <https://www.jstor.org/stable/j.ctt7s1vp>
- Gorton, G., & Pennacchi, G. (1990). Financial intermediaries and liquidity creation. *Journal of Finance*, 45(1), 49-71. doi:10.1111/j.1540-6261.1990.tb05080.x
- Hanson, S. G., Shleifer, A., Stein, J. C., & Vishny, R. W. (2015). Banks as patient fixed-income investors. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 449-469. doi:10.1016/j.jfineco.2015.06.015 0304-405X
- He, Z., & Krishnamurthy, A. (2013). Intermediary asset pricing. *American Economic Review*, 103(2), 732-770. doi:10.1257/aer.103.2.732
- Kasa, K. (1998). Borrowing constraints and asset market dynamics: Evidence from the Pacific Basin. *FRBSF Economic Review*, 3, 17-28. <https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/17-28.pdf>
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248. doi:10.1086/262072
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). The limits of arbitrage. *Journal of Finance*, 52(1), 35-55. <https://www.jstor.org/stable/i340182>
- Shleifer, A., & Vishny, R. (2011). Fire sales in finance and macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 29-48. doi:10.1257/jep.25.1.29
- SPC. (2021). *Superintendencia de Pensiones de Chile*. <https://www.spensiones.cl/portall/institucional/594/w3-channel.html>